

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 7. SZÁM

2001. JÚLIUS

E SZÁM SZERZŐI:

Herman Sándor, a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető docense; *Dr. Jenev Andrásné*, a KSH Levéltár igazgatója; *Lénárt Imre*, a Pécsi Tudományegyetem PhD-hallgatója; *Dr. Mellár Tamás* kandidátus, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke; *Mihályffy László*, a KSH főtanácsosa; *Rappai Gábor*, a Pécsi Tudományegyetem docense; *Dr. Sik Endre* kandidátus, a KSH főtanácsadója, a TÁRKI kutatásvezetője; *Szép Katalin*, a KSH főtanácsosa; *Dr. Szilágyi György*, a közgazdaságtudomány doktora, a Magyar Statisztikai Társaság tiszteletbeli elnöke.

*

Hajnal Béla kandidátus, a KSH Szabolcs-Szatmár-Bereg Megyei Igazgatóság igazgatója; *Kotosz Balázs*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem PhD-hallgatója; *Lakatos Judit*, a KSH főosztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Oravecz Beatrix*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem PhD-hallgatója.

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
3224 – 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 hírlapkézbesítő postahivatalnál és a Levél- és Hírlapüzletági Igazgatóság Hírlapelőfizetési Irodájánál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefax: 303-3440) közvetlenül vagy postautalványon, valamint átutalással Postabank Rt. 219-98636, 021-42795 pénzforgalmi jelzőszámra.
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft

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

TARTALOM

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

Kedvezményezett vagy áldozat: a GDP és a költségvetési kiadások kapcsolata. – <i>Mellár Tamás</i>	573
Gazdag országok – szegény országok. Szokatlan vita a nemzetközi statisztikai életben. – <i>Dr. Szilágyi György</i>	587
A háztartási termelés pénzértéke. – <i>Szép Katalin – Sik Endre</i>	596

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

Néhány gondolat a varianciabecslés hibahatáráról. – <i>Lénárt Imre – Rappai Gábor</i>	613
---	-----

SZEMLE

A 11. nemzetközi műhelyvita a nemválaszolásról a háztartás-statisztikai adatgyűjtésnél. – <i>Mihályffy László</i>	622
Magyar szakirodalom	
Kerékgyártó Györgyné – Mundruczó György – Sugár András: Statisztikai módszerek és alkalmazásuk a gazdasági, üzleti elemzésekben. – <i>Herman Sándor</i>	625
Emlékezés Ila Bálint, Móricz Miklós, Némethy Artúr és Thirring Lajos életére és történeti statisztikai munkás- ságára. – <i>Dr. Jeney Andrásné</i>	626

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	628
Szervezeti hírek – Közlemények	628

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Bryce, R. G. – Gould, R. – Notz, I. W. – Peck, L. R.: Program a statisztika alapozó egyetemi képzéséhez. (<i>Hajnal Béla</i>) ...	633
--	-----

Dijkstra, W.: Új módszer az interjúk közbeni kölesönkapcsolatok tanulmányozására. (<i>Oravecz Beatrix</i>)	636
Grohmann, H.: A statisztika mint a gazdaság- és társadalomkutatás eszköze. (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	637
Bertola, G.: Az Európai Unió munkaerőpiaca. (<i>Lakatos Judit</i>) ..	640
Elmendorf, D. W. – Sheiner, L. M.: Kell-e megtakarítania Amerikának öreg napjaira? (<i>Kotosz Balázs</i>)	641
Bibliográfia	644

*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!

KEDVEZMÉNYEZETT VAGY ÁLDOZAT: A GDP ÉS A KÖLTSÉGVETÉSI KIADÁSOK KAPCSOLATA

MELLÁR TAMÁS

A GDP és a költségvetési kiadások kapcsolata elméleti és gyakorlati szempontból egyaránt igen fontos volt már a rendszerváltás előtt és azt követően is. A tanulmány szerzője arra vállalkozott, hogy empirikus alapokon vizsgálja a két változó kölcsönkapcsolatát az 1960 és 1999 közötti időszakban. Az ökonometria elemzések azt valószínűsítik, hogy a költségvetési kiadások nem pozitív, hanem inkább negatív hatást gyakoroltak a GDP növekedésére, ugyanakkor viszont a kiadások nagyságát a GDP alakulása pozitívan befolyásolta. A költségvetési kiadások GDP-hez viszonyított részesedése ugyan nem, de a költségvetési intézmények kiadási részesedése a GDP növekedési ütemére igen erős negatív, a kiadási részesedések növekedésére pedig pozitív hatást gyakorolt.

TÁRGYSZÓ: Költségvetési politika. Dinamikus modell. VAR-becslés.

A tanulmány gazdaságmodellezési és ökonometria elemzési szempontból kívánja vizsgálni a gazdasági növekedés és a költségvetés kölcsönös kapcsolatát.¹ Pusztán elméleti szempontból is mindig aktuális és érdekes a GDP (növekedése) és a költségvetési kiadások változása (a központi jövedelem-újraelosztás terjedelme) közötti kapcsolat. A kétirányú kapcsolat meghatározására a nemzetközi szakirodalomban igen sok elmélet született. Ezek közül e helyütt csak néhányra utalunk.

– A *keynesi* költségvetési *multiplikátor* elmélet, melynek értelmében a költségvetési kiadások növelik a nemzeti termelés nagyságát.

– A *monetarista-újklasszikus* elmélet szerint viszont a kormányzati kiadások nem tudják növelni a nemzetgazdasági kibocsátás szintjét, csak az árszínvonalat, ez viszont az inflációs várakozásokon keresztül csökkentőleg hat a termelés szintjére.

– A *keynesi* elmélet szerint a GDP szintjének emelkedésével (kiváltképp, ha az tartósan a potenciális kibocsátás felett van) automatikusan csökken a költségvetési kiadások nagysága a beépített stabilizátorok miatt, valamint az *anticiklikus* költségvetési politikának is ugyanebben a szellemben kell tevékenykednie.

– A *Wagner-törvény* értelmében a nemzeti össztermelés növekedésével automatikusan növekszik a költségvetési kiadások nagysága, s ezzel együtt a jövedelem-újraelosztás terjedelme.

¹ A szerző ezúton szeretne köszönetet mondani mindazoknak, akik értékes észrevételeikkel és tanácsaikkal segítettek tanulmánya elkészítésében. Név szerint köszönet illeti *Hunyadi Lászlót, Nyitrai Verát, Rappai Gábort és Várpalotai Viktort* a szakácsosnál jóval bővebb és mélyrehatóbb megjegyzéseikért.

Annak ellenére, hogy az idézett megállapítások nem teljesen ugyanarra az összefüggésre vonatkoznak, mégis szembevetendő a közöttük levő alapvető, tartalmi ellentmondás. A rivális nézeteket tartalmazó tanulmányokkal könyvtárakat lehetne megtölteni, az egyértelmű eligazodás szinte lehetetlen. Éppen ezért ebben a tanulmányban nem makrogazdaságtudományi oldalról próbáljuk megközelíteni a problémát, hanem a *modellezés* és az *ökonometriai elemzés* oldaláról.

Arra vagyunk kíváncsiak, hogy milyen irányú és erősségű kapcsolat valószínűsíthető a GDP és a költségvetési kiadások változása között? Konkrétabban feltéve a kérdést: a GDP szintje vagy növekedése, illetve a költségvetési kiadások abszolút nagysága vagy a jövedelem-újraelosztás mértéke, netán a kiadások valamely fő csoportja között keresendő-e a kapcsolat? S vajon e kapcsolat, amennyiben kimutatható, mennyire volt állandó, vagy változott időben, különösen a rendszerváltás utáni időszakban?

A tanulmány első része a vizsgálat keretét szolgáló *dinamikus makromodell* felépítését és alapvető működési sajátosságait mutatja be. A második rész ennek a modellnek az empirikus tesztelését tartalmazza az 1960 és 1999 közötti magyar adatok segítségével. Az alapmodell kiterjesztésére és annak verifikálására a harmadik és a negyedik részben kerül sor, végezetül összegezzük a fő megállapításokat.

A MAKROMODELL FELÉPÍTÉSE ÉS MŰKÖDÉSE

Az előzőkben vázolt problémakör tárgyalásához célszerű egy olyan egyszerű, dinamikus makromodellt konstruálni, amely jól mutatja a GDP és a költségvetési kiadások változása közötti kétirányú kapcsolatot, s amely segítséget nyújt a tovagűrűző hatások időbeli végigkövetéséhez. Hangsúlyozottan nem olyan modell megalkotásáról van szó, amely hűen próbálja leírni a különféle költségvetési kiadások változását és azok hatásmechanizmusát, sem pedig olyanról, amely pontos képet nyújt a makrofolyamatok alakulásáról. Célunk ennél jóval szerényebb: csak a két kulcsváltozó kapcsolatát és *dinamikus kölcsönhatását* vizsgáljuk. Különösen fontos az, hogy nem egyirányú kapcsolatot vizsgálunk, ami a korábbi szakirodalmakban szokásos volt, hanem a kölcsönhatásokat, feltételezve, hogy a valamelyik oldalon bekövetkező módosulás szignifikánsan hat a másik oldalra is. Az egyszerű kezelhetőség kedvéért a változók között csak lineáris kapcsolatokat tételeztünk fel.²

A modell két részből áll: az első rész a GDP dinamikáját írja le, a második pedig a költségvetési kiadások változását. Az első rész két alapegyenlete az aggregált kereslet (YD) és kínálat (YS) egyenlete:

$$YD_t = c(Y_t - \tau G_t) + A_t + G_t \quad 0 < c < 1, \quad \tau > 0 \quad /1/$$

$$YS_t = Y_t + \gamma G_t - \delta(\tau G_t) \quad \gamma, \delta > 0 \quad /2/$$

ahol Y a GDP-t, c a fogyasztási határhajlandóságot, G a kormányzati (költségvetési) kiadásokat, A az autonóm kiadásokat, t pedig az időt jelöli. Az egyszerűség kedvéért azt

² Ez nem túlzott leegyszerűsítés, hiszen a nemlineáris modellek esetében is bevett szokás, hogy a modellt az egyensúlyi helyzet közelében linearizálják és ennek alapján végzik az elemzést. Az empirikus tesztelésnél pedig túlsúlyban vannak azok az eszközök, amelyek a lineáris kapcsolatok vizsgálatára szorítkoznak.

tételeztük fel, hogy a kormányzati kiadásokat kizárólag a jövedelmekre kivetett adókból fedezik (tehát csak jövedelemadó létezik a modellben). A finanszírozás lehet részleges, (ha $\tau < 1$) vagy teljes (ha $\tau \geq 1$). Az aggregált keresleti függvénynek csak ez az egy specialitása van, egyébként teljesen közönséges keynesi függvény. Az aggregált kínálati függvény elméleti szempontból nem egynemű: a jobb oldal első és harmadik eleme alapján akár *Lucas*-i, újklasszikus is lehetne, hiszen a kormányzati kiadások miatti adónövekedés csökkenti a kínálatot, analóg módon a várható infláció emelkedéséhez. A második elem azonban sokkal inkább keynesi, vagy kínálati oldali, mert azt tételezi fel, hogy a költségvetési kiadások növekedése javítja a kínálatbővítés lehetőségeit.

A dinamikus modellel foglalkozó szakirodalmat követve tegyük fel, hogy az aggregált kereslet és kínálat viszonya alapján a GDP a következő egyszerű forma szerint változik:

$$\Delta Y_t = Y_{t+1} - Y_t = \alpha(YD_t - YS_t), \quad |\alpha| < 1 \quad /3/$$

ahol Δ a differencia-operátor. Ez a forma egyszerűsége ellenére sem magától értetődő, s elméleti szempontból nem triviális. Egyfelől azért nem, mert attól függően, hogy az α alkalmazkodási paraméter pozitív vagy negatív, az *aggregált kereslet*, illetve az *aggregált kínálat* játssza az aktív, meghatározó szerepet. Bár kézenfekvőnek tűnik, de mégsem kötöttük ki az alkalmazkodási paraméter pozitívítását. Tettük ezt azért, hogy figyelembe tudjunk venni a nyitott gazdaság alkalmazkodási sajátosságát is, nevezetesen azt, hogy a kereslettöbblet nem a termelés bővülését, hanem az import növekedése miatt, éppen ellenkezőleg, annak csökkenését idézheti elő. Az importtöbblet növekedése ugyan-is egy olyan kis, nyitott ország vonatkozásában, mint Magyarország szükségszerűen vezet a nemzeti valuta leértékelődéséhez, amely viszont az inflációt és az inflációs várakozásokat emeli. Ez utóbbi pedig negatívan hat a termelés volumenére, és azért nem triviális, mert az alkalmazkodás bázisa nem a kínálat, hanem az előző időszak termelés, amelynek következtében elvileg az a furcsaság is előállhat, hogy a kereslet és a kínálat kiegyensúlyozott növekedése ellenére sem változik a GDP nagysága.³

Nézzük most a költségvetési kiadások változását definiáló egyenletünket:

$$DG_t = \beta(Y_t^T - Y_t) + \omega(\bar{G}_t - G_t) \quad \beta, \omega > 0 \quad /4/$$

ahol Y^T a tervezett, vagy a döntéshozók által óhajtott GDP szintjét, \bar{G} pedig a kiadások praktikus (finanszírozási, intézményi) szempontok szerint meghatározott felső korlátját jelenti. A kiadások annál jobban nőnek, minél inkább elmarad a tényleges GDP a célértéktől, ezt a növekedést azonban kordába tartja a felső korlát.

A modell dinamikus jellegéből és abból a tényből következően, hogy a GDP növekvő tendenciát mutat, az állandókat és a felső korlátokat nem célszerű fixen rögzíteni, hanem folyamatosan aktualizálni kell az értékeiket a kulcsváltozó GDP időbeli változása alapján.⁴

³ Gyakorlati szempontból ez nem probléma. Könnyen belátható, hogy az $Y_{t+1} = YS_t + \alpha(YD_t - YS_t)$ forma használata esetünkben nem jelentene lényeges változást a modell alapjelleget illetően.

⁴ Feltehető, hogy helyénvalóbb lenne az aktualizálást nem a GDP bázisán, hanem autonóm időbeli folyamatokként kezelni. Egy ilyen változtatás azonban nem befolyásolná lényegesen a modell dinamikus viselkedését, pusztán az egyensúlyi értékeket tenné az időtől függő változókká.

Ennek alapján

$$A_t = aY_{t-1} \quad Y_t^T = hY_{t-1} \quad \bar{G}_t = kY_{t-1} \quad /5/$$

ahol a , h és k pozitív konstansok.

Az /1/-/5/ összefüggések alapján definiált dinamikus modell mátrix formában a következő:⁵

$$\begin{bmatrix} Y_{t+1} \\ G_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + \alpha(c + a - 1) & \alpha[(1 - \gamma) + \tau(\delta - c)] \\ \beta(h - 1) + \omega k & 1 - \omega \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ G_t \end{bmatrix} \quad /6/$$

A modell stabilitása attól függ, hogy az \mathbf{A} együttható mátrix λ sajátértékei abszolút értékben kisebbek-e egynél. A sajátértékek a karakterisztikus egyenletből meghatározhatók:

$$\lambda^2 - (\text{tr } \mathbf{A})\lambda + \det \mathbf{A} = 0,$$

ahol:

$$\text{tr } \mathbf{A} = 1 + \alpha(c + a - 1) + (1 - \omega)$$

$$\det \mathbf{A} = [1 + \alpha(c + a - 1)](1 - \omega) - \alpha[(1 - \gamma) + \tau(\delta - c)][\beta(h - 1) + \omega k]$$

Közgazdaságilag racionális paraméterértékekkel kalkulálva könnyen kiszámítható, hogy a $\text{tr } \mathbf{A}$ a $[0, 2]$, a $\det \mathbf{A}$ pedig a $[-1, 1]$ intervallumba fog esni. Ez viszont azt jelenti, hogy valós gyökök esetén (ha $\text{tr}(\mathbf{A})^2 \geq 4 \det \mathbf{A}$) stabil egyensúly, vagy nyeregvonallal melletti egyensúlyi konvergencia, komplex gyökök esetén (amikor $\text{tr}(\mathbf{A})^2 < 4 \det \mathbf{A}$) viszont stabil (csökkenő amplitúdójú) spirál típusú konvergencia valósul meg. Mindebből arra lehet következtetni, hogy a modell, ha nem is kifejezetten stabil, egyensúlyi jellegű, de nem is krónikus egyensúlytalanságra hajló. Eme tulajdonsága többek között az /5/ összefüggésnek köszönhető, amely a korábbi GDP alakulása alapján határozza meg a szabályozási korlátokat.

AZ ALAPMODELL EMPIRIKUS TESZTELÉSE

A /6/ modell egy könnyebben átlátható formába átírható, ahol a paraméterek helyett csak az együttható-mátrix elemeit tüntetjük fel:

$$\begin{aligned} Y_{t+1} &= a_{11}Y_t + a_{12}G_t \\ G_{t+1} &= a_{21}Y_t + a_{22}G_t \end{aligned} \quad /6a/$$

Ez a forma már közvetlen lehetőséget nyújt az ökonometriai elemzésre. Mielőtt azonban a teszteléshez fognánk, célszerű rögzíteni, hogy a paraméterekkel szemben milyen elméleti elvárásaink vannak.

⁵ A könnyebb kezelhetőség érdekében az /5/ összefüggésben az Y késleltetett értékei helyett a t időszakra vonatkozó értékeket használtuk. Ez a modell dinamikus tulajdonságait nem változtatja meg, ám lényegesen egyszerűsíti az itt következő tárgyalást.

A definícióknak megfelelően:

$$\begin{aligned}
 a_{11} &= 1 + \alpha(c + a - 1) > 0 \\
 a_{12} &= \alpha[(1 - \gamma) + \tau(\delta - c)] > 0 \quad \text{ha} \quad 1 - \tau c > \gamma - \delta\tau \\
 a_{21} &= \beta(h - 1) + \omega k > 0 \\
 a_{22} &= 1 - \omega > 0 \quad \text{ha} \quad \omega < 1
 \end{aligned}$$

Az első paraméter mindig pozitív lesz, mert a zárójelen belüli rész negatív, hiszen a fogyasztási és az autonóm felhasználási hajlandóság nem haladhatja meg az egyet és $\alpha < |1|$. Ha $\alpha < 0$, akkor nemcsak pozitív lesz a paraméter, hanem egynél nagyobb is. A második paraméter előjele attól függ, hogy a kormányzati költségvetési kiadásoknak az összkeresletre vagy az összkínálatra van-e nagyobb hatása. Az előbbi esetben a_{12} pozitív lesz, az utóbbiban viszont negatív. Az a_{21} paraméter mindig pozitív lesz, mivel a GDP célértékére vonatkozó definícióból egyértelmű, hogy $h \geq 1$ kell legyen. S végül, az utolsó paraméter előjele attól függ, hogy mennyire erőteljesnek feltételezzük a költségvetési kiadások alkalmazkodását a felső korláthoz. A kevésbé gyors és erőteljes alkalmazkodás esetén a_{22} pozitív, fordított esetben pedig negatív lesz.

A tesztelésre használt adatbázis az 1960 és 1999 közötti időszakra vonatkozó 1960. évi árra átszámított reál GDP-adatok, valamint a költségvetési (államháztartási) kiadások adatai egységesített, homogenizált szerkezetben.⁶ A vizsgálat első lépése, hogy a használt változók integráltsági fokát megállapítsuk. A *Dickey–Fuller* ADF-teszt eredményeit az 1. tábla tartalmazza.⁷ A teszteredmények alapján megállapítható, hogy mind az Y , mind a G időSORA másodrendben integrált folyamatnak tekinthető, ami nemigen szokványos az ilyen időSOROK esetében. Éppen ezért felvethető, hogy az $I(2)$ -es tulajdonságot a változóknál esetleg a rendszerváltáskor bekövetkezett strukturális törés okozza. Ez elképzelhető ugyan, de ennek ellentmond az, hogy az időSOROK külön-külön az 1960–1989 és az 1990–1999-es időszakokra elvégzett tesztelése sem igazolta az $I(1)$ integráltságot.

1. tábla

Dickey–Fuller ADF-teszt eredményei

Változó	1 év	2 év	3 év	4 év	5 év	6 év
	késleltetés					
Y	-1,4107	-1,4157	-1,4621	-1,5434	-1,8074	-1,6576
Első differenciája	-2,5651	-2,2898	-2,2904	-1,6257	-1,8853	-2,0061
Második differenciája	-5,2950***	-3,9459***	-4,3993***	-2,9433*	-2,3811	-2,4707
dY/Y	-2,2617	-1,9740	-1,8789	-1,3009	-1,5706	-1,6947
Első differenciája	-5,4643***	-4,1059***	-4,3793***	-3,0008**	-2,4105	-2,4554

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

⁶ A költségvetési kiadások egységes alapokra és 1960. évi összehasonlítható árra való átszámolását *Hajdu Mihályné* (Pénzügyminisztérium), *Kissné Kozma Katalin* (Központi Statisztikai Hivatal), *Simon György* (Központi Statisztikai Hivatal) és *Vigh Judit* (Központi Statisztikai Hivatal) végezték. Egységes bázisként a rendszerváltás előtti költségvetési rendszert alkalmaztuk, ezért a mai fogalmaink szerint nem a költségvetési, hanem tulajdonképpen az államháztartási kiadásokra vonatkoznak az adatok.

⁷ Tulajdonképpen az 1. tábla első fele (felső blokkja) tartalmazza ezeket az eredményeket. A tábla alsó blokkjában a következő fejezetben tárgyalandó, kiterjesztett alapmodell tesztelésének eredményei találhatók.

(Folytatás.)

Változó	1 év	2 év	3 év	4 év	5 év	6 év
	késleltetés					
<i>G</i>	-1,9682	-1,9419	-1,9930	-2,0824	-2,4237	-2,9170*
Első differenciája	-3,5182**	-2,4747	-2,0092	-0,9774	-0,4822	-0,3486
Második differenciája	-7,4911***	-5,4876***	-5,4695***	-4,7518***	-3,6417**	-2,9525*
<i>g</i>	-1,8052	-1,8050	-2,0278	-2,0124	-2,0825	-2,3811
Első differenciája	-3,9406***	-2,8521*	-3,0198**	-2,1629	-0,9951	-0,5967
Második differenciája	-7,4909***	-4,7073***	-4,7573***	-5,1155***	-4,0555***	-3,0518**
<i>dg/g</i>	-3,8577***	-2,7156*	-2,7666*	-2,1007	-0,9537	-0,6173
Első differenciája	-7,6232***	-4,8189***	-4,5955***	-5,1285***	-3,9743***	-3,2262**
<i>gk</i>	-1,4800	-1,4925	-1,4470	-1,3396	-1,2605	-1,2508
Első differenciája	-3,4314**	-2,9072*	-3,2769**	-2,3881	-2,0639	-2,2352
Második differenciája	-6,3541***	-4,1970***	-4,5558***	-4,0817***	-3,2398**	-3,0606**
<i>dgk/gk</i>	-3,7933***	-3,1216**	-2,9861**	-2,1334	-2,0604	-2,1139
Első differenciája	-6,5059***	-4,8152***	-4,9408***	-3,9113***	-3,2503**	-3,1598**

Y – GDP,*dY/Y* – GDP százalékos növekedése,*G* – költségvetési kiadások, $g = \frac{G}{Y}$ – költségvetési kiadások aránya a GDP-hez,*dg/g* – költségvetési kiadások arányának százalékos növekedése,*gk* – költségvetési intézmények kiadásai,*dgk/gk* – költségvetési intézmények kiadásainak százalékos növekedése.

* Szignifikáns 10 százalékos szinten; ** szignifikáns 5 százalékos szinten; *** szignifikáns 1 százalékos szinten.

A /6a/ modell egy egyszerű vektor autoregresszív (VAR-) struktúrát jelöl, amelynek ökonometriai tesztelése technikailag nem okoz különös nehézséget, miközben bizonyos elméleti problémákat felvet. ⁸ A tesztelés során figyelembe vettük azt a feltételezést, hogy a vizsgált időszak nem homogén, ezért az 1960–1999 közötti teljes időszak mellett elvégeztük a becslést a rendszerváltás előtti 1960–1989 közötti időszekekre is. Az eredményeket a 2. tábla tartalmazza.

A késleltetések szignifikanciájára elvégzett likelihoodarány-teszt, valamint az Akaike-kritérium értékei egyaránt azt igazolták (a Schwartz-kritérium értékei viszont nem), hogy az egynél nagyobb késleltetések nem javítják a becslés hatékonyságát. További megerősítő adalék lehet, hogy az egynél nagyobb késleltetések esetében a paraméterek nem voltak szignifikánsak, s a konstansok közül is csak az egyiknél volt egynél magasabb a *t* érték. A becslési eredmények kapcsán mindenképp azt kell hangsúlyozni, hogy nincs lényeges különbség a két különböző időszakra vonatkozó becslés eredményei között. Ez természetesen önmagában nem jelenti, hogy a rendszerváltás nem hozott lényeges változást a GDP és a költségvetési kiadások közötti kapcsolatban (döntési mechanizmus, finanszírozás stb.), csak azt mutatja, hogy bizonyos okok folytán (például a transzformációs válság és a választási ciklusok kényszere) az alaptendencia még nem

⁸ A két változóra alkalmazott VAR esetben mindig felvethető, hogy egy ilyen alacsony dimenziójú rendszer pusztán egy többváltozós modell „marginalizációjának” fogható fel, amelyből csak korlátozottan lehet közvetlen következtetéseket levonni a strukturális paraméterekre vonatkozóan.

változott meg teljesen. Továbbá az is megállapítható, hogy a becült paraméterek értékei mind megfelelnek az elméleti várakozásoknak.

2. tábla

A vektor autoregresszív becslés eredményei

Megnevezés	1960 és 1989		1960 és 1999	
	közötti időszak			
	<i>Y</i>	<i>G</i>	<i>Y</i>	<i>G</i>
<i>Y</i> (-1)	1,1383 (0,0368)	0,1452 (0,0499)	1,1511 (0,0540)	0,1675 (0,0508)
<i>G</i> (-1)	-0,1784 (0,0605)	0,7979 (0,0821)	-0,2142 (0,0870)	0,7446 (0,0819)
<i>R</i> ²	0,9956	0,9873	0,9832	0,9763
Standard hiba	4,9508	6,7140	9,1183	8,5825
Log-likelihood	-86,50	-95,33	-140,51	-138,15

Megjegyzés. Zárójelben a paraméter standard hibája.

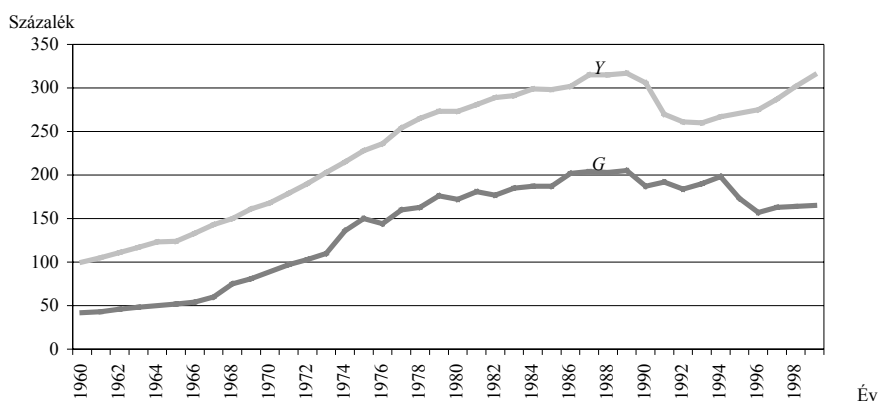
Az a_{11} paraméter egynél nagyobb értéke azt jelzi, hogy az aggregált kereslet és kínálat alkalmazkodási paramétere $\alpha < 0$, vagyis a kereslet növekedése az egyensúlytalansági feszültségek kiéleződése (elsősorban a folyó fizetési mérleghiány növekedése) miatt nem növeli, hanem csökkenti a GDP-t. Az a_{12} paraméter negativitása azt jelzi, hogy a kormányzati kiadások növekedése jelentősebb befolyást gyakorol a kínálati, mint a keresleti oldalra és ezért, végső soron, a *keynesi* pozitív *multiplikátor-hatás* nem érvényesült a magyar gazdaságban. Az a_{21} paraméter pozitív lett, amely a *Wagner-törvény* fennállására utal, vagyis a GDP növekedése maga után vonja a költségvetési kiadások növekedését.⁹ Ez az összefüggés a paraméterbecslések értelmében az egész vizsgált időszakra érvényesült, annak ellenére, hogy a transzformációs válság során a költségvetési kiadások csökkenése nem követte mechanikusan a GDP csökkenését, s az 1995 utáni dinamikus növekedési periódusban a költségvetési kiadások növekedése nem tartott lépést a nemzeti termék bővülésével (a jövedelem-újraelosztás mértéke folyamatosan csökkent). S végezetül az a_{22} paraméter pozitivitása azt mutatja, hogy a költségvetési kiadásoknak nem volt effektív korlátja, amely visszafogta volna a növekedésüket, ezért a megelőző időszak bázisához képest emelkedhettek.

Összességében a VAR-becslés eredményei azt mutatják, hogy a két változó és késleltetett értékei között meghatározott kapcsolat áll fenn, amely azonban önmagában nem ad felvilágosítást az egyensúly jellegéről, viszont a számszerű adatok további lehetőségeket nyújtanak a mélyebb elemzésre. Jóllehet a becült paraméterek bizonytalansága miatt csak korlátozottan, bizonyos fenntartásokkal lehet megállapításokat tenni a modell minőségi jellegéről, mégis érdemes kihasználni a kínálókozó lehetőséget. A becült paraméterértékek alapján a /6/ dinamikus modell sajátértékei $\lambda_{1,2} = [1,022 ; 0,873]$ a teljes időszak

⁹ Egyébként a Granger-féle oksági vizsgálat eredménye erősebben támogatja azt, hogy a GDP-t tekintjük a költségvetési kiadások okának, mintsem az ellentétes irányú oksági kapcsolatot.

ra, és $\lambda_{1,2} = [1,024 ; 0,912]$ az 1960 és 1989 közötti időszakra vonatkozóan. Mivel az egyik sajátérték mindkét esetben nagyobb, mint 1, ez azt jelenti, hogy a rendszer nem stabil, csak nyeregvonal melletti egyensúlyi konvergencia lehetséges, ami a két kulcsváltozó meghatározott arányának állandó fenntartása mellett valósulhat meg.

1. ábra. A GDP (Y) és a költségvetési kiadások (G) alakulása



Ez a GDP és a költségvetési kiadások időben párhuzamos mozgását tételezi fel. A tényadatok nem mondanak ellent ennek a feltételezésnek, amint az az 1. ábrán jól látható. Az ábráról az is leolvasható, hogy a szoros együttmozgás inkább csak az 1960 és 1989 közötti időszakra jellemző, s a rendszerváltás utáni időszakban már eltérő tendenciák jelennek meg. Az együttmozgás szorosságát egzaktul mutató kointegrációs vizsgálat (Johansen-féle kointegrációs teszt) szerint azonban nem mutatható ki ilyen kapcsolat a két változó között.¹⁰ Némileg ellentmondva az ábrán látható tendenciáknak, még az 1960 és 1989 közötti időszakra sem volt kimutatható a kointegrációs kapcsolat. Mindebből arra következtethetünk, hogy az elmúlt évtizedek gazdaságpolitikái (bár eltérő nagyságrendben) nem tudták egyensúlyban tartani, illetve az egyensúlyhoz vezető nyeregvonalpályára állítani és ott tartani a gazdaságot. Ugyanakkor viszont többnyire kontrollálták az eseményeket, mert nem engedték az egyensúly szélsőséges megbomlását, sem a rendszer „szétrobbanását”, az önmagát erősítő egyensúlytalansági folyamatok akadálytalan működését. A GDP és a költségvetési kiadások „től-ig” határok között tartása az egyes gazdaságpolitikai rezsimeken belül sem volt állandóan betartott alapszabály, ugyanakkor viszont a rendszerváltás után – a rendkívüli események és a választási ciklusok következtében – a beavatkozási határok is számottevően módosultak.

AZ ALAPMODELL KITERJESZTÉSE

A GDP és a költségvetési kiadások eddig bemutatott kapcsolata azt sugallja, hogy érdemes egy szinttel „mélyebbre ásni” és megvizsgálni a GDP növekedési üteme $\left(\frac{DY}{Y} = \mu\right)$

¹⁰ A pontosság kedvéért meg kell említeni, hogy hármas késleltetés és konstans beiktatása mellett található kointegrációs kapcsolat a két változó között. Ez azonban a mi esetünkben nem lehet meghatározó jelentőségű.

és a költségvetési kiadások GDP-hez viszonyított aránya $\left(\frac{G}{Y} = g\right)$ közötti kapcsolatot. Nyilván ez elméletileg is más kapcsolatrendszerrel jelent, mert itt származtatott (hányados típusú) változókról van szó, amelyekről nem áll rendelkezésre az előzőkhöz hasonló bőségen a priori feltételezés. Ezzel párhuzamosan, az empirikus elemzés szemszögéből nézve is másként merül fel a kérdés, mert $I(2)$ helyett most $I(1)$ folyamatokkal lesz dolgunk. Ez utóbbi momentum némileg egyszerűsíti a helyzetet és így lehetőséget nyújt a mélyebb dinamikus elemzés elvégzésére.

A két változó közötti dinamikus kölcsönhatást figyelembe vevő egyszerű és mégis elég általános egyenletrendszer a vonatkozó szakirodalomból jól ismert.¹¹ A konkrét esetre alkalmazva a következő egyenleteket fogalmazhatjuk meg:

$$\begin{aligned} \frac{D\mu_t}{\mu_t} &= a - bg_t - c\mu_t \\ \frac{Dg_t}{g_t} &= d - eg_t - f\mu_t, \end{aligned} \quad /7/$$

ahol az a , b , c , d , e és f paraméterek, értékük egyaránt lehet pozitív és negatív. A felírásból jól látható, hogy mind a GDP növekedési ütemének a változása, mind a költségvetési kiadások arányának a változása függ a saját és a másik változó értékétől. A /7/ egyenletrendszer igen sokféle kölcsönkapcsolatot reprezentálhat a paraméterek konkrét értékeinek függvényében. Ezen elvi lehetőségek közül csak hármat emelünk ki, azokat, amelyeknek gyakorlati relevanciája nyilvánvaló.

1. eset: kizorítás (vagy logisztikus növekedés)

$$a, c > 0, \quad b = 0 \quad \text{és} \quad d, e > 0, \quad f = 0.$$

A változók növekedése itt csak a saját értékeiktől függ, mégpedig úgy, hogy az egyre magasabb értékek egyre jobban korlátozzák a növekedést, s végül teljesen lehetetlenné teszik azt. Nincs tehát verseny a két terület között, csak a saját növekedés éli fel alapjait és szorítja ki önmagát. Ennek a modellnek az egyik legtipikusabb felhasználási területe a különféle populációk dinamikus viszonyainak vizsgálata, ideértve természetesen a népességszám alakulását is, az úgynevezett logisztikus növekedési formát. A mi esetünkben is kézenfekvő lehet, hiszen mind a GDP növekedési üteme, mind a költségvetési kiadások aránya esetében joggal feltételezhető, hogy az aktuális értékek emelkedésével egyre kevésbé fognak már növekedni, s egy bizonyos határ után már csökkenésbe váltanak át. Az ilyen modelleknél általában létezik stabil egyensúlyi helyzet, de a paraméterektől függően periodikus oszcilláció, sőt kaotikus mozgás is elképzelhető.

2. eset: verseny, kizorítás nélkül

$$a, b > 0, \quad c = 0 \quad \text{és} \quad d, f > 0, \quad e = 0.$$

¹¹ Lásd *Shone* (1997) 427–450. old.

A változók növekedése ezúttal a másik terület értékétől függ, mégpedig negatív módon, tehát versenyhelyzet van a két terület között. A mi esetünkben ez azt jelenti, hogy a költségvetési részesedés növekedése csökkenti a GDP növekedési ütemének emelkedését, és a másik oldalon pedig ugyanezen növekedési ütem emelkedése csökkenti a kiadási arány növekedését. Ez utóbbi kapcsolat többé-kevésbé megfeleltethető az anticiklikus politikának. Ha a deklarált relációval ellentétben $f < 0$ lenne, akkor a GDP növekedésének pozitív hatása lenne a kiadási arányra, amely a Wagner-hatással rokonítható.

Egy érdekes alfaja a második esetnek az, amikor $d, f < 0$ (a többi paraméterérték változatlanul az előbb deklaráltak szerinti marad). Ebben az esetben arról van szó, hogy a költségvetési kiadások részesedése önmagában leépülő folyamat (a d konstans negatív!), csak a GDP növekedése biztosítja számára a növekedést. A GDP növekedési ütemének emelkedését viszont a költségvetési kiadások arányának emelkedése korlátozza. Ez a klasszikusnak számító *ragadozó-préda* modell, amely jól ismert a szakirodalomból.¹² Esetünkben a költségvetés a ragadozó és a GDP a préda, ez utóbbi tartja fenn az előbbit, illetve szabályozza annak mozgását. A két változó ciklikusan együtt mozog, spirálisan az egyensúlyi értékek körül.

3. eset: verseny, kizsorítással

$$a, b, c > 0, \text{ és } d, e, f > 0.$$

A harmadik eset az előző két eset együttes kombinációja, ahol tehát érvényesül a saját tényező kizsorító hatása és a másik tényező korlátozó hatása, a verseny is. Az egyensúly és a stabilitás a konkrét paraméterértékektől, illetve azok egymáshoz viszonyított arányától függ. Elképzelhető olyan egyensúlyi helyzet, amelyben az egyik, vagy a másik tényező nullára áll be (a populációkra vonatkoztatva ez azt jelenti, hogy az egyik faj kihal), de stabil pozitív egyensúlyi helyzet, illetve nyeregvonallal melletti egyensúly is létrejöhet.

A KIBŐVÍTETT MODELL ÖKONOMETRIAI TESZTELÉSE

A /7/ modell empirikus tesztelését és a paraméterek becslését kointegrációs vizsgálat segítségével végezzük. Mivel a GDP növekedési üteme és a költségvetési kiadások aránya egyaránt $I(1)$ folyamat, a növekedésük pedig ennek megfelelően $I(0)$, ezért elvi akadály nincs a kointegrációs teszt alkalmazásának. A Johansen-féle kointegrációs vizsgálat azt mutatta, hogy mind a $\frac{D\mu}{\mu}$, g , μ , és mind a $\frac{Dg}{g}$, g , μ változók között a likelihoodarány-teszt alapján 5 százalékos szignifikanciaszint mellett, létezik kointegrációs kapcsolat és meghatározható egy-egy kointegrációs egyenlet. A becsült kointegrációs egyenletek a következők:

$$\begin{aligned} \frac{D\mu_t}{\mu_t} &= 0,6109 - 0,00307 g_t - 11,539 \mu_t & \log\text{-likelihood} &= -48,009 \\ & \quad (0,00844) \quad (2,382) & & \\ \frac{Dg_t}{g_t} &= 0,0105 - 0,0000769 g_t + 0,0623 \mu_t & \log\text{-likelihood} &= 103,43 \\ & \quad (0,00016) \quad (0,0442) & & \end{aligned} \quad /7a/$$

¹² Lásd *Gandolfo* (1997) 449–457. old.

A becült eredményekből mindenekelőtt azt kell hangsúlyozni, hogy a g paraméterértékek nem szignifikánsak, tehát csak igen korlátozottan lehet ennek alapján következtetéseket levonni. Az első egyenlet az előző részben tárgyalt harmadik esetnek, a versenykiszorításnak feleltethető meg. A költségvetési kiadások arányának a növekedése és a saját növekedési szint is negatív hatást gyakorol a növekedési ütem változására. Mivel azonban az előző tényező hatása nem szignifikáns, ezért csak a saját tényező, a logisztikus növekedési kapcsolat tekinthető meghatározónak. A második egyenletnél, ahol a g hatása szintén nem szignifikáns, csak a GDP növekedési ütemének pozitív hatását tekinthetjük érvényesnek (bár ez sem eléggé stabil). A költségvetési részesedés növekedését tehát a GDP növekedése mozditja előre, ami a Wagner-törvény érvényesülésének egy újabb megerősítése.

Mivel a becült paraméterek egy része nem volt szignifikáns, ezért érdemes megpróbálni a fenti kapcsolatrendszer vizsgálatát a költségvetési kiadások (pontosabban az államháztartás) egyes részeivel. Lényegében csak a költségvetési intézmények kiadásai (gk) jöhetnek számításba, mert a többi területet nem igen lehet összehasonlítható bázison vizsgálni. Az előzőkhöz hasonlóan a kointegrációs teszt alapján itt is definiálhatóvá vált egy-egy kointegrációs egyenlet:

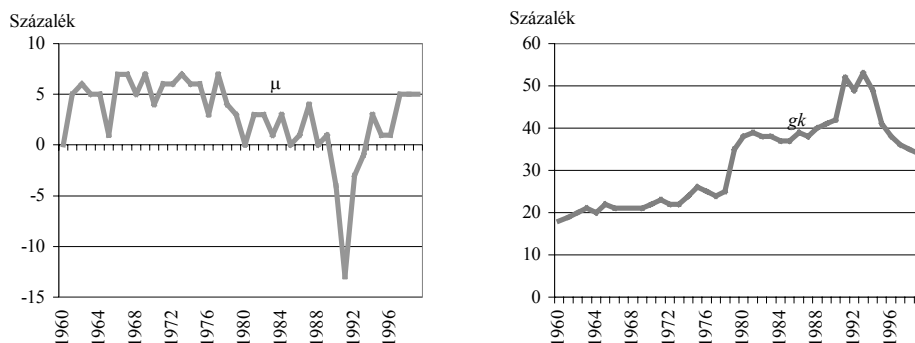
$$\begin{aligned} \frac{D\mu_t}{\mu_t} &= 2,4368 - 0,0499 gk_t - 25,222 \mu_t & \log\text{-likelihood} &= -30,49 \\ & \quad (0,0173) \quad (5,456) & & \\ \frac{Dgk_t}{gk_t} &= -0,0456 + 0,00142 gk_t + 0,586 \mu_t & \log\text{-likelihood} &= 86,28 \\ & \quad (0,00049) \quad (0,0442) & & \end{aligned} \quad /7b/$$

A becült eredményekből jól látszik, hogy itt már mindegyik paraméter szignifikáns. Az előző becslési eredményekkel összevetve némileg más kép tárul elénk. Az első egyenlet egyértelműen a verseny kiszorítással mechanizmus érvényesülését mutatja. A költségvetési intézmények kiadási részesedése korlátozó tényezőként hat a növekedési ütem emelkedésére. A második egyenletnél a negatív konstans arra utal, hogy a költségvetési intézményi kiadások nem képesek autonóm módon növekedni, de a GDP növekedése pozitív, tápláló tényezőként jelenik meg. Érdemes megjegyezni, hogy a saját tényező is pozitív szerepet játszik itt, azt sugallva, hogy az intézményi kiadások egy elért szintje a további növelés forrása lehet. A bázishatás, a költségvetések készítésének a logikája és gyakorlata igazolódik vissza a pozitív gk paraméterben.

Ha a saját hatásoktól eltekintünk, akkor a paraméterértékek alapján egy klasszikus ragadozó–préda modell állhat elő, amelyben a költségvetési intézmények részesedése játsza a ragadozó és a GDP növekedési üteme pedig a préda szerepet. A GDP magas növekedési üteme növeli a költségvetési intézmények kiadási arányát, ez viszont csökkentőleg hat a növekedési ütemre. A csökkentő növekedési ütem azután mérsékli a kiadások részesedését, ami viszont jótékonyan hat vissza a növekedési ütemre. Az emelkedő növekedési ütem pedig ismét növelni fogja a kiadások arányát. A dolog lényegéből következően ez a fajta dinamikus kapcsolat egy spirált jelöl ki az egyensúlyi értékek körül: a növekedési ütem és a költségvetési intézmények kiadásai egymástól időben eltolt ciklikus mozgást végeznek.

De vajon az adatok visszaigazolják-e ezt a mozgást, azaz elvonatkoztathatunk-e a saját hatásoktól és jogosan használhatjuk-e a ragadozó–préda analógiát?

2. ábra. A GDP növekedési ütemének (μ , százalék) és a költségvetési intézmények kiadásai részesedésének (gk , százalék) időbeli változásai



A 2. ábrán látható a μ és gk időbeli alakulása, amely első látásra nem igazolja vissza az eltolt ciklikus együttmozgást. Még akkor sem, ha növekvő amplitudójú ciklusokat feltételezünk. Sokkal erőteljesebben látszik egy egymással ellentétes irányú mozgás, amelyet egyébként a két változóra vonatkozó kointegrációs vizsgálat is megerősít. A becsült kointegrációs egyenlet a következő:

$$\mu = 0,1238 - 0,002956 gk$$

(0,00038)

Kronologikusan tekintve: a költségvetési intézmények kiadási részesedésének alacsony szinten való viszonylagos állandósága az 1960–1970 közötti években egy viszonylag magas növekedési ütemmel párosult, majd a 1978 és 1993 közötti nagy emelkedés a növekedési ütem jelentős csökkenésével járt együtt, ezt követően azután folyamatosan csökkent a kiadások részesedése, miközben a növekedési ütem egyre erőteljesebben emelkedett. Ennek az együttmozgásnak a magyarázata könnyen kiolvasható a becsült eredményekből. A /7b/ egyenletrendszer első egyenletében a domináns tényező a gk negatív hatása, amely folyamatosan csökkentette a növekedési ütemet, a második egyenletnél viszont a kiadások szintjének pozitív hatása bizonyult dominánsnak, s ez emelte és tartotta magasán a költségvetési intézmények kiadási részesedését. A μ növekedési ütem a második egyenletben csak az 1992–1993-as fordulónál kapott meghatározó szerepet: az 1991-es visszaesés ugyanis olyan nagy mértékű volt, hogy ez önmagában felülmúlta a költségvetési bázishatást, s ennek megfelelően csökkenni kezdett az intézményi kiadások részesedése.

*

A hangzatos, szép elméletek bár intellektuálisan vonzóak, mégsem érnek sokat és nem lesznek hosszú életűek, ha empirikusan nem igazolhatók. A statisztikai adatokkal való tesztelés azonban sohasem lehet tökéletes, és sohasem keltheti a befejezettség, vagy a tökéletesség érzését, mert mindig viszonylagos marad, hiszen érvényessége erősen függ az adattartalomtól, az adatok minőségétől, a vizsgált időszak hosszától, az alkalmazott becslési eljárásoktól és tesztelési módszerektől. Ezért tehát, amikor egy modellt tesztelni

kezdünk, óhatatlanul rombolni kezdjük logikus felépítését, megkérdőjelezzük egyszerű és lényegre törő struktúráját, feltételelessé tesszük fő megállapításait stb. Mindazonáltal, nincs más út, a kutatás csak így képes előrehaladni. Ennek megfelelően a cikk megállapításai, amelyek empirikusan alátámaszthatók (nagyképpen fogalmazva: igazolhatók), jóval kevésbé meggyőzők, mint amit a felállított és az alkalmazott modellek első látásra ígértek.

1. A GDP és a költségvetési kiadások kölcsönhatásának vizsgálata során nem volt érzékelhető drámai törés, vagy alapvetően új típusú kapcsolat létrejötte a rendszerváltás folyamán. Bizonyos elmozdulások és tendenciaváltások azonban jól tetten érhetők voltak az empirikus vizsgálatok alapján. Mindebből nem lehet messzemenő következtetéseket levonni a rendszerváltás jellegéről, hiszen a GDP és a költségvetési kiadások kapcsolata csak egy kis – bár igen fontos – részét jelentik a makrogazdasági viszonyoknak. Továbbá az sem zárható ki, hogy az adatok közös módszertani bázisra hozása, jelentős minőségi jegyeket figyelmen kívül hagyott, illetve rejtett el a vizsgálati eszközök elől.

2. Az ökonometriai becslések viszonylag szoros együttmozgást mutattak a GDP és a költségvetési kiadások között, különösen a rendszerváltás előtti időszakra. A kapcsolat létrejöttében azonban nem a keynesi költségvetési kiadási multiplikátorhatás, hanem az ellenkező irányú – a GDP növekedése emeli a költségvetési kiadások szintjét – összefüggés, az ún. Wagner-törvény tekinthető meghatározó jelentőségűnek. Ennek a sajátos kapcsolatnak a magyarázata minden bizonnyal abban lelhető meg, hogy a magyar gazdaságban, a legutóbbi éveket leszámítva, nem működött fejlett piacgazdaság, tehát nem az aggregált kereslet, hanem a merev és lassan alkalmazkodó kínálat volt a meghatározó tényező az aggregált output alakulásában.

3. A GDP növekedési üteme és a költségvetési kiadások GDP-hez viszonyított aránya közötti kapcsolat empirikus elemzése azt jelezte, hogy a két tényező közötti kölcsönhatás nem szimmetrikus, a növekedési ütem domináns mindkét tényező dinamikus mozgásában. A becsült paraméterek tanúsága szerint a költségvetési kiadások arányának növekedésében pozitív szerepet játszik a növekedési ütem, ami a Wagner-törvény ismételt megerősítését jelenti. A saját növekedési ütem bővülésében viszont negatív hatást számszerűsítettünk. Ez pedig a GDP növekedési ütemének logisztikus jellegű dinamikus mozgására utal.

4. A költségvetési intézmények kiadásainak aránya és a GDP növekedési üteme között az előzőektől lényegesen eltérő kapcsolatot találtunk. Az intézményi kiadások szintje döntő szerepet játszott a részesedés növelésében, megerősítve ezzel empirikusan a báziszszemlélet meglétét a költségvetés készítésében. Ugyancsak jelentős, bár negatív szerepet töltött be a kiadások részesedése a GDP növekedési ütemének változásában. A várakozásokkal ellentétben a GDP növekedési üteme csak nagyon mérsékelt pozitív hatást fejtett ki az intézményi kiadások részesedésének emelkedésében.

IRODALOM

- BARRO, R. J. (1990): Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98. évf. 5. sz. 103–125. old.
- BISWALL, B. – DHAWAN, U. – LEE, H. (1999): Testing Wagner versus Keynes using disaggregated public expenditure data for Canada. *Applied Economics*, 31. sz. 1283–1291. old.
- ENGLER, R. F. – GRANGER, C. W. J. (1987): Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 2. sz. 251–276. old.
- GANDOLFO, G. (1997): *Economic Dynamics*. Springer Verlag, Berlin–Heidelberg.
- GHALI, K. (1998): Government size and economic growth: evidence from a multivariate cointegration analysis. *Applied Economics*, 31. sz. 975–987. old.

- HATEMI, J. A. – SHUKUR, G. (1999): The causal nexus of government spending and revenue in Finland: a bootstrap approach. *Applied Economics Letter*, 6. sz. 641–644. old.
- HSIEH, E. – LAI, K. S. (1994): Government spending and economic growth: the G-7 experience. *Applied Economics*, 26. sz. 535–542. old.
- HUNYADI L. (1994): Egységgyökök és tesztjeik. *Szigma*, 25. évf. 3. sz. 135–164. old.
- KISS, G. – SZAPÁRY GY. (2000): Fiscal adjustment in the transitional process: Hungary, 1990–1999. *Post-Soviet Geography and Economics*, 41. évf. 4. sz. 233–264. old.
- KOLLURI, B. R. – PANIK, M. J. – WAHAB, M. S. (2000): Government expenditure and economic growth: evidence from G-7 countries. *Applied Economics*, 32. sz. 1059–1068. old.
- PEROTTI, R. (1999): Fiscal policy in good times and bad. *The Quarterly Journal of Economics*, 114. sz. 1399–1436. old.
- SHONE, R. (1997): *Economic Dynamics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- TURNOVSKY, S. J. (1996): Fiscal policy, growth, and macroeconomic performance in a small open economy. *Journal of International Economics*, 40. sz. 41–66. old.
- WEBER, CH. (1999): Fiscal policy in general equilibrium: empirical estimation from an error correction model. *Applied Economics*, 31. sz. 907–913. old.

SUMMARY

The direction of the relationships among some macroeconomic variables are investigated by using econometric techniques in the paper. Models, based on the empirical data of the Hungarian economy, covering the 1960–1999 time span are built and analysed. Empirical results reveal that in contrast with the expected positive effect, a negative impact of the government expenditures to the growth rate of the GDP is found, while GDP has a significant positive impact on the expenditures. As far as the share of some expenditure items in the GDP is concerned, no significant connection between the share of government expenditures and the growth rate of the GDP is experienced. However, the share of expenditures of government institutions strongly and negatively influences the GDP growth rate and positively the dynamics of the share of government expenditures.

An interesting result of the analysis is that these relations are more-or- less independent of the economic and social system, since they prevail themselves both in the centrally planned and in the transition economy as well.

GAZDAG ORSZÁGOK – SZEGÉNY ORSZÁGOK SZOKATLAN VITA A NEMZETKÖZI STATISZTIKAI ÉLETBEN

DR. SZILÁGYI GYÖRGY

E tanulmány áttekintést ad arról a széles körű nemzetközi vitáról, amely az UNDP-nek a humán fejlődést vizsgáló jelentései körül alakult ki. A vita középpontjában az a kérdés áll, hogy mekkora a szakadék a világ szegény és gazdag országai között és hogy ez a szakadék az utóbbi években tágult-e vagy szűkült, továbbá, hogy e kérdés eldöntésére mely statisztikai módszerek, illetve adatok a legalkalmasabbak. A vita során az UNDP módszereinek számos fogyatékoságára derült fény.

TÁRGYSZÓ: Humán fejlettség. Nemzetközi összehasonlítás. Vásárlóerő-paritás. Jövedelemeloszlás.

Ebben a tanulmányban egyrészt arról lesz szó, hogy mekkora szakadék tátong a világ szegény és gazdag országai között, és hogy ez a szakadék az utóbbi években tágult-e vagy szűkült, továbbá, hogy e kérdések eldöntésére mely statisztikai módszerek illetve adatok a legalkalmasabbak. Másrészt viszont e szorosan vett közgazdasági–társadalomtudományi–statisztikai téma szokatlan vita középpontjába került, amelynek formájával, érvelési módjával legalább annyira érdemes megismerkedni, mint a tartalmával.

„Jelentés a humán fejlődésről”

Az ENSZ Fejlesztési Programja (United Nations Development Programme – UNDP) a kilencvenes évek eleje óta évenként jelentést tesz közzé a humán fejlődésről; ez az ún. „Human Development Report” (HDR), amely nagy terjedelemben, sok statisztikai adattal, vonzó kivitelben közöl megállapításokat a növekedés, a fejlettség és a humán oldal összefüggéseiről, különös tekintettel a fejlődő országokra. A jelentést nemzetközi elismerés övezi, amelyet a szerzők ügyesen ki is használnak megállapításaik elfogadtatására és az intézmény rangjának növelésére. Néhány éve például az UNDP-n belül külön szervezeti egység, a Human Development Report Office (HDRO), jött létre, amelynek egyedüli feladata e jelentés évenkénti elkészítése. Az elismerő hangok közé azonban időnként disszonancia is vegyült, elsősorban a statisztikai adatokat és módszereket érintő kételyek formájában. Ezekről azonban a HDR készítői vagy nem vettek tudomást, vagy „ezt már figyelembe vettük” megnyugtatóssal tértek napirendre felettük.

A már-már profetikus dicsfényt azonban megzavarta egy írás (Castles; 2000), amely az ENSZ Statisztikai Bizottságának 2000 évi ülése elé került. Szerzője *Ian Castles*, az Ausztrál Társadalomtudományi Akadémia alelnöke, az Ausztrál Statisztikai Hivatal korábbi elnöke, akit a nemzetközi szervezetek gyakran kérnek fel szakértőként, és aki a kilencvenes évek elején a Hivatalos Statisztika Nemzetközi Társaságának (International Association for Official Statistics – IAOS) elnöki tisztét is ellátta. Castles az 1999. évi HDR-t vette górcső alá; ez a jelentés az 1997. évi adatok (illetve 1997-ig terjedő időszak) alapján foglalkozott a humán fejlettséggel és fejlődéssel, különösen pedig a szegénység kérdésével.

Castles húsz pontban sorolja fel az 1999-es HDR-kiadvány statisztikai szempontból kifogásolható megállapításait és a belőlük levont következtetéseket. Egy-két mondat a bevezetőből: „Ez a dolgozat ... a statisztikai anyag szakszerűtlen kezelésének néhány példájára világít rá. Ezek a példák mutatják, hogy a HDR statisztikáira nem lehet támaszkodni. Véleményem szerint a professzionális statisztikusoknak kötelességük, hogy ezt a kormányok, a nemzetközi szervezetek, a nem kormányzati szervek, a média és a kutatók tudomására hozzák.”

E kemény szavakra reagálva a másik fél egyfelől elismeri: „Bármely szervezet, amely nemzetközi adatokat mutat be, elkerülhetetlenül szembekerül információbeli hiányokkal és néha ellentmondásos adatokkal.” Másfelől azonban ragaszkodik saját álláspontjához: „A HDR empirikus következtetései bírálhatók, ugyanúgy, mint más szervezetek megállapításai is megkérdőjelezhetők. De a jelentés lényege, Castles úr feltételezéseivel ellentétben, olyan következtetések közzététele, amelyek levonhatók a rendelkezésre álló információk egészéből” (UNDP; 2000a).

Az ENSZ Statisztikai Bizottsága statisztikus szakértői csoportot jelölt ki a HDR-ben szereplő statisztikai információk megvizsgálására. A csoport – amely az ENSZ-ben mostanában divó szokás szerint „Az Elnök barátai” (Friends of the Chair) nevet viselte – kanadai vezetéssel, angol, szenegáli, svájci, holland és egyiptomi részvétellel működött. Mialatt azonban e csoport vizsgálódott, a vita tovább folyt főként az eddigi szereplők, az UNDP és I. Castles között, de időnként mások is bekapcsolódtak. E vitának már a formája is sajátos volt, az érdekeltek e-mailen érintkeztek egymással, az üzeneteket azonban egy mintegy hatvan személy nevét tartalmazó elosztási lista tagjai (köztük jelen tanulmány szerzője) is megkapták, így az udvarias, ám barátságosnak nem mondható eszmecsere elég nagy nyilvánosság előtt zajlott.

Mindenekelőtt le kell szögezni, hogy szegénységről itt csak egyetlen értelemben, *a szegény és a gazdag országok* vonatkozásában van szó. A vita egyáltalán nem tér ki az országokon belüli egyenlőtlenségekre, a különböző népességcsoportok helyzetének összehasonlítására. Úgy is mondhatnánk, hogy itt és most az *ország* az egyetlen statisztikai egység. Következésképp gazdaságról és szegénységről szólva nem az emberek vagy népességcsoportok helyzete kerül a vita középpontjába. A szerzők és a vitázók egyszerűen az egy lakosra jutó GDP nagyságával kvantifikálják a gazdagságot és a szegénységet. Ez az eljárás érthető abból a szempontból, hogy ez az adat áll a legtöbb országra rendelkezésre, méghozzá – többé-kevésbé – összehasonlítható formában. A népesség gazdagságának vagy szegénységének mérésére ugyan alkalmasabb lenne a háztartási szektor valamelyik jövedelmi adata (elsődleges, rendelkezésre álló vagy teljes jövedelem) vagy pedig fogyasztási (háztartások fogyasztási kiadásai vagy teljes fogyasztási) mutatója, de ilyen

adat kevesebb országban áll rendelkezésre, mint a GDP, ráadásul ez is csak az össznépeség, nem pedig a népességszámok helyzetéről ad tájékoztatást.

E tanulmánynak nem célja a HDR ismertetése, méltatása vagy bírálata. A fejtegetések csak a címben megfogalmazott témával és a körülötte zajló vitával foglalkoznak. Sőt, a vita valamennyi pontjának sorravételére sincs szükség; elegendőnek látszik a legfontosabb nézetkülönbségek megvilágítása, különösen azoké, amelyek több részletkérdésnek is közös gyökerei.¹

A különbségek mértéke

Az UNDP jelentése szerint

- a világ népességének az a felső egyötöde (felső kvintilise), amely a leggazdagabb országokban él, birtokolja a világ GDP-jének 86 százalékát;
- arra az egyötödre, amely a legszegényebb országokban él, a világ összes termelésének csupán egy százaléka jut;
- az alsó és a felső kvintilis közötti jövedelmi arány a kilencvenes évtized közepén 1:74.

Castles a következőket szegezi ezekkel az állításokkal szembe:

- a GDP szerinti országsorrend felső kvintilisének (a leggazdagabb országoknak) aránya a világ GDP-jében nem 86, hanem csak 60-65 százalék (a 86 százalékos arány már csak azért sem hihető, mert azt jelentené, hogy a világ népességének nyolcvan százaléka csak 14 százalékban részesedik a világ termeléséből);
- az alsó kvintilis (a legszegényebb országok) aránya a világ GDP-jéből nem egy, hanem négy százalék;
- az alsó és a felső kvintilis közötti rés jóval kisebb a HDR szerinti aránynál; a kilencvenes évek közepén 1:16.

Honnan származnak ezek a jelentősen eltérő adatok? Egyrészt az adatforrások különbözőségéből. Mindkét fél – és a vitába közben bekapcsolódók egyike másika is – sokféle forrásra hivatkozik. Castles főként a Világbank és a Nemzetközi Valutaalap adataira támaszkodik, de vannak hivatkozások egyéni kutatókra, magánintézmények adatbázisaira, különböző nyilatkozatokra stb.

Valutaárfolyam vagy vásárlóerő-paritás?

Ennél is fontosabb azonban egy módszertani különbség. Az UNDP-jelentés itt szereplő megállapításai a valuták hivatalos árfolyamain dollárra átszámított GDP-értékeken alapulnak, Castles viszont a vásárlóerő-paritáson (Purchasing Power Parities – PPP) átszámított dolláradatokot használja. A különbség – különösen a fejlődő országok esetében – igen jelentős. A már több évtizedes múltra visszatekintő vásárlóerőparitás-számítások egyik általános következtetése a paritás/árfolyam arány és a fejlettségi szint közötti szoros korreláció. Ez az arány annál inkább eltér 1-től, minél alacsonyabb a szóban forgó ország fejlettsége. (A fejlettség legalsó szintjén állóknál akár négyszeres is lehet.) Más szóval a hivatalos árfolyamok aláértékelik a kevésbé fejlett országok valutáinak vásárlóértékét és ezzel GDP-jük színvonalát.

¹ A vita nem, illetve csak néhány mellékes részlet erejéig érintette az ún. Humán Fejlettségi Indexet, a HDR komplex mutatóját, így e tanulmány sem foglalkozik vele. Az index kritikai ismertetését lásd: *Ryten* (2000), *Szilágyi* (1995; 2000).

Az árfolyamnak elsősorban külgazdasági funkciója van, a külpiacon értékesített és beszerzett javak árarányait, valamint a valuták iránti keresleti és kínálati viszonyokat fejezi ki. A vásárlóerő-paritások ezzel szemben az országok belső piacain érvényes árszínvonalakat hasonlítják össze. Az itt tárgyalt összefüggések megvilágítására tehát a vásárlóerő-paritás alkalmasabb, mint az árfolyam. Az ENSZ Nemzeti Számlarendszerének, az SNA-nak kézikönyve például leszögezi: „Az egy lakosra jutó GDP árfolyamon mért különbségei eltúlozzák a GDP volumenének különbségeit” (UN 1993. 16.84.§). Miért folyamodik az UNDP mégis az árfolyamhoz, különösen akkor, ha a jelentés legnagyobb részében a paritásokat használja? A vita során különböző érvek hangzottak el. Az UNDP egyrészt technikai jellegű, másrészt „közgazdasági megítélésre” (!) hivatkozó érveket sorakoztat fel eljárása mellett. Technikai jellegű érv például, hogy nincs minden országra vonatkozó paritás. Ez önmagában igaz, a különböző források és adatbázisok mintegy 140 országra közölnek vásárlóerő-paritást, a HDR pedig több mint 170 országgal foglalkozik. De ez a hiány nem zavarta a jelentés többi részét, amely, mint említettük, a paritásokra támaszkodik.

További technikai érvek a paritászámítások valóságos fogyatékoságaira hivatkoznak, például a minőségi különbségek nem megnyugtató kezelésére vagy a nem piaci szolgáltatások jelenleg is megoldatlan összehasonlítási módszereire. Ezekre a nemzetközi összehasonlítások számos kiadványa rávilágított, de e hiányosságok még a legkedvezetlenebb esetben sem teszik az árfolyamot a paritásnál alkalmasabb eszközzé. *J. Ryten*, aki a vita (eddig) utolsó fázisában kapcsolódott be az eszmecserebe, és aki egyébként közismerten éles kritikusa a vásárlóerőparitás-számításoknak, így fogalmaz: „Bármilyen hibák tulajdoníthatók is a paritásoknak, ezek következménye kicsi azokhoz a torzításokhoz képest, amelyek az árfolyamon alapuló összehasonlításokat terhelik. Sőt e torzítások még nagyobb mértékűek a kevésbé fejlett gazdaságok esetében, ahol jelentős a nem piaci szektor, a barter-kereskedelem és a saját fogyasztásra való termelés, és ahol a valutaárfolyam legjobb esetben is csak a külforgalomba kerülő, csekély arányt képviselő javak és szolgáltatások piaci értékét tükrözi”.

Merőben más természetűek az UNDP-nek azok az érvei, amelyeknek – a szerzők szóhasználata szerint – „közgazdasági megítélés” az alapja. Ezek természetéről a következő szavak árulkodnak: „Hogy mi a helyes, az közgazdasági megítélés, nem pedig statisztikai objektivitás dolga” (UNDP; 2000a). De milyen közgazdasági megítélés az, amely szemben áll a statisztikai objektivitással? Castles a HDR következő kijelentésében látja a szerzők felfogásának mintegy önleplező gyökerét: „Kormányok, aktivisták, jogászok statisztikusok és fejlődésszakértők együtt dolgozva törnek utat, úgy hogy felhasználják a statisztikát változások kikényszerítésére felfogásokban, politikában és gyakorlatban” (UNDP; 2000b 87. old.).

Túlságosan messzire vezetne a statisztika ilyenét értelmezésének szembeállítása akár a Hivatalos Statisztika Alapelveivel (UN; 1991), akár a statisztika etikai kódexével (ISI; 1985), érdemes azonban utalni azon közgazdasági megítélések egyikére, amelyek az UNDP szerint a hivatalos árfolyam alkalmazása mellett szólnak. Eszerint az országok „marginalizálódásának” kifejezésére a hivatalos árfolyamon átszámított GDP gyakran alkalmasabb, mint a vásárlóerő-paritáson mért GDP, például a legszegényebb országok ilyen marginalizálódása a világkereskedelemben és alkupozíciójuk tekintetében (UNDP; 2000a).

Ezek után most már adjuk át a szót a szakértői csoportnak. Jelentésük (UN; 2001) 63 pontban állítja szembe az érveket, és fejti ki a szakértők álláspontját, majd pedig néhány rövid ajánlásban mond összefoglaló ítéletet. Ebben a valutaárfolyam és a vásárlóerő-paritás közötti választás tekintélyes helyet foglal el. A szakértői csoport *teljes mértékben a vásárlóerő-paritás alkalmazása mellett tör lándzsát*. Megalapozatlannak és zavarónak tartja, hogy a HDR váltakozva használja a valutaárfolyamot és a vásárlóerő-paritást (utóbbit többször, előbbi kevesebbszer, de éppen a jelentés elején álló fő megállapításoknál). Ami pedig a marginalizálódásra való hivatkozást illeti: „Nem ismerünk világos közgazdasági definíciót a marginalizációt illetően, de a HDR szövege a nemzetközi kereskedelembe való bekapcsolódásra, a technológiai utóérésre, a nemzetközi kooperációra és hasonlókra látszik utalni. Ez valóban fontos kérdés és hasznosak lennének olyan statisztikai eszközök, amelyek ezt meg tudnák ragadni. A nemzeti termelés legnagyobb része azonban nem küpiacra, hanem belföldi felhasználásra kerül, ezért nehéz belátni, miért kellene az egész GDP-t valutaárfolyamon értékelni” (28. pont).

Az eddigiek alapján leszögezhetjük, hogy igen nagy a szakadék a gazdasági fejlettség rangsorán legfelül és legalul álló országok között; ennek mértéke azonban számottevően kisebb az UNDP humán fejlettséggel foglalkozó jelentése által kimutatottnál.

Közeledés vagy távolodás?

Térjünk most rá azokra a vitapontokra, amelyeknek középpontjában a gazdag és a szegény országok fejlődésének összehasonlítása, a köztük levő rés növekedése vagy csökkenése áll. A HDR állítása szerint ez a rés nagymértékben szélesedett az utóbbi évtizedekben, Castles szerint viszont a szélesedés jóval kisebb mértékű, sőt, egyes időszakokban inkább csökkenésről van szó.²

*Az alsó és a felső kvintilis aránya
az egy lakosra jutó GDP átlagában mérve*

Év	HDR	Castles
1960	1:30	1:12
1990	1:60	1:18
1997	1:74	1:14

Az adatok közötti eltérések egyik magyarázata itt is a már tárgyalt árfolyam vagy vásárlóerő-paritás dilemma, amelyhez az eddig elmondottakon kívül – kifejezetten az időbeli változás tekintetében – még egy érv járul: az árfolyamok változása nagymértékben torzíthatja az idősorokat, márpedig ezek a változások többnyire a kevésbé fejlett országok valutáinak leértékelését jelentették.

Vannak azonban a HDR-ben más, például az országcsoportok összetételének változtatásából eredő hibák. Igaz, ezek nem mindig jutnak kifejezésre a HDR szövegében, egy részük csak a táblázatos összeállításokból olvasható ki. Ilyen adat például az,

² Castles állítását alátámasztja, hogy a HDR egy évvel korábbi kiadása 1995-re 1:82 arányú rést közöl. Ezt az adatot az 1999-es HDR nem ismétli meg, de a HDRO válasza (UNDP; 2000a) igen. Egy dokumentum szerint (NUPI; 2000) „meglepő az ilyen szelektív memória”.

amely szerint a fejlettség legalacsonyabb szintjén álló országok (számuk 43, elnevezésük Low Developed Countries – LDC) egy lakosra jutó GDP-je változatlan áron (1987. évi dollárban, árfolyamon számítva) 1990 és 1997 között 277 dollárról 245 dollárra csökkent. Castles azonban kimutatta, hogy a két adat nem azonos országgörre vonatkozik, mert az 1997. évből kimaradt Szudán, a csoport legfejlettebb országa, amelynek egy lakosra jutó GDP-je mintegy háromszorosa az országcsoport átlagának. Így azonos országösszetétel esetén nem mutatkozna csökkenés. Hasonló történt a Dél-Ázsia elnevezésű csoporttal (Banglades, India, Nepál, Pakisztán, Sri Lanka és Irán), melynek egy lakosra jutó GDP-je a HDR szerint 1990 és 1997 között 463 dollárról 432 dollárra csökkent. A tábla összeállítóinak azonban nem tűnt fel, hogy mind a hat ország GDP-je növekedett ebben az időszakban. (Ettől elvileg még csökkenhetett az átlag, ám a gyakorlatban ez kevésbé valószínű.) A titok nyitja egyszerűen az, hogy Irán adata az 1990. évi adatban még szerepel, az 1997. éviben már nem. (Ezeket a példákat tulajdonképpen nem is kellene vitapontnak nevezni, mert a HDR készítői is elismerik a tévedést, csupán annyit fűznek hozzá, hogy „ezek az adatok nem szerepelnek a jelentés következtéseiben”.)

A gazdag és a szegény ország közötti rés mértékének *változása* azonban jó ideig kisebb hangsúlyt kapott a vitában, mint annak nagysága. A szakértői csoport is csak néhány módszertani megjegyzés erejéig foglalkozott vele. Időközben azonban ez a vitapont is lendületet kapott, amikor – 2000 októberében – megjelent a norvég Külügyi Intézet (norvég elnevezésének rövidítéseként és általános hivatkozásként NUPI) „Globalisation and inequality. World income distribution and living standards, 1960–1998” című kiadványa (NUPI; 2000). A norvég jelentés határozottan szembeszáll a HDR megállapításaival, leszögezve, hogy a HDR „alkalmatlan mérőeszközt használ” (NUPI; 2000, 2. old.), amin főként az árfolyamon való mérés alkalmatlanságát kell érteni. Igen gazdag és konzisztens adatbázis alapján bemutatja, hogy „a nyilvános vitákon gyakran hallott állításokkal ellentétben az egyenlőtlenség egészében csökkent 1960 óta” (1. old.).

Az egyenlőtlenség változásának mérésére a norvég jelentés egyrészt a Gini-koefficiens, másrészt a felső kvintilis és az alsó kvintilis hányadosának idősorát használja.

A Gini-koefficiens a jövedelemegyenlőtlenségek számszerűsítésére széles körben használt koncentrációs mutató. A norvég tanulmány a koefficiens standardizált változatát használja, amely 0 és 1 közötti értékeket vehet fel; előbbit abban az elméleti esetben, ha minden országnak azonos az egy főre jutó jövedelme, utóbbit pedig akkor, ha a világ összes jövedelme egyetlen országba koncentrálódik. A Gini-mutató idősora 1965 és 1997 között – ingadozásokkal ugyan – határozott csökkenést mutat, 0,59-ről 0,52-ra. (Különösen 1990 és 1997 között meredek a csökkenés.)

A jövedelemegyenlőtlenségek mérséklődésének tényét nem változtatja, de árnyalja néhány kiegészítő megállapítás. A számításokban kifejezésre jut az országok népesség szerinti nagysága (az átlagok a népességszámmal súlyozott értékek). Így egy nagy népességű országbeli jövedelemváltozás nagyobb hatással van az országok átlagára, mint egy törpeállamé. Jelen helyzetben például Kína gyors fejlődésének nagy szerepe van a jövedelemkülönbségek mérséklődésében. Hasonló – de jóval kisebb mértékű – hatása van annak, hogy az Egyesült Államok népességének aránya csökkent a világnépességben belül.

A norvég jelentés megemlíti, hogy ha ezt a két országot kihagyjuk a számításból, akkor a Gini-mutató trendje növekedésbe fordul.

Az e-mailen folyó vitába bekapcsolódó *B. Milanovic*, a Világbank szakértője saját számításaira hivatkozva közli, hogy az országok súlyozatlan átlaga szerint a jövedelemkülönbségek nem csökkentek, hanem növekedtek, különösen az 1979. évi második olajválság után.

A norvég jelentés másik mérőeszköze a felső és az alsó kvintilis hányada lényegében Castles számításait, a jövedelemkülönbségek csökkenését igazolja. 1965 és 1998 között az egy lakosra jutó GDP a felső kvintilis országaiban átlagosan mintegy 75 százalékkal nőtt, az alsóban pedig megkétszereződött. Itt azonban találunk egy nagyon figyelemre-méltó megállapítást is: ha nem az alsó és a felső húsz, hanem az alsó és a felső tíz százalékot tekintjük, azaz a deciliseket hasonlítjuk össze, akkor nem érvényesül az említett tendencia. A jelentés nem közöl számszerű adatokat, és feltűnő, hogy az UNDP nem használta fel érvként ezt a megállapítást.

A bemutatott, egymásnak néhol ellentmondó érvelésekből és eredményekből annyi mindenestre megállapítható, hogy az országok közötti jövedelemkülönbségek nem nőttek olyan mértékben, mint ahogy azt a HDR állítja. Érveket azonban találunk az ennél kisebb növekedésre és a jövedelemkülönbségek csökkenésére is. Ismételten utalni kell azonban a bevezetőben mondottakra, melyek szerint a vizsgált adatok nem az országokon belüli, a különböző lakossági rétegek közötti jövedelmeket világítják meg.

Az ENSZ szakértői csoport következtetései és ajánlásai

„Az Elnök barátai” szakértői csoport általános következtetéseiben utal a HDR széles körű ismertsége és az ebből eredő felelősségre. „A HDR befolyásos dokumentum, amely a média figyelme és a népszerűség tekintetében versenytárs nélkül áll az ENSZ-kiadványok között... A HDR-nek széles, vegyes összetételű olvasótábora van, amelynek nincs tapasztalata vagy szakmai ismerete a statisztikai állítások kritikai értékelésére. Emiatt, akaratlanul is bizonyos függőségi helyzet és ebből következő bizalom alakul ki. A felhasználók, akiknek szükségük van ezekre az adatokra, abban a hitben vannak, hogy az információk pontosan azt jelentik, amit jelenteniük kell... Mindezek különösen nagy terhet rónak a HDR-re.”

A szakvélemény különbséget tesz lényeges és kevésbé lényeges hibák között. Előbbiek közé azok tartoznak, amelyek alapjaiban torz képet adnak a vizsgált jelenségről, az utóbbi hibákba pedig azok, amelyeknek hatására enyhén téves, de alapjaiban érvényes kép alakul ki. „Több esetben találtuk Castles kritikáját jogosnak és olyannak, amely lényeges hibára világít rá. Egyes esetekben a jelentés nem a vizsgált célnak megfelelő adatokat választotta ki. ... Más esetekben a szakértői csoport számítási hibákat állapított meg.”

„A HDR megírása sokféle tudományágban való járatosságot követel meg; ilyen a közgazdaságtan, a demográfia, a statisztika stb. Nem egyszer derült ki, hogy a számítások vagy az adatok értelmezése azért rossz, mert hiányzott a megfelelő szakértelem.” A szakértők ugyanakkor elismerik, hogy a HDR egészét tekintve a megállapított hibák és tévedések nem érintették a fő táblázatok hitelességét, és megnyugvással fogadták a

HDR készítőinek tervezett intézkedéseit a jelentés minőségének javítására (UNDP; 2000a).³

A szakértői csoport végül a következő ajánlásokban foglalta össze legfontosabb megállapításait:

- az egész HDR-ben a vásárlóerő-paritásokkal való átszámítás ajánlott az életszínvonal összehasonlításának fő formájaként;
- a szakértői csoport javasolja az országok marginalizálódásának definiálását és a marginalizálódás mérésére alkalmas statisztikai mutatók kidolgozását és közzétételét, olyanokat, amelyek inkább kiegészítik, semmint helyettesítik a vásárlóerő-paritás szerinti átszámítást;
- előrejelzések esetén a szöveg világosan utaljon az ilyen típusú adatoknak a többenél is nagyobb bizonytalanságaira és korlátozott minőségére;
- a HDR adjon összehasonlítható (különösen pedig állandó országösszetételű) idősorokat annak elkerülésére, hogy a felhasználók a nem összehasonlítható statisztikákból téves következtetésre jussanak;
- a HDRO belső szakértők és egy tanácsadó testület együttes alkalmazása révén biztosítsa a szükséges szakértelmet a teljes HDR tervezetének felülvizsgálatánál;
- a HDRO és a legfontosabb adatsorok szolgáltatói közötti szorosabb együttműködés révén további szakértelmet és – speciális adathalmazokra vonatkozó – ismereteket lehetne igénybe venni;
- szükség van a kéziratkezelési és a minőségellenőrzési eljárások felülvizsgálatára, valamint erősítésére; hasznosok lehetnek a HDR-hez hasonló jellegű dokumentumokat készítő statisztikai intézmények tapasztalatai;
- a statisztikai bizonyítékon alapuló valamennyi megállapítást kísérje a forrásra vonatkozó utalás: a korábbi szöveg több olyan megállapítást is tartalmaz, amelyek sem a fő- sem a szövegközi táblákban nem található adatokon alapult, és amelynek adatforrása nem volt megjelölve, ami ellentétben van a jó statisztikai és társadalomtudományi gyakorlattal, és megfosztja az olvasót e megállapítások statisztikai érvényességének ellenőrzésétől.

Az ENSZ Statisztikai Bizottsága 2001. évi ülésén magáévá tette a szakértői csoport jelentését és örömmel vette az ENSZ Fejlesztési Programja HDR részlegének tervezett intézkedéseit, amelyeket a statisztikai szakszerűség növelése érdekében kíván tenni (UNDP; 2001).

IRODALOM

- CASTLES, I. (2000): The Human Development Report. UN. E./CN.3/2001/18 Appendix 1. <http://www.un.org/Depts/unsd/statcom/sc2001docs/2001-18e.pdf>.
- ISI (1985): *Declaration of professional ethics*
- NUPI (2000): *Globalisation and inequality. World income distribution and living standards 1960–1998*. Norwegian Institute of International Affairs.
- RYTEN, J. (2000): Should there be a Human Development Index? A Hivatalos Statisztika Nemzetközi Társaságának (IAOS) 2000. évi konferenciáján tartott előadás. www.statistik.admin.ch/about/international/ryten_final_paper_doc.
- SZILÁGYI GY. (1995): A humán fejlettség nemzetközi összehasonlítása. *Statisztikai Szemle*. 73. évf. 8–9. sz. 640–652. old.
- SZILÁGYI GY. (2000): International comparison theory – Human development. A Hivatalos Statisztika Nemzetközi Társaságának (IAOS) 2000. évi konferenciáján tartott előadás. www.statistik.admin.ch/about/international/szilagyi_final_paper_doc.
- UN (1991): The fundamental principles of official statistics. www.unece.org/stats/documents/fund.principles/ (Magyarul: Határozat a hivatalos statisztika alapelveiről. *Statisztikai Szemle*. 69. évf. 10. sz. 836–837. old.)
- UN (2001): Report of the Friends of the Chair of the Statistical Commission on an assessment of the statistical criticisms made of the Human Development Report, 1999. UN. E./CN.3/2001/18 <http://www.un.org/Depts/unsd/statcom/sc2001docs/2001-18e.pdf>
- UNDP (1999): *Human Development Report 1999*. Oxford University Press.
- UNDP (2000a): Response to Mr. Castles' room document on Human Development Report 1999. UN. E./CN.3/2001/18 Appendix 2. <http://www.un.org/Depts/unsd/statcom/sc2001docs/2001-18e.pdf>
- UNDP (2000b): *Human Development Report 2000*. Oxford University Press.

³ Az UNDP két dokumentumban jelentett be ilyen intézkedéseket: az elsőt Castles dolgozatára reagálva (UNDP; 2000a), a másodikat már „Az Elnök barátai” véleményének ismeretében (UNDP; 2001).

UNDP (2001): Observations by the Human Development Office of the United Nations Development Programme on the Report of the Friends of the Chair of the Statistical Commission on an assessment of the statistical criticisms made of the Human Development Report, 1999. UN.E./CN. 3/2001/19 <http://www.un.org/Depts/unsd/statcom/sc2001docs/2001-19e.pdf>

SUMMARY

This article provides an overview of a large scale debate on the Human Development Report published by the UNDP. The focal point is the size of the gap between rich and poor countries, the widening or narrowing of that gap, as well as the proper statistical methods for answering those questions. The debate pointed out a number of deficiencies of the methods applied by UNDP; in particular the inconsistent use of official exchange rates versus purchasing power parities in comparing the countries' development level.

A HÁZTARTÁSI TERMELÉS PÉNZÉRTÉKE

SZÉP KATALIN – SIK ENDRE

A háztartási termelés pénzértékének becslésekor két alapvető elméleti és mérési kérdést kell megoldani: a háztartási termelés volumenének mérését és ennek pénzbeni értékelését. Vizsgálatunk során a volument a háztartási termelésre fordított idővel becsültük. Egy óra munkaráfordítást két módon is értékeltünk: annak helyettesítési költségével, valamint a munkát végző órabérével, azaz az alternatív költségértékkel. A számításokhoz a TÁRKI háztartáspanelének 1997. évi eredményeit használtuk fel.

Az adatok szerint a kétkeresős háztartások teljes jövedelmének mintegy harmadát a háztartási termelés adja. A férj és a feleség háztartási munkája értékének aránya ellentétes a piaci munkajövedelmek arányával, így a fizetett és a fizetetlen munka összértéke viszonylag kiegyenlített a partnerek között mindkét módszer szerint. A nők és a mezőgazdasági kistermelést végzők összmunkaidő-többlete, ami a munkából adódik, csak mérsékelten jelentkezik az összmunkaértékben az ilyen munkát végzők alacsony órabére miatt.

TÁRGYSZÓ: Háztartási termelés. Helyettesítési érték. Alternatív költségérték. Teljes jövedelem.

„A nemzeti számlák összeállításának kezdete óta a közgazdászok egyik alapvető problémája, hogy mit vegyenek, és mit ne vegyenek számításba. Az egyik legegyszerűbb szabályt, hogy csak a piaci szektorban termelt és elosztott javakat és szolgáltatásokat vegyék számba, már a kezdeteknél nem tartották be, mivel számításba vették a mezőgazdasági termelők saját termelésű fogyasztását. ... A legtartósabb probléma úgy tűnik a házi-asszonyok szolgáltatása, ami a legnagyobbknak tekinthető hiányzó tétel a nemzeti számlában...” (*Goldschmidt-Clermont*; 1982. 3. old.)

Két ország vagy két időszak teljesítményeinek összehasonlítása téves eredményekre vezethet, ha nem vesszük figyelembe a nem piaci módon folyó és (vagy) nem pénzben mért, illetve a statisztikailag számba nem vett termelés nagyságát és szerkezetét. Ennek két legjellemzőbb esete a háztartási termelés és az informális gazdaság teljesítménye, de sok más (egyenként valószínűleg kisebb nagyságú, de adott országban, annak adott gazdasági területén nagyon is fontos) tevékenység ide sorolható még.¹ Ha például az informális gazdaságbeli

¹ Mint például (*Goldschmidt-Clermont*; 1993) megemlíti, ide sorolható a társadalmi munka, az önkéntes tevékenység, a kényszermunka (például börtönben vagy alternatív katonai szolgálat formájában), a nem kormányzati szervek tevékenysége, illetve a válságelhárító önkéntes kampánymunka. Mint ahogy az otthoni munka és az informális gazdaság súlyával legalább azonos nagyságúak a jóléti (és a szocialista) állam pénzben, egyéni szinten nem mért jövedelmei, az egészségügytől az iskolai oktatáson keresztül az összes transzfer nem pénzbeni jövedelemig „rejtett” hatása (*Ruggles, R.–Ruggles, N. D.*; 1986, *Hauser–Becker–Standcke–Scheid*; 1987).

tevékenységek mértéke² különbözik két országban vagy adott gazdaság két időszakában, akkor értelemszerűen az ezt elhanyagoló összehasonlítások tévesek lesznek (Sik, 1996).

A háztartásban felhasznált munkaerő (az otthoni munka) esetében a probléma lényege az, hogy a GDP-számítások adott társadalom teljes munkamennyiségének csak egy részét – a gazdaság fejlettségének és szervezeti összetételének függvényében kisebb vagy nagyobb részét³ – a piaci javakat bérmunkával előállító részét képesek kimutatni (Nyitrai, 1999).

E megszorítás ahhoz vezethet, hogy a piaci folyamatok gondjait a gazdaságpolitika „túlreagálja”, illetve nagy hatású „piacon kívüli” gazdasági folyamatokat nem érzékel. „Amikor a munkamegosztás fejlődése során a házilagos tevékenységek egyike-másika, mint a főzés, a szövény, a varrás, a mosás, a takarítás stb. részben vagy egészben piacra kerül mint önálló formában szervezett termelés, akkor büszkén regisztráljuk mint a nemzeti jövedelem növekedését. Holott a tényleges teljesítmény csak akkor és olyan mértékben növekedik, ha a piaci tevékenység ugyanazt az emberi szükségletet nem rosszabb minőségben elégíti ki, mint azelőtt, s akkor is csak a termelékenység növekedése mértékében nő a teljesítmény ...” (Bródy, 1983. 52. old.)

E példának a közgazdászok körében is közismert változata az, hogy a GDP csökken, amikor valaki feleségül veszi háztartásbeli alkalmazottját. Hiszen – feltételezve, hogy a háztartást a volt háztartásbeli feleség látja el továbbra is, és érdemben nem változik sem a munka minősége, sem termelékenysége – a korábban munkaerő-piaci szerződés formájában végzett, pénzzel megfizetett és ezért a GDP részeként figyelembe vett tevékenységből a nő „természetes” – s ezért meg nem fizetett, statisztikailag munkaként számon nem tartott – háztartási munkája lett.

Példáiban Goldschmidt-Clermont (1990) a munkaerő számbavételének azon torzulásait sorolja fel, amelyek a háztartási termelés⁴ figyelmen kívül hagyásának következményei. Ilyen torzulások a foglalkoztatottság és a termelékenység szintje, amelynek „hivatalos” és valóságos adatai nagyon eltérhetnek, s ami a növekedés mértékének és forrásának hamis megítélését eredményezheti. A szegénység és a jövedelemegyenlőtlenség mértéke az otthon végzett munka értéke és a pénzben mért munkából származó jövedelem arányától is függ, márpedig ezek az arányok nem csupán jövedelem-decilisenként, de egyes társadalmi csoportok szerint is eltérhetnek.⁵ Az, hogy az otthoni munkát nem ismerjük el munkaként, a szociális ellátás mértékét és az erre fordított források elosztásának módját is erősen befolyásolja (aki csak otthoni munkát végez, az semmilyen szociális támogatásban nem részesül). A háztartásbeli családtag hozzájárulása a család megélhetéséhez és

² Az informális gazdaság kategóriájába a magánszemélyek fizetett vagy nem fizetett munkaként a más (nem a saját) háztartások számára végzett munkája tartozik.

³ „Egészen a fejlett kapitalista társadalomig a családi háztartások termelték meg nemcsak élelmiszert, hanem ruházatot és szerszámaik jelentős részét is, sőt házaikat és gazdasági épületeiket is jórészt maguk építették. A termelés és a fogyasztás szétválása a fejlett országok városaiban is csak a XVII–XIX. században következett be, a mezőgazdaságban pedig csak a XX. században. A mezőgazdaságban azonban ma sem teljes a szétválás.” (Burgerné, 1989. 23. old.) A kereső munkaidő és a háztartások önálló munkaidejének alakulása közötti összefüggés az utóbbi 25 év időmérleg-felvételei alapján kimutatható (Falussy, 2000).

⁴ A háztartási termelés a korábban használt otthoni munka (Sik, 1989) fogalom szinonimája, ami – mint majd látni fogjuk – a háztartási munkánál többféle tevékenységet foglal magában.

⁵ Kusnic és Davanzo (1986) malayziai adatai alapján készített Lorenz-görbékkel ez jól demonstrálható: a legnagyobb egyenlőtlenséget a piaci jövedelmek, majd az összes jövedelem mutatja, ezeknél alacsonyabb a valós jövedelem I. és még egyenlőbb a valós jövedelem II. elnevezésű változó, amelyek az összes jövedelmen kívül három otthoni munka (takarítás, mosás és vásárlás) idejének becsült (I.), illetve ezen felül a főzés és gyermeknevelés idejének határolozati értékét (II.) jelentik.

a családi vagyonhoz alábecsült, s – nyilván csak a felsőbb osztályokban – csak jogi úton ismertethető el. A háztartásbeli eltartásáért sok országban adókedvezmény is jár, ami természetesen adott esetben jól jön a háztartásnak, de éppolyan indokolatlanul csupán teherként veszi figyelembe az otthoni munkást, mint amikor az nem részesülhet olyan juttatásokban, amilyen egy „igazi munkát” végző foglalkoztatottnak járnak.

Mindez még inkább érvényes, ha feltételezzük, hogy az otthoni munka és az informális gazdaság kölcsönösen vonzzák (illetve taszítják) egymást, azaz jó okunk van feltételezni, hogy azon gazdasági és társadalmi folyamatok, amelyek az otthoni munka felértékelődését okozzák, hasonlóan hatnak az informális gazdaságra is és fordítva.

Ebből a feltételezésből kiindulva mérik egyes közgazdászok az informális gazdaság nagyságát a háztartások által felhasznált energia mennyiségével⁶ (Lackó; 1995. Schneider; 1999), illetve a háztartások fogyasztásával (lásd: Sik-Tóth I. J.; 1998, *Rejtett gazdaság Magyarországon*; 1998). A második gazdaság kutatásának klasszikusai is a háztartások tevékenysége köré szerveződő gazdasági jelenségeket tették empirikus elemzéseik tárgyává (Gábor-Galasi; 1981). Feltételezhető továbbá az is, hogy ezek a hatások nem múlnak el a rendszerváltás során azonnal, még kevésbé, ha a rendszerváltást transzformációs válság súlyosbítja (lásd Oroszország esetét Rose; 1993). Elméleti alapon az otthoni munka és az informális gazdaság kapcsolata mellett szól a szétszórtságból és a kis méretből fakadó nagy rejtőző képesség, a tömegességből eredő kvázilegitimitás, az előző két tényező együttes hatásából származó ellenőrizhetetlenség, a kiegészítő jövedelemszerzés állam által is felismert szociális funkciója, a háztartás erőforrásainak informális jövedelemszerzésre való alkalmassága.

A továbbiakban először a háztartási termelés fogalmát értelmezzük, majd a különböző mérési lehetőségek áttekintése után bemutatjuk az általunk használt módszereket. Végül ismertetjük a helyettesítési és az alternatív költség módszerrel végzett számítások eredményeit és ezek viszonyát a főmunkahelyi jövedelmekhez a férfiak, a nők és a házaspárok esetében. A kisgazdasági munka vizsgálatánál a helyettesítési és az alternatív költség értékelési mód mellett lehetőség nyílik az előállított érték alapján történő becslésre is, ezért külön vettük össze a két munkaidő-felhasználáson alapuló módszer eredményeivel.

A HÁZTARTÁSI TERMELÉS FOGALMA, MÉRETE, MÉRÉSE

A mikroszintű becslés során két alapvető problémát kell megoldani: mérni kell a háztartási termelés nagyságát, valamint pénzben kell kifejezni a termelt javak és szolgáltatások értékét.⁷ A termelés mérete nehezen állapítható meg, mivel nem egyszerű sem a termelésben felhasznált források, sem a termelés eredményének mérése. A termelési folyamat önmagában is számos, egymást (időben, térben, a tevékenység szervezésében) átfedő tevékenységet foglal magában (lásd például az időmérleg-kutatás gondjait). Továbbá a felhasznált erőforrások olykor ingyenesek (például a „paraszti munka” értéke), olykor

⁶ A háztartások gyakran munkahelyek is: az önfoglalkoztatók sokszor otthonukat használják munkavégzésre, és a személyi szolgáltatók is gyakran lakóhelyükön végzik munkájukat. Ha a háztartási áramfogyasztás egy része a rejtett gazdasággal kapcsolatos, akkor ez a hatás ökonometriai módszerekkel kimutatható, s felhasználható a rejtett gazdaság méretének becslésére.

⁷ Ekkor még nem is vettük figyelembe a háztartás fogalmának meghatározhatatlanságából fakadó gondokat (lásd Sik; 1989) példáit, amelyek részben azzal is összefüggenek, hogy olykor nem egyértelmű ki tartozik a háztartáshoz, mely jövedelmek tekinthetők személyes és háztartási jövedelemnek, s mindez hogyan változik kultúránként és az időben.

végtelen nagy szimbolikus értékkel rendelkezhetnek (például a hozományból vásárolt traktor, a kárpótlási jeggyel visszaszerzett ősi föld), de a végzett munka személyes öröme vagy utálata is nagyon különböző értéket tulajdoníthat a dolgozó munkájának.

Bár a közgazdasági irodalomban eltérő vélemények találhatók, a továbbiakban a háztartási termelés fogalmára *Reid* definícióját alkalmaztuk: „Háztartási termelés az a fizetetlen tevékenység, amit egy családtag a másik családtag számára végez, ami helyettesíthető lenne piaci termékkel vagy szolgáltatásokkal, ha a körülmények (jövedelem, piaci feltételek, személyes ambíciók) lehetővé teszik azt háztartási csoporton kívülről megszerezni.” (*Reid*; 1934. 11. old.)

E definíció lényeges eleme a „harmadik személy”, vagyis olyan termék és szolgáltatás előállításához tartozik ide, amit háztartáson kívüli, harmadik személy is elvégezhetne. Ennek megfelelően házimunkának csak azt tekintjük, ami az előállított háztartási termékeken és szolgáltatások révén közvetetten hasznosságot termel, és nem soroljuk ide a pihenést vagy a szórakozást,⁸ s ha mindkettő egyszerre van jelen, akkor – mint ezt Goldschmidt-Clermont (1993) is javasolja – csak az előbbi kell figyelembe venni.

Az új háztartás-gazdaságtan szerint, melynek megalapozása *G. Becker* nevéhez fűződik, a háztartás úgy működik, mint egy termelőüzem, azzal a különbséggel, hogy az előállított termék és szolgáltatás nem kerül piaci forgalomba. A piacon vásárolható termékek közvetlenül még nem, hanem többnyire csak otthoni munkaráfordítás után jelentenek közvetlen hasznosságot a család számára. Ez a termelés a háztartási termelés, melynek során a vásárolt termékekből családi munkaerő felhasználásával készülnek a fogyasztásra, felhasználásra kész termékek. A modell elméleti jelentősége abban is nyilvánul, hogy szimultán kezeli a háztartás jövedelem-előállítási és -felhasználási folyamatait, a háztartástagok időfelhasználását, valamint a piaci termékek és szolgáltatások iránti keresletet. Így a modell kezeli az „otthon elkészíteni” vagy „készen venni” döntéseket, az otthoni és a munkaerő-piaci munka közötti választást. Ez a kapcsolat lehetőséget kínál az otthoni munka értékelésére is.

A háztartás által megtermelt javak és szolgáltatások piaci értékelésére nem kerül sor, hiszen az ily módon létrehozott javakat és szolgáltatásokat azonnal fel is élük, többnyire azok (a háztartás tagjai), akik megtermelik. Ez érvényes a háztartási munka „kiterjesztett” formájára, a kalákára is (*Sik*; 1998). Mivel a házimunka eredménye nem kerül megmértetésre a piacon, nem rendelődik hozzá pénzben kifejezett érték, ezért a háztartás termelésének mérése során ennek értékét csak becsléssel történő imputálással lehet megkapni. Általában a termelés mérésének legkézenfekvőbb módja az eredmény, a kibocsátás mérése. Tekintettel azonban a közvetlen fogyasztásra (továbbá a kibocsátott áruk és szolgáltatások árának ismeretéhez szükséges adatok hiányára), a házimunka eredmé-

⁸ *O. Hawrylyshyn* (1977) az otthoni tevékenységeket négy fő kategóriába sorolja: biológiai szükségletek, piaci tevékenység, termelő nem-piaci tevékenység és pihenés. A termelő nem piaci tevékenységeket tekinti házimunkának. A szakirodalomban külön problémaként kezelik azt, hogy valamely házimunka egyben közvetlen hasznosságot is jelent, azaz örömet, élvezetet. Véleményünk szerint ez a jellemző nem a házimunka sajátja, hiszen ugyanez a fizetett munka esetében is előfordul, és teljesen ésszerű törekvés a hasznosság és az élvezet összekapcsolása, azaz az ember szeret olyan munkát végezni, amit élvez is, és haszna is van belőle. Az, hogy ez a kérdés éppen a házimunka kapcsán merül fel ilyen élesen, annak szerintünk egy objektív és egy szubjektív oka is van. Az objektív ok, hogy a házimunka a fogyasztást megelőző hosszú folyamat utolsó láncszeme, időben közvetlenül megelőzi azt, vagy akár egyidejű is vele (például főzés, tálalás, de a mosogatásnál ez már fel sem merül). A „már előre örülök” a munka eredményének gondolata is ide tartozik. A szubjektív ok, hogy a közgazdász szakírók (többségében férfiak) csak hobbiból, „amikor kedvük szottyán” végeznek házimunkát (segítenek), és ezt az érzést vetítik ki a rendszeresen (természetes kötelességérettől hajtva) házimunkát végző (jobbára) nőkre.

nye nehezen lenne ily módon megbecsülhető. Ezért gyakoribb a munkaráfördítással való mérés. A házimunka értékelési módszereinek tipológiáját az 1. táblában foglaljuk össze (Goldschmidt-Clermont; 1982. 6. old.).

1. tábla

Az otthoni munka értékelésének tipológiája

A mérés tárgya	A mennyiség mértékegysége	Az érték imputálásának módja
Ráfördítés Munkaráfördítés	Dolgozók száma vagy munkaideje	Általános vagy szakosodott otthoni munkát végző fizetett dolgozó bére, vagy a piaci szektorban az otthoni munkának megfelelő tevékenységet végzők bére, vagy az elmaradt bér, azaz az otthoni munkára fordított idő alternatív vagy határáldozati értéke, vagy a munkaerőpiacon dolgozók átlagos vagy minimálbére
Egyéb ráfordítások (például a termelésben felhasznált termékek)	A tevékenységre jellemző mértékegység	Például a termelési folyamatban felhasznált energia, vásárolt alapanyagok
Kibocsátás Előállított javak és szolgáltatások	A tevékenységre jellemző mértékegység	Háztartási termékek piaci helyettesítőinek értéke vagy a kapcsolódó fogyasztói kiadások

Tanulmányunkban, a számítások kísérleti jellege és a rendelkezésre álló adatok adta lehetőségek figyelembevételével, a piaci helyettesítés és az alternatív érték vagy határáldozati érték (opportunity cost) egyszerű értékelési módját használjuk az otthoni munka értékének becslésére.

A piaci helyettesítési költség módszere

A módszer lényege, hogy a háztartási termelés eredményét vagy ráfordításait olyan értékben veszi számításba, amilyen áron azok a piacon megszerezhetők. Kézenfekvő e módszer használata a saját fogyasztásra termelt mezőgazdasági termékek esetében: a termék mennyiségét a jellemző piaci árral szorozva megkapjuk a keresett értéket. Ezt a módszert használja a KSH a háztartás-statisztikai megfigyelésekben. Az otthoni munka esetében e módszer alkalmazása azt jelenti, hogy a háztartási termelés során felhasznált munka értékét egyenlőnek tekintjük az egyes tevékenységekre fordított idő mennyiségének és az adott tevékenységet a munkaerőpiacon végző dolgozó órabérének a szorzatával. A háztartásban a háztartásfő és partnere munkájával számolva:

$$MV = w_{ds}H_h + w_{ds}H_p,$$

ahol:

MV – a háztartás tagjai által végzett otthoni munka értéke,
 H_h, H_p – a háztartásfő, illetve partnere otthoni munkára fordított ideje,
 w_{ds} – az otthoni munka piaci helyettesítési értéke.

Attól függően, hogy kinek a bérét tekintjük a helyettesítő piaci munkabérnek, különböző megoldások lehetségesek. Használhatjuk az egyes tevékenységeknek megfelelő adott szakterület dolgozóinak bérét, például a takarító, a szakács, a gyermekgondozó, illetve az általános helyettes, a háztartási alkalmazott bérét. További megoldás lehet a piaci szektorban hasonló feladatot ellátó dolgozók bérének vagy a hasonló végzettségű dolgozók átlagbérenek alkalmazása is, de ez vélhetőleg erősen túlbecsülné az otthoni munka hatékonyságát és így a bérét is.⁹

Kérdés az is, hogy az adó (és a társadalombiztosítási járulék) levonása előtti vagy utáni bérrel célszerű-e számolni. A GDP és egyéb makroszintű mutatók számításához a levonások utáni bér lehet a megfelelő, de a háztartások magatartásának elemzésére lehet, hogy az adózás és a közterhek levonása előtti bér az alkalmasabb, mert ezt jobban ismerik a szereplők (s még inkább akkor, ha az otthoni munkának reális alternatívája az informális gazdaságban végezhető, adó és társadalombiztosítási járulékkal nem terhelt jövedelemszerzés).

Bármelyik megoldást választjuk is, tisztázatlan marad a munka hatékonyságában rejlő különbségek figyelembevétele. Egyrészt, mert elvileg a munkaerőpiacon dolgozó, aki az adott tevékenységet szakmaként (és jobban felszerelve, továbbá költségérzékeny környezetben) végzi, hatékonyabban kell dolgozzon, mint a háztartásban (kicsi, költség-érzéketlen, jólét- és nem jövedelemmaximalizáló környezetben). Másrészt, a háztartások között is lehetnek hatékonyságbeli különbségek: részben, mert a termelési technológia és a háztartások felszereltsége különbözik, részben, mert a háztartások összetétele, kulturális háttere és normái, érdekei is eltérők lehetnek. További elméleti ellenvetés lehet, hogy a helyettesítési költség alkalmazásával hátrányos helyzetbe hozzuk a háztartást, hiszen olyan értékelési szempontot alkalmazunk, amelyet – ha a háztartás ennek tudatában van – a háztartás maga sem fogadna el, hiszen ez esetben igénybe vette volna a piaci helyettesítés lehetőségét.

Végül is úgy döntöttünk, hogy az időráfordítás értékeléséhez a piacon működő vállalkozásokban a hasonló tevékenységet végzőknek fizetett keresetéből indulunk ki. A szakosodott vagy általános helyettesítő bérek a hazai ilyen jellegű munka csekély elterjedtsége, valamint az ilyen keresetekre vonatkozó adatok bizonytalansága miatt nem látszott használható alternatívának. Tény ugyanakkor, hogy a piaci szektorban hasonló tevékenységet ellátók bérének alkalmazása sem problémamentes, mert a piaci szektorra a szakmák szerinti specializáltság az otthoni munkára a sokoldalúság a jellemző. Ezért az ágazati, illetve az alágazati átlagos keresetekből indultunk ki, ami azt jelenti, hogy (jobb híján) a piaci szektor szerinti súlyozást, szakmaarányokat fogadjuk el a háztartásokban is.¹⁰ A kapott nettó órabérek: 150 forint a mezőgazdasági, 168 forint a háztartási, 172 forint az építési,¹¹ 201 forint a javítási, szerelési munkákra. A kapott órabérek átlagjellegük miatt nem mutatnak jelentős szóródást.

⁹ Nem is szólva arról, hogy ez a bér a nemzetközi osztályharc, a multinacionális vállalatok bérpolitikája, a szakszervezeti erő és az állami szabályozás együttes hatásait is jelzi.

¹⁰ Az Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ (OMMK) által az 1997. év május hónapról felvett egyéni bérek, keresetek reprezentatív adatfelvételének felhasználásával készült Munkaügyi adattár 1998. évi 1. számában közzétett adatok szerint a bruttó átlagkereset a mezőgazdaságban (01) 41 ezer, a szállásadás, vendéglátás (55), az egészségügyi és szociális ellátás (851, illetve 853), valamint az egyéb szolgáltatások (92, illetve 93) esetében ebben a sorrendben 49, 43, 52 ezer forint volt. Az ágazatra, illetve a bérszínvonalra jellemző nettó-bruttó keresetarányt a *Munkaügyi Szemle* 1998. szeptemberi számában közzétett munkaügyi statisztikai adatokból számítottuk.

¹¹ A másoknak végzett fizetetlen segítség esetében külön értékeltük az építési és szerelési munkát, azok jelentős súlya miatt.

Az alternatív érték vagy határáldozati jövedelem módszer

Ez a módszer a munkaidő értékelésekor a házimunkát végző személy munkaerő-piaci bérével számol. A számítás elméleti alapja a közgazdaságtan azon klasszikus feltételezése, hogy a munkaerő tulajdonosa maximalizálni igyekszik hasznát, s akkor fog otthoni munkát végezni, ha a munkaerőpiacon jobb marginális jövedelmet nem tud szerezni. Következésképpen az otthoni munka által megszerezhető határáldozati jövedelem nem lehet magasabb, mint az egyén munkaerőpiacon megszerezhető bére. Ha az egyén rendelkezik munkaerő-piaci jövedelemmel, akkor e tétel oly módon fogalmazható meg, hogy optimális esetben a munkaerőpiacon is dolgozó háztartástag egy otthoni munkaórájának határértéke megegyezik keresőtevékenységének egy további órájáért járó elmaradt jövedelemmel. Gyakorlatban ezt az órabér nettó értékével mérhetjük.

$$MV = w_h H_h + w_p H_p,$$

ahol:

MV – az otthoni munka értéke,

H_h, H_p – a háztartásfő, illetve partnere otthoni munkára fordított ideje,

w_h, w_p – a háztartásfő, illetve partnere főmunkahelyi órabére.

A valóságban azonban a háztartási termelési modell egyensúlyi feltételei nem mindig állnak fenn, hiszen sok okból („a nő ne dolgozzon” hagyománya, az információhiány miatt elszalasztott jó lehetőségek, a többletjövedelem-szerzés akadályai stb.) lehetetlenné tehetik az ésszerű döntést.¹²

További probléma, hogy ez a módszer legszigorúbb formájában csak akkor alkalmazható, ha az érintett személy keresőtevékenységet is folytat.¹³ Ilyenkor azt vizsgáljuk, hogy az adott foglalkoztatott mekkora jövedelemről mond le akkor, amikor többlet piaci munka helyett inkább otthoni munkát végez. Ebben az esetben minden egyén valóságos jövedelméről való lemondásról van tehát szó, ami a becslés pontosságát fokozza, s a döntés valószínűségét növeli. A gyakorlatban az empirikus elemzések nem e legszigorúbb módszerrel élnek, hanem akkor is számolnak határáldozatot, ha az egyénnek nincs jövedelme. Ilyenkor az életkor, a nem, az iskolai végzettség és a helyi munkaerő-piaci bérvizonyok figyelembevételével (potenciális határáldozati bér) becslik a hiányzó egyéni piaci jövedelmeket (*Galasi-Nagy*; 2000, *Kusnic-Davanzo*; 1986, *Morgan*; 1984, *Murphy*; 1982).

E módszer nagy előnye, hogy egyszerű, és egy jól kidolgozott elméletre, a *G. Becker* (1965) háztartási termelési elméletére támaszkodik. Használhatósága azonban csupán mikroszinten, a háztartások munkaértékesítési stratégiáinak elemzése során hasznos, makroszinten (tehát például a háztartási termelés GDP-hez viszonyított arányának becslése során) már vitatható, mivel ebben az esetben ugyanazon tevékenységek eltérő érték-

¹² *M. Murphy* (1982) is abban látja e módszer legnagyobb hibáját, hogy egyensúlyt tételez fel, ami nem igaz sem azok esetében, akik kevesebbet akarnának dolgozni (ekkor a határáldozat értéke nulla lenne), de azok esetében sem, akik több munkát szeretnének. Éppen ezért ilyen esetben (például munkanélküliek) a munkaerőpiacon sikeresnél alacsonyabb határáldozattal kellene számolni. *Galasi és Nagy* (2000) az elszalasztott jövedelem (el nem fogadott bérajánlat) becslésénél korrekciós eljárást alkalmaznak, ugyanis a fizetett munkát végzők tényleges órakeresete valószínűleg magasabb, mint az el nem fogadott (nem megfigyelt) bérajánlat.

¹³ Ez esetben valószínűleg alábecsüljük a házimunka értékét, hiszen a háztartástag otthoni munkáját ennél többre értékeli, amit jelezhet az, hogy azt választotta.

kel szerepelnek, attól függően, hogy ki végzi azokat. Tehát míg egy adott háztartáson belül jelentős mérési probléma az, hogy ki végzi az otthoni munkát, és ki szerez a munkaerőpiacon jövedelmet, illetve, hogy adott személy hogyan osztja meg idejét e két munkafelhasználási helyszín között, addig makroszinten a házimunkaidő értékelési órábére jelentős szóródást mutat aszerint, hogy egyetemi tanár vagy takarítónő mosogat.

A számítások során az otthoni munka értékének becslését a korábban már jelzett szigorúbb eljárási szabályokat követve csak azon háztartások körében végeztük el, ahol a kérdezettek keresőtevékenységet is folytattak. A becsléshez a főmunkahelyhez kapcsolódó keresetből indultunk ki (figyelmen kívül hagyva a különjövedelmeket). A havi főmunkahelyi jövedelmet osztottuk az erre a munkára fordított idővel (az utazási időt is beleszámítva).

AZ OTTHONI MUNKA MENNYISÉGE ÉS ÉRTÉKE

A számításhoz szükséges otthoni munkaidő-mennyiség becsléséhez a Magyar Háztartás Panel (MHP) 1997. évi adatait használtuk. A kérdőív eredetileg nyolcféle házimunkát, ötfajta kisgazdaságban végzett munkát és hatféle másoknak végzett fizetetlen segítségfajtát különböztet meg (Sik; 1998). A számítások során a háztartási termeléshez felhasznált otthoni munka értékelésére a munkaráfördítés idejét aggregáltan, három kategóriára bontottan (házimunka, kisgazdasági munka, másoknak nyújtott fizetetlen segítség) vesszük számításba. Tesszük ezt részben azért, mert ezen időráfordításokat pontosan szétválasztani aligha lehet, hiszen minden házimunkában járatos személy tudja, hogy főzés közben figyelni lehet a gyermek tanulására, vagy meg lehet varrni a leszakadt kabátakasztót. A gyermeknevelés pedig a gyermekeknek a házimunkába való bevonását, a közös munkavégzést is jelentheti. Részben pedig az nehezíti a szétválasztást, hogy a fel nem sorolt tevékenységek (például betegápolás, idős személy gondozása, ügyintézés) besorolásának sincs kialakult hagyománya. Valójában a háztartásban jellemzően összekapcsolt tevékenységeket¹⁴ végzünk, ahol a teljesítés jelentős munkaszervezési, irányítási feladattal is jár. Ezért a jelen számítások céljának véleményünk szerint megfelel az aggregált figyelembevétel, ami összhangban áll a munkaidőhöz rendelt piaci munkabérek megállapításának módszerével.

A piaci jövedelem esetében a túlmunka becsült idejével megnövelt heti munkaidőből indultunk ki, amihez hozzáadtuk a munkába járás idejét. Az MHP 1997-es adatfelvétele szerint ez átlagosan heti 42,4+4,4 óra volt.

A kétkeresős nukleáris (szülőkből és gyermekekből álló) háztartásokban a heti átlagos munkaidő szerkezetében és nagyságában is eltérő a férfiak és a nők esetében. (Lásd az 1. ábrát.) A nők a rövidebb fizetett munkaidő mellett a hosszabb otthoni munka következtében összességében több órát dolgoznak mint a férfiak.¹⁵ A kisgazdaság többletmunkaidőt igényel a háztartás tagjaitól, tehát nem helyettesítő, hanem kiegészítő jellegű munka.

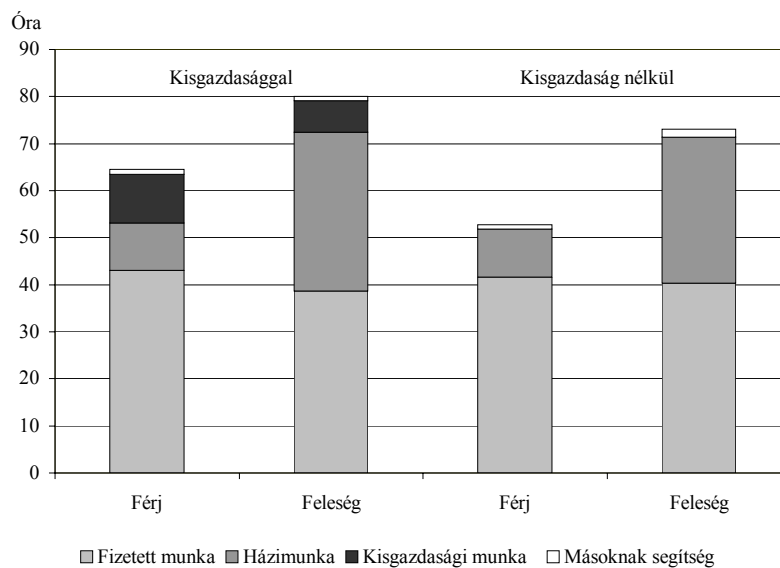
Az 1997-es adatfelvételben vizsgált kétkeresős nukleáris családokra vonatkozóan a 2. ábra és a 2. tábla mutatja be a piaci helyettesítési költséggel becsült otthoni munka értékét. A számítások során külön vizsgáltuk a férjek és a feleségek, illetve a kisgazdasággal

¹⁴ Egyidejűleg több célt is szolgáló tevékenységek.

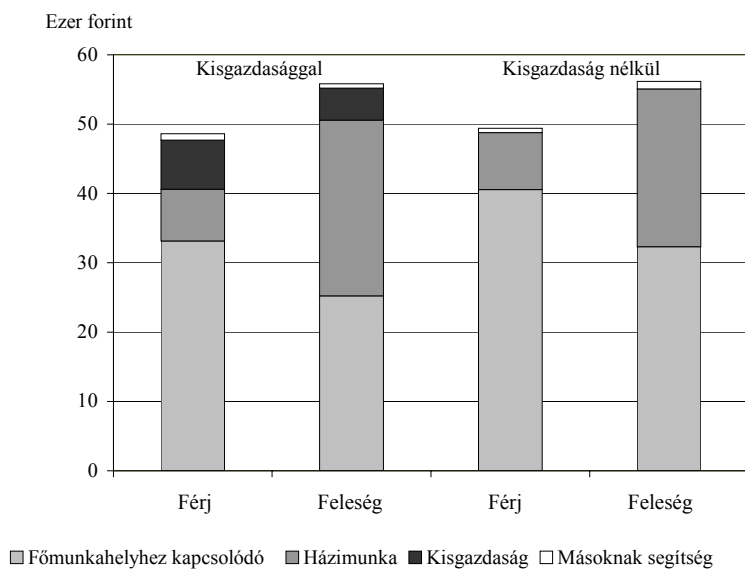
¹⁵ Hasonló eredményre jut Falussy (2000) a 2000. évi időmérleg-felvétel alapján.

rendelkező és nem rendelkező nukleáris háztartások otthoni munkájának értékét, mert feltételeztük, hogy ezek esetében érdemi eltéréseket fogunk tapasztalni.

1. ábra. A férj és a feleség átlagos heti munkaideje
(kétkeresős háztartások)



2. ábra. A férj és a feleség átlagos havi keresete
és az otthoni munka értéke piaci helyettesítési költségen
(kétkeresős háztartások)



2. tábla

*A férj és a feleség átlagos havi keresete
és a fizetetlen munka értéke piaci helyettesítési költségen, forint*

Munka	Férj	Feleség	Együtt	Férj	Feleség	Együtt	Férj	Feleség	Együtt
	kiszegzaság nélkül (N=103)			kiszegzasággal (N=85)			összesen (N=188)		
1. Főmunkahelyi	40 575	32 303	72 878	33 124	25 245	58 369	37 214	29 120	66 334
Házi	8 209	22 745	30 954	7 470	25 302	32 772	7 876	23 898	31 774
Kiszegzasági	–	–	–	7 104	4 664	11 768	3 204	2 103	5 307
Másoknak segítség	605	1 121	1 726	887	603	1 490	732	888	1 620
2. Összes fizetetlen	8 814	23 866	32 680	15 461	30 569	46 030	11 812	26 889	38 701
Összesen (1+2)	49 389	56 169	105 558	48 585	55 814	104 399	49 026	56 009	105 035

Megjegyzés. Az elemzés a kétkeresős háztartásokra (házaspár egy vagy több gyermekkel vagy anélkül) terjedt ki. A számítások során a háztartási súlyt alkalmaztuk.

A férfiak főmunkahelyi jövedelme mintegy harmadával magasabb (128 százaléka) a nőkének. Ehhez hasonló az arány a kiszegzasági munka esetében (152 %). Ugyanakkor a házimunkák és részben a más háztartásoknak végzett segítség árnyékjövedelmei a nők esetében sokkal magasabbak (a férfiakénak 303, illetve 121 százaléka). Ennek megfelelően az összes fizetetlen munka árnyékjövedelme is a nők esetében a magasabb (228 %), s ez az összes jövedelem esetében is érvényes marad (114 %).

Ezek az összefüggések nagyjából azonos módon érvényesülnek akár van, akár nincs kiszegzaság az adott háztartásban. Az a kismértékű eltérés, amit mégis tapasztalunk (a házimunka esetében a kiszegzasággal rendelkező háztartások között a férfiak házimunkából származó árnyékjövedelme a nőkénel alacsonyabb, a más háztartásoknak végzett munka esetében viszonylag magasabb¹⁶), a falusi gazdaság logikájával (a mezőgazdasági munkában a férfiak kölcsönös és egyirányú segítségének is nagyobb tere van) és a hagyományokkal függhet össze.

A háztartási termelés értékét (a helyettesítési módszerrel) számítva adott munkatípusoknál egységes óraértékkel számoltunk a nők és a férfiak esetében is, így ha azonos tevékenységeket hasonlítunk össze, a munkaértékbeli arányok lényegében¹⁷ az időráfordítás arányait tükrözik. A főmunkahelyi jövedelem esetében mindenkinél a saját tényleges jövedelemértéke szerepel.

A férfiak főmunkahelyi „jövedelemelőnye” természetesen részben a munkaidő nemek közötti egyenlőtlen elosztásának következménye. A heti munkaidőben a férfi/nő arány 1,14, a munkahelyre való utazás esetében 1,05, a túlórában 1,57.¹⁸ Ez utóbbi (kisebb volumenű) munkaidőelemet leszámítva a nemek közötti eltérés tehát elmarad a jövedelemkülönbségben tapasztalttól (1,28), ami arra utal, hogy az órakeresetbeli nemek közötti eltérés nagyobb a munkaidő-mennyiségbelinél.

¹⁶ Míg a teljes mintában a házimunka esetében az árnyékjövedelem nő/férfi aránya 3,03, addig a kiszegzasággal nem rendelkező és rendelkező háztartások esetében ez az arány 2,77, illetve 3,39. Ugyanakkor míg a teljes mintában a más háztartásoknak végzett munka esetében az árnyékjövedelem nő/férfi aránya 1,21, addig a kiszegzasággal nem rendelkező és rendelkező háztartások esetében ez az arány 1,85, illetve 0,68.

¹⁷ Egyetlen kivétel a másoknak segítség, ahol a segítség jellege szerint eltérő óraértékkel számoltunk, így a segítség összeréte annak összetételétől is függ.

¹⁸ Itt és a továbbiakban az egyéni munkaidőadatok az összes férfi és nő adatait tartalmazzák (Sik; 1998).

A más háztartásoknak végzett segítség esetében egyaránt találunk férfi és női munka-előnyt. A nagyobb időigényű segítségék közül a mezőgazdasági munka férfi munkatöbbletű (1,53), a gondozás, gyermekörzés pedig női munkatöbbletű (0,28). A házimunka esetében a női munka dominál. A legidőigényesebb munkáknál (sorrendben: főzés, gyermekgondozás, takarítás, mosás és vásárlás) a férfi/női munkaidőarányok rendre: 0,15; 0,50; 0,23; 0,09 és 0,50.

A háztartás működésének lényege az igények mind teljesebb kielégítése a munkaerőpiacon szerzett jövedelemért vásárolt javak és a háztartási munka kombinálásával. A háztartás két tagjának fizetett vagy fizetetlen munka közötti választása, illetve a férj és a feleség közötti háztartáson belüli munkamegosztás egyaránt és egymáshoz kapcsolódva fejti ki hatását, s ezért indokolt a különböző munkaformákból származó jövedelmek együttes figyelembevétele. Összességében a férfiak 28 százalékpontos főmunkahelyhez kapcsolódó jövedelemtöbbletét a fizetetlen munkaértékben a nők 128 százalékos jövedelemtöbblete túlkompensálja, így a főmunkahelyi és a fizetetlen munkaérték együttesen a nők esetében magasabb.

Annak ellenére, hogy a kisgazdaság nélküli és kisgazdasággal rendelkező háztartások főmunkahelyi jövedelme jelentősen eltér (közel harmadával nagyobb a kisgazdaság nélküli háztartásokban), a főmunkahelyi és a fizetetlen munka értéke összesen közel azonos, 105, illetve 104 ezer forint. A fizetetlen munka értéke a kisgazdasággal rendelkező háztartásokban 44 százalékot tesz ki, ami 13 százalékponttal magasabb, mint a másik csoportban. A vidéki munkalehetőségek korlátozott volta, a szolgáltatások viszonylagos fejletlensége és a hagyományok is szerepet játszhatnak abban, hogy a jelentős munkahelyi jövedelemkiesést elsősorban a kisgazdasági munka kompenzálja (lásd Szép; 1999), de a nők esetében magasabb a házimunkára és a férfiak esetében a mások segítésére fordított idő is, ez esetben jelentősebb a piaci folyamatokat elkerülő munkavégzés.

A kisgazdasággal nem rendelkező háztartások keresete nagyobb szórást mutat a kiugróan magas jövedelmek előfordulása miatt, a kisgazdaságot működtető háztartások a kereset szempontjából sokkal homogénebbek. Elsősorban a feleségeknél a teljes munkaérték relatív szórása jóval kisebb, mint a kereseteké. Ez azt jelenti, hogy a kereset és a fizetetlen munka értéke negatív korrelációban van, tehát az alacsonyabb keresetű feleségek nagyobb értékű fizetetlen munkát végeznek. Ezt az összefüggést regressziószámítással is kimutattuk: a feleségek esetében a család nagysága pozitív, a saját kereset negatív szignifikáns hatással van az otthoni munka mennyiségére. A férjek esetében a kereset hatása nem volt kimutatható. Az egykeresős nukleáris családok háztartásainak vizsgálata is szembetűnően ezeket a jellegzetességeket mutatja. Azokban a háztartásokban, ahol csak a férj kereső, a háztartási munka 80–85 százalékát a feleség végzi, ahol viszont csak a feleség kereső, ott a házimunka 60–65 százaléka¹⁹ hárul rá.

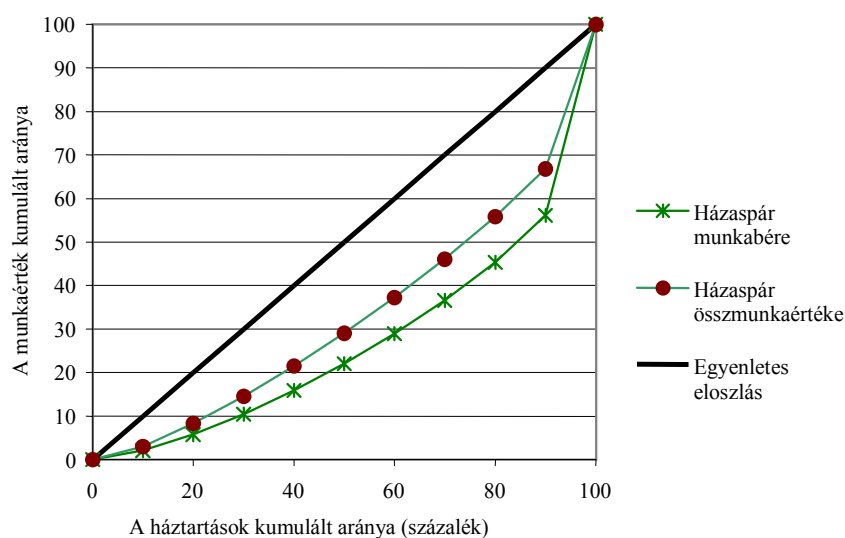
A háztartáscsoportokon belül, az egyes háztartások közötti jövedelemkiegyenlítődést legtömörebben a jövedelemkoncentrációt jellemző Lorenz-görbével illusztrálhatjuk. (Lásd a 3. ábrát.)

Az egyének főmunkahelyi jövedelme hasonlóan koncentrált a nőknél és a férfiaknál is, míg azonban a koncentráció a férfiak esetében a fizetetlen munka beszámításával sem

¹⁹ Az előbbi heti 43-52, az utóbbi heti 29-37 órát jelent attól függően, hogy a háztartás rendelkezik-e kisgazdasággal.

csökken lényegesen, a nőknél a házimunka figyelembevétele jelentős kiegyenlítődséhez vezet: az alacsony főmunkahelyi jövedelmet több házimunkával kompenzálják a nők.

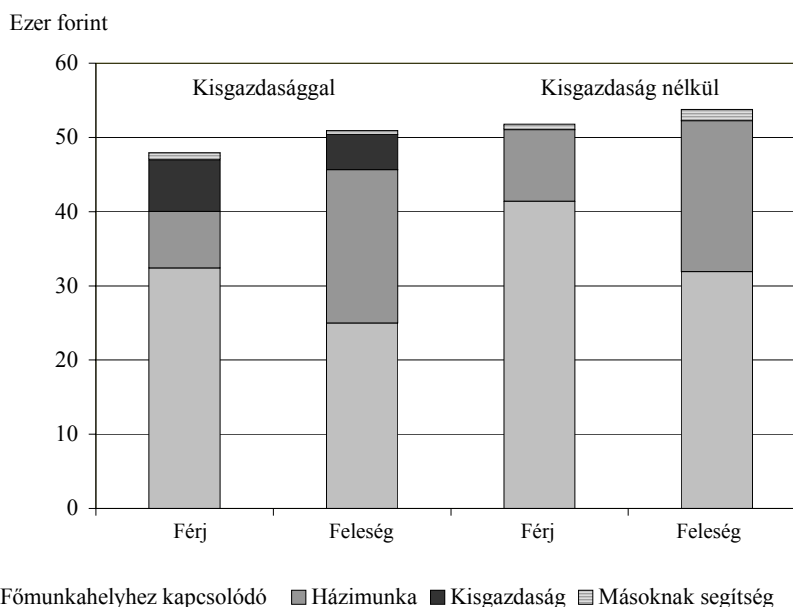
3. ábra. A házaspárok főmunkahelyi jövedelmének és teljes munkajövedelmének koncentrációja (kétkeresős háztartásokban)



A 3. ábráról leolvasható, hogy a házaspárok legnagyobb jövedelmű 10 százaléka rendelkezik a főmunkahelyi jövedelmek 45 százalékával, míg a legkisebb jövedelmű 10 százalék kevesebb mint 5 százalékával. Ezt a jelentős koncentrációt a fizetetlen munka figyelembevétele jelentősen mérsékli, ami az összmunkaértékben tükröződik. A háztartási munka jövedelemkiegyenlítő szerepe azt támasztja alá, hogy a háztartások maguk is sokat tehetnek hátrányos jövedelmi helyzetük javításáért a társadalmilag nem szervezett (háztartási) munka segítségével, továbbá ez növelheti a számukra juttatott társadalmi segítség (segély, támogatás) hasznosulását. A háztartásokban előállított, előállítható érték mértéke tükrözi a házimunka jelentőségét a háztartások gazdálkodásában. Ez alapján érdemes megemlíteni a háztartási, gazdálkodási ismeretek oktatásának jelentőségét. A háztartási termelés szerepét ugyanakkor nem szabad eltúlozni sem. Az ország gazdasági fejlettségének megfelelően Robinson családok ma nem képzelhetők el, a háztartások működtetéséhez jelentős pénzjövedelemre is szükség van. A háztartás működési feltétele ugyanis a lakás, továbbá a házimunka hatékonysága nagymértékben a háztartás felszereltségétől függ. Ezek mind megfelelő pénzjövedelmet feltételeznek.

A 4. ábra és a 3. tábla a határáldozati módszerrel számolt árnyékjövedelmek értékeit tartalmazza. Ebben az esetben az összehasonlítás célja annak a kérdésnek a megválaszolása, hogy van-e eltérés a kétféleképpen becsült árnyékjövedelem között, s ha igen, melyik a nagyobb, s miért.

4. ábra. A férj és a feleség átlagos havi keresete és a fizetetlen munka értéke határáldozati költségen (kétkeresős háztartások)



3. tábla

A férj és a feleség átlagos havi keresete és a fizetetlen munka értéke határáldozati költségen, forint

Munka	Férj	Feleség	Együtt	Férj	Feleség	Együtt	Férj	Feleség	Együtt
	kisgazdaság nélkül (N=90)			kisgazdasággal (N=81)			összesen (N=171)		
1. Főmunkahelyi	41 424	31 898	73 322	32 412	25 007	57 419	37 155	28 634	65 789
Házi	9 635	20 351	29 986	7 624	20 636	28 260	8 682	20 486	29 168
Kisgazdasági	–	–	–	6 945	4 753	11 698	3 290	2 251	5 541
Másoknak segítség	717	1 539	2 256	928	513	1 441	817	1 053	1 870
2. Összes fizetetlen	10 352	21 890	32 242	15 497	25 902	41 399	12 789	23 790	36 579
Összesen (1+2)	51 776	53 788	105 564	47 909	50 909	98 818	49 944	52 424	102 368

Megjegyzés. Az elemzés a kétkeresős háztartásokra (házaspár egy vagy több gyermekkel vagy anélkül) terjedt ki. A számítások során a háztartási súlyt alkalmaztuk.

A főmunkahelyhez kapcsolódó jövedelem azonos mindkét értékelésben. A fizetetlen munkát a helyettesítési módszer esetében átlagos piaci értéken, a határáldozati költség módszerénél a foglalkoztatott saját főmunkahelyi órabérével értékeltük. A kétféle becslés közel azonos eredményt ad. A piaci helyettesítő költség és a határáldozat segítségével történő becslés hányadosa a férfiak esetében (ahol az összes jövedelemből a főmunkahelyi jövedelem aránya nagyobb) közel azonos (0,98), de a nők esetében sem nagy az eltérés (1,07), vagyis a helyettesítő költséggel számolva hét százalékkal magasabb a kétkeresős háztartások

feleségeinek árnyékjövödelme. A kisgazdasággal rendelkező és nem rendelkező háztartások esetében is a kétféle becslési módszer a férfiak esetében kisebb eltérést mutat, de azt is látjuk, hogy a kisgazdaság léte összességében is növeli a két becslés közötti eltérést a fizetetlen, azaz az eltérően értékelt munka nagyobb hányada következtében.

Az egyes személyek két módszerrel számolt informális munkájának értékére (a házaspárok mintáján) *t* próbát végeztünk. A piaci helyettesítési értéken és az alternatív költségértéken végzett munkaértékelés eredménye a férfiak esetében nem mutatott szignifikáns különbséget, míg a feleségek esetében a saját órabérükkel (alternatív költség) kalkulált munkaérték jelentősen kisebb a piaci helyettesítési értéknél. Ez az értékelési módszer a nők munkájának munkaerő-piaci alulértékeltségét vetíti a házimunkára.

Ha a munkaidő (lásd az 1. ábrát) és a kétféle módon számolt munkaérték (lásd a 2. és a 4. ábrát) arányát összevetjük, két jelentős eltérést tapasztalunk.

– Míg a nők összmunkaideje 30 százalékkal magasabb a férfiakénál, a helyettesítési értéken számolt összmunkaértékük alacsonyabb főmunkahelyi jövedelmük következtében csak 14 százalékkal haladja meg a férfiakét. A két nem közötti különbség szinte eltűnik alternatív költségértéken számolva, ahol a főmunkahelyi órabéretet vetítjük a házimunkára is.

– A kisgazdasággal rendelkező háztartásokban az összmunkaidő mintegy 15 százalékkal magasabb, mint a kisgazdasággal nem rendelkező háztartásokban. A helyettesítési költség módszerrel számolt munkaérték csak egyszázalékos eltérést mutat az alacsonyabb főmunkahelyi bérek következtében (nagyreszt vidéki háztartások). A kisgazdasági munkaidőtöbblet helyettesítési költségértéken épphogy kompenzálja az alacsonyabb főmunkahelyi jövedelmet, alternatív költségértéken viszont már csak csökkenteni képes a különbséget, így az összmunkaérték 6,4 százalékkal elmarad a kisgazdasággal nem rendelkező háztartásokétól. Ennek oka, hogy a főmunkahelyi alacsonyabb béreket vetítjük a háztartási és a kisgazdasági munkára is.

A KISGAZDASÁGI MUNKA ÉRTÉKE

A háztartás keretében végzett munka többségének szolgáltatásjellegével ellentétben a mezőgazdasági termelés eredménye termék, így értékelése a piaci árak alkalmazásával könnyebben megoldható. Talán ezért is van kivételes szerepe a GDP-számításban.

Az MHP-felmérés keretében is a kisgazdasági munka az egyetlen a háztartási termelési tevékenységek közül, melyről értékadatunk is van.

4. tábla

A kisgazdasági munka számított havi értéke
(*N=86*)

Munkavégző	Piaci helyettesítési költségen	Alternatív költségen	A háztartás által becsült érték
	forint		
Férj	6 786	6 717	2 669
Feleség	4 506	4 712	1 726
Házaspár	11 292	11 429	4 395

A megkérdezett háztartások úgy becsülték meg a kisgazdaságban előállított termékek értékét, hogy megadták, mennyit takarítottak meg ezek megtermelésével háztartásuk számára, illetve mennyi volt a termékértékesítésből származó nettó jövedelmük. Mindkét ér-

telmezésből az következik, hogy ezek az adatok már nem tartalmazzák a dologi ráfordítások értékét. Ha a dologi ráfordítások többlethozadékát nullának tekintjük, a kistermelés értéke már csak a munkaráfordítás hozadékának tekinthető. Az MHP-kérdőívben a kisgazdasági nettó jövedelem háztartások által becsült összértéke átlagosan 6251 forint értékű önfogyasztásból és 2851 forint értékesítésből adódik. A kisgazdasági munka döntő hányadát a házaspár végzi, kismértékben azonban a család többi tagja is besegít.

A 4. táblában feltüntettük a férj, a feleség, valamint a házaspár kisgazdaságban végzett munkájának értékét mindhárom módszerrel becsülve, tehát a munkaidő piaci helyettesítési és alternatív költségen számolt értékét, illetve az előállított termékek háztartások által becsült értékét. A számítás legfontosabb eredménye az, hogy a becslésen alapuló érték a helyettesítési és az alternatív költségen számolt értéknek kevesebb mint felét teszi ki. Az alacsony jövedelemtermelő képesség ellenére a kisgazdasági tevékenység jelentősen hozzájárul egyes rétegek megélhetéséhez (Szép; 1999). Az 1991. és a 2000. évi Általános Mezőgazdasági Összeírás eredményei szerint a háztartások egyre kisebb hányadában, de még mindig több mint felében foglalkoznak mezőgazdasági termeléssel. Sorsuk így az általános társadalomstatistikai felvételek alapján is követhető. Sajátosságai megismerésének jelentős szerepe van mind agrárpolitikai²⁰ mind szociálpolitikai szempontból.

*

Gazdasági összehasonlításoknál téves eredményre juthatunk, ha csak a piaci tevékenységekre, piaci mutatókra alapozzuk elemzésünket, és nem vesszük figyelembe a piaci megmértetést elkerülő, de jelentős gazdasági értéket képviselő tevékenységeket. Ezek közül talán a legjelentősebb a háztartásokban folyó termelőtevékenység. E tanulmányban a háztartások szintjén kíséreltük meg a háztartási termelés értékét becsülni. A házimunka eredménye nem kerül megmértetésre a piacon, nem rendelődik hozzá pénzben kifejezett érték, hiszen közvetlen fogyasztásra kerül. A háztartási termelés értékét a mérés nehézségei miatt a munkaráfordítás árnyékértéke segítségével becsültük. A házimunka értékelésére a munkaráfordítás idejét viszonylag aggregáltan, három kategóriára – házimunkára, kisgazdasági munkára, másoknak nyújtott fizetetlen segítségre – bontottan vettük számításba. A munkaráfordítás értékelésére két módszert alkalmaztunk. A piaci helyettesítési módszer a munkaidőt a munkaerőpiacon hasonló munkát végző dolgozó bérével, a határáldozati jövedelem módszere a házimunkát végző személy saját munkaerő-piaci bérével értékeli. A kisgazdasági munka esetében lehetőség nyílt a kibocsátás értékével történő becslésre is.

A helyettesítési módszer esetében az egyes időráfordításokat ágazati, alágazati kereseti adatokból számított órabérekkel becsültük. A határáldozati módszernél a főmunkahelyhez kapcsolódó keresetet az erre a munkára fordított idővel – az utazási költséget is beleszámítva – osztva kaptuk az egyes személyek órabérét. A számításokat a MHP 1997-es adatai alapján végeztük a nukleáris családokra, illetve a kétkeresős háztartástípusokra.

²⁰ A mezőgazdasági termelés még a gazdaságilag fejlett országokban is jelentős mértékben a háztartással összefonódva, a családi munkaerőre támaszkodva folyik. Ezért nem véletlen, hogy a háztartási termelési elmélet alkalmazásának kiterjedt modellezési irodalma van (Caillavet et al.; 1994, Cécora; 1991, Homan; 1988, Nakajima; 1986, Szép; 1994).

A kétkeresős háztartásokban a nők fizetésért ledolgozott munkaideje átlagosan 3–10 százalékkal marad el a férfiakétól, házimunkaidejük viszont több mint 200 százalékkal meghaladja azt. Így a nők összességében átlagosan 30 százalékkal hosszabb ideig dolgoznak, mint a férjeik. A kisgazdasággal rendelkező háztartásokban pedig mind a férj, mind a feleség többet dolgoznak, mint a kisgazdasággal nem rendelkező háztartásokban.

A fizetetlen munka értékét a piaci helyettesítés módszerével értékelve a háztartások pénzben mért havi átlagos munkajövedelmének jelentős átalakulását tapasztaljuk. A kétkeresős háztartások esetében a keresetekben a férj és a feleség közötti arányokkal ellentétben a fizetetlen munkaérték aránya, így a kereső és a nem kereső munka együttes értéke kiegyenlítettebb a partnerek között. Ugyanez igaz a kisgazdasággal rendelkező és nem rendelkező háztartások közötti különbségekre is.

A fizetetlen munka értékét a határáldozati módszerrel számolva hasonló következtésekre jutunk, mint a piaci helyettesítési érték esetében. A férfiak keresetbeli előnyét, a feleségek nagyobb mértékű fizetetlen munkavégzésének értéke nemcsak kompenzálja, hanem túl is szárnyalja. Tekintettel arra, hogy ezt a módszert alkalmazva minden személy, valamennyi munkáját főmunkahelyi órabérével vesszük figyelembe, a feleségek házimunkája jellemzően alacsonyabb értéken kerül számbavételre, mint a férjeké. Hasonlóképpen a kisgazdasággal rendelkezők alacsonyabb órabére miatt az ilyen háztartások összmunkaértéke jobban elmarad a kisgazdasággal nem rendelkezőkétől, mint piaci helyettesítési költségen számítva.

A kisgazdasági munka mért, illetve bevallott eredménye és a költségalapú értékbecslések között adódó jelentős különbség egyrészt a különböző módszerekkel számított értékek aggregálási veszélyeire figyelmeztet, másrészt az eltérések okainak további vizsgálatára ösztönöz.

A háztartási termelés jelentősége indokolja a nemzeti számlákban való figyelembevételét, sajátosságai azonban elkülönült kezelést tesznek szükségessé. Az SNA és az ESA háztartási szatellitszámla kidolgozását javasolja (*Nyitrai*; 1999). Az EUROSTAT munkacsoportot szervezett a háztartási szatellitszámla módszertanának kidolgozására. A Központi Statisztikai Hivatalban pedig a 2000. évi időmérlegadatok felhasználására építve kísérleti munka indult a magyar háztartási szatellitszámla összeállításának előkészítésére.

IRODALOM

- BECKER, G. (1965): A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, 75. évf. 299. sz. 493–517. old.
- BRÓDY A. (1983): *Lassuló idő*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- BURGERNÉ GIMES A. dr. (1989): A mezőgazdasági kistermelők háztartása. *Gazdálkodás*, 33. évf. 10. sz. 23–33. old.
- CAILLAVET, F. – GUYOMARD, H. – LIFRAN, R. (1994): Agricultural household modelling and family economics. *Developments in agricultural economics* 10. Elsevier. Amsterdam etc.
- CÉCORA, J. (1991): *The role of 'informal' activity in household economic behaviour*. Beiträge zur Ökonomie von Haushalt und Verbrauch. Heft 22. Duncker & Humboldt, Berlin.
- FALUSSY B. (2000): Nemek közötti munkamegosztás időmérlegvizsgálatok alapján. (Kézirat.)
- GALASI P. – NAGY GY. (2000) A fizetett és nem-fizetett munka értéke. In: *Növekedés alulnézetben*. Szerk: SZIVÓS P. – TÓTH I. Gy. TÁRKI, Budapest, 16–31. old.
- GÁBOR R. I. – GALASI P. (1981): *A „második” gazdaság*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- GOLDSCHMIDT-CLERMONT, L. (1982): Unpaid work in the household. *Women, Work and Development*. No 1. ILO.
- GOLDSCHMIDT-CLERMONT, L. (1987): Economic evaluations of unpaid household work: Africa, Asia, Latin America and Oceania. *Women, Work and Development* No 14. ILO.
- GOLDSCHMIDT-CLERMONT, L. (1990): Economic measurement of non-market household activities. *International Labour Review*, 129. évf. 3. sz. 279–297. old.

- GOLDSCHMIDT-CLERMONT, L. (1993): Monetary valuation of unpaid work. Manuscript conference on valuation and measurement of unpaid work. Statistics Canada, Ottawa.
- HAUSER, R. – BECKER I. – STANDCKE-SCHIED S. (1987): Selected non-monetary incomes in the FRG. Sonderforschungsbereich 3, Working Paper 250. J. W. Goethe Universität Frankfurt und Universität Mannheim Frankfurt, Mannheim.
- HAWRYLYSHYN, O. (1977): Towards a definition of non-market activities. *The Review of Income and Wealth*, 22. évf. 1. sz. 79–96. old.
- HOMAN, M. E. (1988): The allocation of time and money in one-earner and two earner families; an economic analysis. Proefschrift. Erasmus Universiteit Rotterdam. 238 old.
- KUSNIC, M. W. – DAVANZO J. (1986): Accounting for non-market activities in the distribution of income. *Journal of Development Economics*, 21. évf. 21 sz. 211–227. old.
- Rejtett gazdaság Magyarországon 1998.* (1998). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- LACKÓ M. (1995): Hidden economy in international comparison. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf. 5. sz. 486–510. old.
- MORGAN, J. N. (1984): The role of time in the measurement of transfers and well-being. In.: *Economic transfers in the US*, Szerk.: MOON, M. The National Bureau of Economic Research, 199–238. old.
- MURPHY, M. (1982): Comparative estimates of the value of household work in the US for 1976. *The Review of Income and Wealth*, 27. évf. 1. sz. 29–43. old.
- NAKAJIMA, CH. (1986): *Subjective equilibrium theory of the farm household*. Developments in agricultural Economics 3. Elsevier. 1986. Amsterdam etc.
- NYITRAI F. (1999): A szatellit számlák szerepe a nemzeti számlák (SNA) rendszerében. *Gazdaság és Statisztika*, 11. (50.) évf. 1 sz. 32–39 old.
- Proposal for a satellite account of household production (1999). *Working Papers*, 9. sz. EUROSTAT.
- REID, M. G. (1934): Economics of household production. Wiley, New York.
- ROSE, R. (1993): Is money the measure of welfare in Russia? *Studies in Public Policy*. 215. sz. Centre for the Study of Public Policy, University of Strathclyde.
- RUGGLES, R. – RUGGLES N. D. (1986): The integration of macro and micro data for the household sector. *The Review of Income and Wealth*, 31 évf. 3. sz. 245–276. old.
- SCHNEIDER, F. (1999): The interaction of taxes. Transfers and raising shadow economies. (Kézirat.)
- SIK E. (1988): *Az „örök” kaláka*. Gondolat, Budapest.
- SIK E. (1989): Adalékok a háztartás gazdaság-szociológiájához. In: *A háztartás a gazdaság „örök” intézménye*. Szociológiai füzetek 48. ELTE Szociológiai Intézet, Budapest, 5–31. old.
- SIK E. (1996): Traktátus az informális gazdaság és a fekete munka terjedelmének megismerhetetlenségéről általában és a poszt-szocialista átalakulás során különösen. In: *Rejtőkódó jelen*. Szerk.: TAUSZ K. – VÁRNAI GY. Hirschler Rezső Egyesület, Budapest, 244–293. old.
- SIK E. (1998): Az egyének munkaidő-gazdálkodása. *Munkügyi Szemle*, 42. évf. 9.sz. 20–25. old.
- SIK E. – TÓTH I. J. (1998): A rejtett gazdaság néhány eleme a mai Magyarországon. In: *Társadalmi riport*. Szerk.: KOLOSI T. – TÓTH I. GY. – VUKOVICH GY. TÁRKI, Budapest, 92–116. old.
- SZÉP K. (1994): Mezőgazdasági kistermeléssel foglalkozó háztartások gazdálkodási modelljei. *Sigma*, 25. évf. 1–2. sz. 3–14 old.
- SZÉP K. (1998): Mezőgazdasági kistermelés. In: *Magyar Háztartás Panel Műhelytanulmányok 9.* Szerk.: SIK E. – TÓTH I. GY. Zárótanulmány. Jelentés a Magyar Háztartás Panel 6. hullámának eredményeiről. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem – TÁRKI, Budapest, 102–110. old.
- SZÉP K. (1999): Kisgazdaság és a családok gazdálkodási biztonsága. *Kertgazdaság*, 31. évf. 3. sz. 34–43. old.

SUMMARY

In the course of the estimation two basic theoretical and measurement problems have to be solved: measuring the size of household production (that is, the amount of the time allocated in household production), and estimating the monetary value.

For the calculations on nuclear and two-earner household types the authors used the data of the Hungarian Household Panel Survey from 1997.

The amount of time allocated in the household production was evaluated with hourly wages estimated by substitution and opportunity cost method. In the case of work on household plots, an output-based method was used too: the value of the agricultural products.

In the case of two-earner households, the ratio of the value of the unpaid work of husband and wife is negatively correlated with the ratio of their incomes, thus the combined value of paid and unpaid work is more balanced among the partners according to both evaluation method. The same is true for the difference between households with and without a household plot.

NÉHÁNY GONDOLAT A VARIANCIABECSLÉS HIBAHATÁRÁRÓL

LÉNÁRT IMRE – RAPPAI GÁBOR

A következtetési statisztika egyik módszercsaládját a statisztikai becslések alkotják. A becslés során mintabeli információk alapján adunk közelítő értéket valamely alapsokasági jellemzőre (paraméterre). Kézenfekvő, hogy mivel nem a teljes alapsokaság információit használjuk, a végeredményt képező becslött érték nem feltétlenül egyezik meg a becsléni kívánt jellemzővel, azaz statisztikai hibát követünk el. A becslések „jóságára” vonatkozóan két – sok tekintetben egymás ellen „dolgozó” – kritériumot szokás megfogalmazni, ezek a *megbízhatóság*, és a *pontoság*.

Ez a két kritérium pontbecslések esetén nem alkalmazható, hiszen a pontbecslések megbízhatóságával – azzal, hogy egy pontbecslés milyen valószínűséggel esik egybe a becsléni kívánt sokasági jellemzővel – sok esetben nem érdemes foglalkozni (elegendő arra gondolni, hogy folytonos esetben annak valószínűsége, hogy egy becselőfüggvénnyel éppen eltaláljuk a célt, nulla). Ezért ezek a kritériumok intervallumbecslések esetén nyerek el igazi értelmüket, hiszen akkor megbízhatóbb az intervallumbecslés, ha az általa meghatározott konfidencia-intervallum nagyobb valószínűséggel tartalmazza az alapsokasági paramétert. A konfidencia-intervallum fogalmának bevezetése után könnyen értelmezhető a második, pontosági kritérium is: pontosabb az a becslés, amely rövidebb (szűkebb) konfidencia-intervallumot eredményez.

Ez az eszmefuttatás természetesen csak a torzítatlan becselőfüggvények esetén helyes. Mivel a bevezető gondolatok közismertek, nem gondoljuk, hogy ennél részletesebb kifejtésre van szükség ahhoz, hogy az általunk vizsgált kérdéssel foglalkozzunk.

Előbbi fejtegetésünk alapján azt várnánk, hogy a statisztikai gyakorlat mindenkor törekszik az adott megbízhatósági szinten legpontosabb, illetve az ezzel ekvivalens adott intervallum-hosszúság esetén a legmegbízhatóbb becslés meghatározására. Rövid tanulmányunkban egy ellenpéldára hívjuk fel a figyelmet, valamint megoldást javasolunk a kérdés megoldására.

TÁRGYSZÓ: Intervallumbecslés. Varianciabecslés. Legsűkebb intervallum.

A sokasági szórásnégyzet (variancia) intervallumbecslése viszonylag gyakori probléma a gazdasági elemzésekben. Statisztikus körökben triviálisnak számít a feladat elvégzése: normális eloszlású alapsokaság és n elemű, független azonos eloszlású (FAE-) minta esetén – amennyiben a várható értéket mintából becsüljük – ismert,¹ hogy az

¹ Lásd Hunyadi–Mundruczó–Vita (1996): Statisztika. Aula Kiadó, Budapest, 362–363. old.

$\left[\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \right]$ változó $(n-1)$ szabadságfokú χ^2 eloszlást követ, vagyis felírható az alábbi összefüggés:

$$Pr \left\{ \chi_a^2 < \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} < \chi_f^2 \right\} = 1 - \alpha \quad /1/$$

ahol:

$1 - \alpha$ – a becslés során alkalmazni kívánt megbízhatósági szint,

s^2 – a mintabeli korrigált variancia,

σ^2 – a becsléni kívánt alapsokasági variancia,

$\chi_a^2; \chi_f^2 \dots$ – az $(n-1)$ szabadságfokú χ^2 eloszlás megfelelő kvantilisei.

Az /1/ feladat megoldása egyszerű, a konfidencia-intervallum az alábbi formájú lesz:

$$Pr \left\{ \frac{(n-1)s^2}{\chi_f^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s^2}{\chi_a^2} \right\} = 1 - \alpha \quad /2/$$

A statisztikai gyakorlat – valószínűleg az ember természetes szimmetriaérzékének ki-elégítésére – a χ^2 eloszlás megfelelő kvantiliseit az ún. „farokvalószínűségekben” szimmetrikusan² határozza meg, vagyis:

$$Pr \{ \chi^2 \leq \chi_a^2 \} = Pr \{ \chi_f^2 \leq \chi^2 \} = \alpha/2 \quad /3/$$

Mindez olyan mértékben bevett gyakorlat, hogy a χ^2 eloszlás kvantiliseit tartalmazó standard táblák nem is teszik lehetővé más elven képződő kritikus értékek meghatározását.

A /3/ képletben is alkalmazott gyakorlat egyáltalán nem kifogásolható szimmetrikus eloszlások esetén (így például a várhatóérték-becslés esetén teljesen korrekt), ugyanis belátható, hogy szimmetrikus sűrűségfüggvénnyel rendelkező becslőfüggvény esetén a /3/ képletben rejlő elv alapján meghatározott intervallum egyben az adott $(1-\alpha)$ megbízhatósági szinten a minimális hosszúságú intervallum is, ráadásul ez esetben az intervallum a pontbecslés körül szimmetrikusan helyezkedik el, vagyis könnyen értelmezhető a népszerű $\hat{\theta} \pm \Delta$ formában.³

Ugyanakkor aszimmetrikus eloszlású statisztika esetén – empirikusan is könnyen belátható – a legrövidebb intervallum és a farokvalószínűségekben szimmetrikus intervallum nem esik egybe.

² A kvantilisek szimmetriáját itt és a továbbiakban úgy értelmezzük, hogy a kvantilis tartalma (tehát nem értéke) a mediánra szimmetrikus. Így például szimmetrikus kvantilisek a kvantilisek, vagy az első és a kilencedik decilis, vagy az első és a kilencvenkilencedik percentilis.

³ Az általános statisztikai jelölésrendszernek megfelelően $\hat{\theta}$ a pontbecslés értéke, Δ az ún. hibahatár.

Tekintsük a következő egyszerű példát! Becsüljük az alapsokasági szórásnégyzetet 6 elemű minta alapján. /2/-ből tudjuk, hogy az intervallum alsó és felső határa csak az

$$\frac{(n-1)s^2}{\chi_k^2} = \frac{5s^2}{\chi_k^2}$$

változó nevezőjében szereplő kvantilis értékében, χ_k^2 -ban különbözik. Az 5 szabadságfokú χ^2 eloszlás néhány nevezetes kvantilise:

$$\begin{aligned} Pr\{\chi_5^2 < 0,831\} &= 0,025 \\ Pr\{\chi_5^2 < 1,145\} &= 0,05 \\ Pr\{\chi_5^2 < 12,832\} &= 0,975 \\ Pr\{\chi_5^2 < \infty\} &= 1 \end{aligned}$$

Az előbbiekből következően akár 2 különböző intervallumot is kijelölhetünk adott, esetünkben például 95 százalékos megbízhatósági szinten:

$$\left[\lim_{\chi^2 \rightarrow \infty} \frac{5s^2}{\chi^2} = 0; \frac{5s^2}{1,145} = 4,367s^2 \right], \text{ illetve } \left[\frac{5s^2}{12,832} = 0,389s^2; \frac{5s^2}{0,831} = 6,017s^2 \right].$$

Az intervallumok hossza láthatóan függ s^2 értékétől, a két intervallum hosszának nagyságrendi relációja azonban nem. Látható, hogy a második – kvantiliseiben szimmetrikus – intervallum minden mintabeli korrigált szórásnégyzet esetén hosszabb.

Amennyiben elfogadjuk, hogy az intervallumbecslés során célunk olyan minimális hosszúságú intervallum meghatározása, amelyben rögzített valószínűséggel (megbízhatósági szinten) található a becsülni kívánt jellemző, úgy az /1/ feladat kiegészítendő egy feltétellel:

$$\begin{aligned} Pr\left\{ \chi_a^2 < \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} < \chi_f^2 \right\} &= 1 - \alpha \\ (\chi_f^2 - \chi_a^2 \rightarrow \min) & \end{aligned} \quad /4/$$

Elméleti úton könnyen belátható, hogy ha

$$\int_a^b f(x) dx = 1 - \alpha$$

konstans, vagyis a megbízhatósági szint adott, akkor egymódusú sűrűségfüggvény (vagyis egy inflexiós ponttal rendelkező eloszlásfüggvény) esetén $b - a$ minimuma ott van, ahol $f(a) = f(b)$.

A bizonyítás elve a Riemann-integrál fogalomrendszerére épül. Az eljárás során tételezzük fel, hogy olyan $1-\alpha$ megbízhatósági szintet választottunk, ahol a bal oldali farokvalószínűség felső határa kisebb, a jobb oldalié nagyobb, mint az adott χ^2 eloszlás sűrűségfüggvényének maximumhelye. (Ez – könnyen beláthatóan – nem korlátozó feltétel.) A χ^2 eloszlás sűrűségfüggvénye az értelmezési tartományon szakaszosan szigorúan monoton, maximumpontjától balra növekvő, jobbra csökkenő. Induljunk ki abból, hogy az $1-\alpha$ megbízhatósági szinthez tartozó konfidencia-intervallum hossza $b-a$, és teljesül az $f(a)=f(b)$ összefüggés. Csökkentsük egy végtelenül kis egységgel (e) a -t. Ekkor az intervallum hosszabb lett ($b-(a-e)$), a megbízhatósági szint szintén növekedett ($1-\alpha+f(a-e)$). Annak érdekében, hogy a két farokvalószínűség összege α maradjon (vagyis a megbízhatósági szint ne változzon), b -t is csökkenteni kell, azonban a szigorú monotonitásból következőleg $f(a-e)<f(a)=f(b)<f(b-e)$, tehát több területet nyerünk, mint amennyit veszünk, azaz a két farokvalószínűség összege nagyobb lesz, mint α . Ahhoz, hogy ez α maradjon a $(b-e)-(a-e)$ távolságot növelni kell. Hasonlóképpen belátható, hogy a növelése esetén is növekszik az $1-\alpha$ megbízhatósági szintet eredményező intervallum hossza.

Ezek után válasszunk kiindulópontnak olyan a -t és b -t, amelyeknél $f(a)\neq f(b)$. Tegyük fel, hogy $f(a)>f(b)$ (fordított esetre hasonlóan belátható). Ha a -t egy végtelenül kis egységgel növeljük a farokvalószínűségek összege akkor és csak akkor marad az általunk választott α , ha b -t is növeljük. Mivel a -nál a sűrűségfüggvény szigorúan monoton növekvő, b -nél pedig csökkenő, ezért $f(a+e)>f(b+e)$. Ebből adódóan b -t nagyobb mértékben kell növelni (legyen a növekmény $e+k$), mint a -t, hiszen csak ekkor lesz a sűrűségfüggvény alatti terület (a megbízhatósági szint) azonos. Mivel a $(b+e+k)-(a+e)$ távolság nagyobb lesz, mint a kiindulási állapotban $b-a$, a növelésével nem érhetjük el célunkat.

Ellenkező esetben, ha a -t csökkentjük, sokkal kedvezőbb eredményre jutunk: a végtelenül kis egységgel való csökkentésével a és b viszonya a következő lehet:

1. $f(a-e)=f(b-e)$: elértük a bizonyítandó állapotot,
2. $f(a-e)$ még mindig nagyobb $f(b-e)$ -nél.

A 2. esetben a -nak egy végtelenül kis egységgel való csökkentése azt eredményezi, hogy a sűrűségfüggvény alatti terület, vagyis a megbízhatósági szint $f(b)$ -vel csökken, és $f(a-e)$ -vel nő. Mivel a sűrűségfüggvény maximumától jobbra szigorúan monoton csökkenő, ezért $f(b-e)>f(b)$, ebből következik (hiszen a 2. esetet vizsgáljuk), hogy $f(a-e)>f(b)$, tehát a sűrűségfüggvény alatti terület összességében növekszik. Ahhoz, hogy a terület ne változzon, b -t nem elég e -vel, hanem ennél nagyobb értékkel kell csökkenteni, ennek következtében az $1-\alpha$ megbízhatósági szintet eredményező tartomány hossza rövidül. Ezt egészen addig folytathatjuk, míg $f(a)=f(b)$, azaz beláttuk, hogy adott megbízhatósági szinten ez a legrövidebb intervallum.

Az előbbi összefüggést kihasználva,⁴ az adott megbízhatósági szinthez tartozó, minimális hosszúságú intervallumot eredményező χ_k^2 kritikus értékek⁵ táblába rendezhetők. (Lásd az 1. táblát.)

⁴ Ez a megoldás természetesen csak azon χ^2 eloszlások esetén létezik, amelyeknél a sűrűségfüggvény egymódusú; így a monoton csökkenő sűrűségfüggvények esetén (szabadságfok nem nagyobb, mint 2) a legrövidebb intervallum az „első” $1-\alpha$ százalékhöz tartozó intervallum.

1. tábla

*A minimális hosszúságú intervallumhoz tartozó kritikus χ^2 értékek
különböző mintanagyság és megbízhatósági szint esetén*

Szabadságfok	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső
	0,9		0,95		0,99	
	megbízhatósági szint esetén					
1	0,0000	2,7055	0,0000	3,8415	0,0000	6,6349
2	0,0000	4,6052	0,0000	5,9915	0,0000	9,2104
3	0,0121	6,2595	0,0032	7,8168	0,0001	11,3450
4	0,1676	7,8643	0,0847	9,5303	0,0175	13,2855
5	0,4764	9,4338	0,2962	11,1914	0,1010	15,1269
6	0,8827	10,9584	0,6070	12,8024	0,2640	16,9013
7	1,3547	12,4423	0,9892	14,3686	0,4962	18,6213
8	1,8746	13,8922	1,4250	15,8966	0,7856	20,2955
9	2,4313	15,3136	1,9026	17,3923	1,1221	21,9308
10	3,0173	16,7108	2,4139	18,8604	1,4978	23,5328
11	3,6276	18,0874	2,9532	20,3050	1,9069	25,1056
12	4,2582	19,4462	3,5162	21,7289	2,3444	26,6530
13	4,9063	20,7895	4,0994	23,1348	2,8069	28,1781
14	5,5696	22,1190	4,7005	24,5247	3,2912	29,6831
15	6,2462	23,4362	5,3171	25,9003	3,7949	31,1703
16	6,9347	24,7424	5,9477	27,2631	4,3161	32,6413
17	7,6339	26,0386	6,5908	28,6142	4,8530	34,0974
18	8,3427	27,3257	7,2453	29,9546	5,4041	35,5402
19	9,0603	28,6046	7,9100	31,2854	5,9683	36,9706
20	9,7859	29,8759	8,5842	32,6073	6,5444	38,3895
21	10,5188	31,1401	9,2670	33,9208	7,1316	39,7979
22	11,2586	32,3978	9,9579	35,2267	7,7289	41,1967
23	12,0046	33,6495	10,6562	36,5254	8,3358	42,5861
24	12,7565	34,8954	11,3614	37,8176	8,9515	43,9672
25	13,5139	36,1362	12,0731	39,1034	9,5755	45,3400
26	14,2764	37,3719	12,7908	40,3835	10,2073	46,7056
27	15,0437	38,6029	13,5142	41,6579	10,8464	48,0639
28	15,8155	39,8296	14,2430	42,9273	11,4923	49,4156
29	16,5917	41,0521	14,9769	44,1916	12,1448	50,7609
30	17,3718	42,2706	15,7155	45,4513	12,8034	52,1003
40	25,3568	54,2764	23,3190	57,8362	19,6700	65,2189
50	33,5908	66,0371	31,2176	69,9306	26,9189	77,9614
60	41,9994	77,6250	39,3235	81,8203	34,4373	90,4372
70	50,5391	89,0828	47,5851	93,5554	42,1586	102,7116
80	59,1821	100,4379	55,9695	105,1687	50,0399	114,8273
90	67,9091	111,7095	64,4537	116,6826	58,0517	126,8133
100	76,7061	122,9113	73,0212	128,1137	66,1724	138,6908
150	121,4472	178,1668	116,7580	184,3725	107,9520	196,9060
200	167,0215	232,5908	161,4865	239,6419	151,0304	253,8243

⁵ A kritikus értékek itt a megfelelő rendű kvantilist jelentik. Bár a kritikus érték kifejezést inkább a statisztikai hipotézisvizsgálatok tárgyalásánál szokták használni, tekintve, hogy tartalmilag itt is hasonló jelentése van, ilyen környezetben való alkalmazása vélhetően nem lesz zavaró.

Annak érdekében, hogy a „hagyományos”, illetve a minimális intervallumhosszt eredményező kritikus értékek viszonya érzékelhető legyen tekintsük a 2. táblát.

2. tábla

A kvantiliseiben szimmetrikus, illetve a minimális hosszúságú intervallumhoz tartozó kritikus χ^2 értékek

Szabadságfok	Típus	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső
		0,9		0,95		0,99	
		megbízhatósági szint esetén					
10	hagyományos	3,9403	18,3070	3,2470	20,4832	2,1558	25,1881
10	minimális hosszúságú	3,0173	16,7108	2,4139	18,8604	1,4978	23,5328
20	hagyományos	10,8508	31,4104	9,5908	34,1696	7,4338	39,9969
20	minimális hosszúságú	9,7859	29,8759	8,5842	32,6073	6,5444	38,3895
30	hagyományos	18,4927	43,7730	16,7908	46,9792	13,7867	53,6719
30	minimális hosszúságú	17,3718	42,2706	15,7155	45,4513	12,8034	52,1003
50	hagyományos	34,7642	67,5048	32,3574	71,4202	27,9908	79,4898
50	minimális hosszúságú	33,5908	66,0371	31,2176	69,9306	26,9189	77,9614
100	hagyományos	77,9294	124,3421	74,2219	129,5613	67,3275	140,1697
100	minimális hosszúságú	76,7061	122,9113	73,0212	128,1137	66,1724	138,6908

A 2. tábla alapján meghatározható, hogy az intervallum – a becült varianciától nem független – hossza milyen arányban haladja meg hagyományos esetben a minimálisan szükséges intervallumhosszt. Megfigyelhető, hogy a 2. táblában az intervallumot kijelölő kritikus χ^2 értékek a mintanagyság (tehát a szabadságfok) növelésével párhuzamosan tartanak a kvantilisekben szimmetrikus kritikus értékekhez. Mindez a χ^2 eloszlás és a standard normális eloszlás összefüggésének ismeretében – vagyis annak tudatában, hogy a szabadságfok növelésével a χ^2 eloszlás közelít a szimmetrikushoz – nem meglepő.

Látható, hogy a 2. táblába foglalt kritikus értékek – noha a minimális hosszúságú intervallumot eredményezik – nem idéznek elő a pontbecslésre (mintabeli varianciára) szimmetrikus intervallumot. Ha ilyen „középpontosan szimmetrikus” intervallumot igénylünk,⁶ az /1/ feladat nem a /4/-ben meghatározott feltétellel bővül, hanem a következő egyenlőséget tartalmazza:

$$s^2 - \frac{(n-1)s^2}{\chi_f^2} = \frac{(n-1)s^2}{\chi_a^2} - s^2, \quad /5/$$

ebből – egyszerű átrendezéssel – következik:

$$\chi_f^2 = \frac{(n-1)\chi_a^2}{2\chi_a^2 - (n-1)}, \quad /6/$$

⁶ Belátható, hogy ez az empirikusan legkevésbé megmagyarázható „igény”. Az intervallum ilyen módon történő kijelölése inkább elméleti jellegű probléma.

így /2/ a következőképpen módosul

$$Pr\left\{2s^2 - \frac{(n-1)s^2}{\chi_a^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s^2}{\chi_a^2}\right\} = 1 - \alpha, \quad /7/$$

ahol a vizsgálat $(n-1)$ szabadságfokú χ^2 eloszlásra vonatkozik. Mivel $\sigma^2 \geq 0$ és s^2 nem negatív, így

$$2 - \frac{(n-1)}{\chi_a^2} \geq 0,$$

vagyis $\chi_a^2 \geq (n-1)/2$.

Mindez azt jelenti, hogy ha szimmetrikus intervallumot akarunk, az alsó kritikus értékek meg kell haladnia⁷ a szabadságfok (a χ^2 eloszlás ismert tulajdonsága alapján a várható érték) felét. Mindezek alapján két megállapítást tehetünk:

1. nem feltétlenül képzelhető el minden mintanagyság (szabadságfok) és minden megbízhatósági szint esetén szimmetrikus intervallum, hiszen az alsó kritikus értékhez tartozó farokvalószínűség determinálja a maximális megbízhatósági szintet (ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy mindaddig, amíg a szabadságfok feléhez nem tartozik legalább $\alpha/2$ bal oldali farokvalószínűség, addig $1-\alpha$ megbízhatósággal, n elemű mintából nem lehet értékben szimmetrikus varianciabecslést készíteni);

2. adott szabadságfok és megbízhatósági szint esetén a szimmetrikus intervallumot eredményező kritikus értékek táblába rendezhetők.

A 3. tábla a szimmetrikus intervallumokat eredményező kritikus értékeket tartalmazza különböző szabadságfok és megbízhatósági szint mellett.

3. tábla

<i>Kritikus értékek szimmetrikus intervallum képzéséhez</i>						
Szabadságfok	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső
	0,9		0,95		0,99	
megbízhatósági szint esetén						
11	5,5777	394,9711				
12	6,3084	122,7473				
13	7,0400	84,7428				
14	7,7829	69,5866				
15	8,5614	60,4936				
16	9,3098	56,8639				
17	10,0761	54,3423	8,6746	422,2633		
18	10,8412	52,9927	9,3926	215,3272		
19	11,6462	51,5505	10,1192	155,2552		
20	12,4300	51,1523	10,8532	127,2062		

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

⁷ Az egyenlőtlenség nem teljesülhet egyenlőség formájában, ugyanis ekkor a /6/ egyenletben számított felső kritikus érték számítása során nullával kellene osztani.

(Folytatás.)

Szabadságfok	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső
	0,9		0,95		0,99	
	megbízhatósági szint esetén					
21	13,2119	51,1544	11,5939	111,2872		
22	14,0146	51,1383	12,3410	101,2325		
23	14,8208	51,3243	13,0939	94,4715		
24	15,6292	51,6778	13,8523	89,7408		
25	16,4382	52,1754	14,6158	86,3498		
26	17,2570	52,6993	15,3842	83,8846		
27	18,0513	53,5435	16,1566	82,1020		
28	18,8520	54,3961	16,9334	80,8171		
29	19,6824	55,0699	17,7146	79,9047		
30	20,4955	55,9428	18,4993	79,2993	15,1249	1816,9309
40	28,7678	65,6213	26,5128	81,4178	22,3455	190,5399
50	37,1975	76,2400	34,7361	89,1940	29,9351	151,6432
60	45,7331	87,2044	43,0971	98,7176	37,7593	145,9891
70	54,4191	98,0821	51,5643	108,9540	45,7587	148,8618
80	63,1585	109,0891	60,1171	119,5343	53,5897	157,7360
90	71,9659	120,0949	68,7428	130,2889	61,8087	165,4737
100	80,8303	131,0890	77,4315	141,1360	70,1227	174,2379
150	125,7980	185,7327	121,5903	195,7332	112,6998	224,2050
200	171,4953	239,8694	166,5801	250,1950	156,8310	275,9604

Látható, hogy 12 elemünél kisebb minta esetén a szokásos megbízhatósági szinteken nem lehet a pontbecslésre szimmetrikus intervallumot becsülni (a 10 szabadságfokú χ^2 eloszlás esetén az 5-höz tartozó jobb oldali farkvalószínűség mindössze 0,8911). Ismét felhívjuk a figyelmet arra a tényre, hogy a három – különböző megfontolások alapján képzett – becslés esetében a mintanagyság (szabadságfok) növelésével a kritikus értékek közelítenek egymáshoz.

A χ^2 eloszlás ezen – a „szimmetrikussá válásból” eredő – tulajdonságának illusztrálására tekintsük a 4. táblát.

4. tábla

A három különböző elven képzett intervallumbecslés kritikus értékei

Szabadságfok	Típus	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső	χ^2 alsó	χ^2 felső
		0,9		0,95		0,99	
		megbízhatósági szint esetén					
100	hagyományos	77,9294	124,3421	74,2219	129,5613	67,3275	140,1697
100	minimális hosszúságú	76,7061	122,9113	73,0212	128,1137	66,1724	138,6908
100	szimmetrikus	80,8303	131,0890	77,4315	141,1360	70,1227	174,2379
200	hagyományos	168,2785	233,9942	162,7280	241,0578	152,2408	255,2638
200	minimális hosszúságú	167,0215	232,5908	161,4865	239,6419	151,0304	253,8243
200	szimmetrikus	171,4953	239,8694	166,5801	250,1950	156,8310	275,9604

Megfigyelhető, hogy a minimális hosszúságú intervallumhoz tartozó kritikus értékek alulról, a szimmetrikus intervallumhoz tartozó kritikus értékek pedig felülről (és lassabban) konvergálnak a „hagyományos” értékekhez.

Összefoglalva megállapítható, hogy a szimmetrikus eloszlású becslőfüggvényekkel ellentétben az aszimmetrikus eloszlású becslőfüggvénnyel rendelkező alapsokasági variancia esetében a hagyományos intervallumbecslési eljárás nem eredményez adott megbízhatósági szinten minimális hosszúságú intervallumot. Ezért javasoljuk a varianciabecslés során az 1. táblában bemutatott kritikus értékek használatát. Megállapítható, hogy az így keletkező intervallumok nem lesznek szimmetrikusak a pontbecslésre, ám ez a varianciabecslés esetén nem is feltétlenül elvárt.

SUMMARY

It is a common practice in statistics that estimating the confidence intervals, quantiles of the distribution function belonging to the $\alpha/2$ tail probabilities are used. It is also well known that in the case of asymmetric distributions this procedure does not yield narrowest confidence intervals. The first part of the paper, based on computer algorithms, gives the narrowest confidence limits for the widely used variance estimator. The second part shows that symmetric confidence intervals (in an equidistant sense) for the same problem can only be deduced in case of large samples, when the sample size overtakes certain limits. Some of these results are shown in the paper as well.

SZEMLE

A 11. NEMZETKÖZI MŰHELYVITA A NEMVÁLASZOLÁSRÓL A HÁZTARTÁS-STATISZTIKAI ADATGYŰJTÉSEKNÉL

A reprezentatív megfigyelésekkel kapcsolatos nemválaszolás kérdéseivel foglalkozó kutatók rövid, két-három napos műhelyvita keretében, évről évre áttekintik a témakör aktuális problémáit és eredményeit, esetenként más-más országot, illetve várost választva színhelyül. A rendezvény színhelye 1998-ban a szlovéniai Bled, 1999-ben pedig – egy szélesebb körű konferencia részeként – az Egyesült Államokbeli Portland (Oregon) volt. Az eddigi műhelyviták a háztartás-statisztikai adatgyűjtések kereteire korlátozódtak, bár időnként felvetődött az intézményi adatgyűjtéseknek a bevonása a vizsgálatok körébe.

A 2000. évi 11. műhelyvita (11th International Workshop on Household Survey Nonresponse) színhelye Budapest, időpontja 2000. szeptember 27–29., az összejövetel házigazdája pedig a Központi Statisztikai Hivatal volt. A Helyi Szervező Bizottság tagjai *dr. Marton Ádám*, *Mihályffy László* és *Szekeeres György* voltak, míg a Programbizottság teendőit – a hagyományokhoz híven – *dr. Lars Lyberg* és *Lilli Japac*, a Svéd Statisztikai Hivatal Kutatási és Fejlesztési Intézetének munkatársai látták el. A műhelyvita eseményeit időbeni sorrendben, a szekciók egymásutánját követve mutatjuk be, mivel ez egyben tematikai csoportosítást is jelent. Több szerző esetén első helyre az előadó neve került.

A műhelyvitát *dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnökhelyettese nyitotta meg. A megnyitót *Marton Ádám*, *Havasi Éva* és *Varga Anna* előadása követte. Az előadók a KSH munkaerő-felmérésében és háztartási költségvetési felvételében tapasztalt válaszolás-nemválaszolás tendenciáját mutatták be. Az előadás képet adott a nemválaszolás hazai sajátosságairól, elemzéséről és kezeléséről (az üres lakások figyelembevétele, a mintabővítés stb.)

Johanna Laiho, *Peter Lynn*, *Roeland Beerten* és *Jean Martin* két előadásban számoltak be arról a közösen végzett kutatásról, amely a nemválaszolási arány különféle lehetséges definícióira, illetve az arány becslésének egységesítésére irányult az Egyesült Ki-

ráltságban. A számos következtetés, illetve alkalmazás közül itt kiemeljük: míg a súlyozott válaszadási arány a felvétel minőségét jelzi, addig a súlyozatlan válaszadási arány a kérdőbiztos munkáját jellemzi. *Trena Ezzati-Rice* előadásában a kapcsolatfelvétel meghiúsulásának a válaszadási arányra gyakorolt hatását vizsgálta, telefonszámok véletlen kiválasztásán alapuló minták esetében. Fontos lenne tudni ilyenkor, hogy a nem elérhető háztartások a vizsgálat köréhez tartozóknak mekkora hányadát teszik ki. Az előadó külső információforrás alkalmazását (eligibility benchmark) javasolta ennek megállapítására.

Edith de Leeuw előadásában a nemválaszolás csökkentésének módszereivel foglalkozott telefon segítségével végzett adatgyűjtések esetén. Ugyancsak a nemválaszolás csökkentésének módszerét tüzte ki célul *Trine Dale* és *Gustav Haraldsen*, éspedig a Norvégiában élő bevándorlók körében végzett felvételek esetében. Logisztikus regresszióval elemezve a nemválaszolás okait, a nemválaszolásnak az adott körben való csökkentésére négy fő stratégiát jelöltek meg. Ezek lényege, hogy az összes olyan intézményt, szervezetet be kell vonni a felvétel előkészítésébe, amelyekkel a bevándorlók kapcsolatban vannak, továbbá, a kérdőívnek a bevándorló anyanyelvére való egyszerű lefordítása helyett a felvételt a bevándorló saját kultúrájához kell igazítani.

Wim de Heer a Holland Statisztikai Hivatalnak a nemválaszolás kezelésére alkalmazott módszereiről számolt be, ennek során foglalkozott a nemválaszolás okozta torzítás szimulációs vizsgálatával, a kérdőbiztosok gyakori pályaelhagyásával és a kérdőbiztos tevékenység decentralizált ellenőrzésének előnyeivel.

John Eltinge bemutatta, hogy erőfüggvények segítségével vizsgálható számos olyan tényező – például torzítás, hatékonyság, variancia – hatása, melyek valamely, a nemválaszolást ellensúlyozó korrekciós eljáráshoz kapcsolódnak. Az eljárás azon alapul, hogy az erőfüggvények kapcsolatot teremte-

nek a szóban forgó statisztikai hatások és bizonyos, a vizsgálat szempontjából lényeges paraméterek – például csoportátlagok – eltérései között. A módszer alkalmazását egyebek között az Egyesült Államok harmadik egészségügyi és táplálkozási felvételének példájával illusztrálta. *Seppo Laaksonen* olyan súlyozási módszereket mutatott be a nemválaszolók kompenzálására, amelyek a nemválaszoló vagy a válaszoló egységek halmazából kiválasztott újabb részmintán alapulnak.

Mick Couper, Nancy Mathiowetz és Dicy Butler az amerikai utazási szokások felvételben (American Travel Survey – ATS) vizsgálták a nemválaszolást. Az ATS-minta olyan háztartásokból áll, amelyek korábban a munkaerő-felmérésben¹ nyolc alkalommal már szolgáltatott adatot (vagy kellett volna adatot szolgáltatniok), és így abból a felvételtől már kiléptek. A CPS-re jellemző magas válaszadási arány (94-95%) lehetővé tette az ATS-minta válaszmegtagadásainak elemzését. Az elemzés néhány következtetése meglepő volt, például a gyakrabban utazókkal könnyebb volt felvenni a kapcsolatot, mint a ritkábban utazókkal. Ez többek között azt is mutatja, hogy a kapcsolatfelvétel megíiusulását és a válaszmegtagadást egymástól elkülönítve kell kezelni.

Vasja Vehovar és Mihael Perman az optimális telefonhívások stratégiáját vizsgálták számítógéppel támogatott telefonos adatgyűjtések (Computer Assisted Telephone Interview – CATI) esetében. A cél a befejezett interjúk számának a maximalizálása adott összeírási időszakban, az összeírók adott kapacitása mellett. A feladat modellje Markov-láncre emlékeztet, az átmeneti valószínűségek azonban minden lépésben függenek a korábbi lépésektől. *Farkas Tibor és Virágh Eszter* a nemválaszolás problémáját az emberi tényező oldaláról közelítette meg. Az előadó elemezte a jelenlegi és a közelmúltbeli hazai válaszadók, illetve -megtagadók viselkedésének gyökereit, és ennek figyelembevételével összegezte az összeírók személyiségével és oktatásával szemben támasztott követelményeket.

Hans Bay az Európai Közösségi Háztartás-statisztikai Panel (ECHP) negyedik hullámában (1997) tapasztalt nemválaszolást elemezte a dán részpanelre vonatkozóan, logisztikus regresszió segítségével. Következtetése szerint a nemválaszolás az iskolázottság szintjétől, a jövedelemtől, továbbá attól függ, hogy a panel egymás utáni hullámaiban ugyanaz vagy más-más kérdőbiztos készíti az inter-

jút. *Andrej Kveder* egy 18 országra kiterjedő család- és termékenységvizsgálat nemválaszadási problémáit elemezte logisztikus regresszióval, háztartásnagyság, nem, kor, iskolai végzettség, családi állapot, gazdasági aktivitás és az ország mint magyarzó változók függvényében. A vizsgálat számottevő eltéréseket mutatott a válaszadói magatartás terén a különböző országok között, és sok tanulsággal szolgált a jövőbeni nemzetközi projektek számára (egységesített kérdőív és kódutasítás, a felvétel céljának és fontosságának tudatosítása, a kérdések érthetőségének biztosítása stb.).

John Dixon az Egyesült Államok munkaerő-felmérésében (CPS) tapasztalt válaszmegtagadást és a kapcsolatfelvétel megíiusulását elemezte 24 magyarzó változó figyelembevételével. *Clyde Tuckerrel* közösen végzett munkája egy nagyvolumenű kutatás része, amelynek végső célja a válaszmegtagadás modellezése a CPS-ben. A szokásos gyakorlattal ellentétben, Dixon a magyarzó változóknak nem csupán a fő hatásait, hanem a változókból képzett párok együttes hatását is vizsgálta a háztartások, a kérdőbiztosok és a régiók szintjén. *Veijo Notkola és Pertti Kangassalo* a finn fogyasztási felvételt vizsgálták a nemválaszolás szempontjából. A felvételt a 2000. év elején módszertani változást vezettek be: a korábbi osztott panelmintát havonként, teljesen új minta váltotta fel, és emellett a telefonos adatgyűjtést is központosították. Az elemzés azt mutatta, hogy a viszonylag magas (30 százalékos) nemválaszadási arány mellett az adatokban tükröződő kedvező tendencia – az adatszolgáltatók elégedettsége helyzetükkel – nem az új módszer hatásának a következménye.

A nemválaszolás modern elmélete szerint fontos különválasztani a kapcsolatfelvétel megíiusulását, valamint a közvetlen válaszmegtagadást, ezt hangsúlyozta *Robert Groves* két előadása. A kapcsolatfelvételre irányuló kutatásban – amelyben *Douglas Wissoker, Liberty Greene, Madeline McNeeley és Darlene Montemarano* működtek közre – diszkrét hazard modell segítségével azt vizsgálták, hogy a kapcsolatfelvétel sikerének valószínűsége egymást követő kísérletek során mennyire hasonló a különböző felvételekben, továbbá, hogy a modell illeszkedése függ-e a felvételektől. A kutatás az Egyesült Államok, egymástól eltérő jellegű négy reprezentatív megfigyelésén alapult, és arra a következtetésre vezetett, hogy a kapcsolatfelvétel sikere, illetve megíiusulása nagymértékben független a felvételtől. Merőben más a helyzet a sikeres kapcsolatfelvétel utáni válaszadással, illetve válaszmegtagadással. Groves második előadásában, amelynek *Stanley Presser* és *Sarah Dipko* voltak a társszerzői, azzal a kérdéssel foglalkozott, hogy mennyiben befolyásolja a válaszadást a felvétel témájának

¹ Az Egyesült Államok munkaerő-felmérése a Current Population Survey (CPS) nevet viseli. A havonkénti gyakoriságú, mintegy 50 000 háztartás felkeresésén alapuló felvétel kiegészítő kérdőívek segítségével a munkaerő-piaci státusz mellett információit gyűjt a beiskolázásról, a jövedelemkről az egészségi állapotokról stb.

fontossága az adatszolgáltató szemszögéből. A kísérlet mintáját úgy állították össze, hogy az négy speciális csoportot – választási kampányban közreműködőket, időskorúakat, pedagógusokat és csecsemők szüleit – egyforma arányban képviselte, emellett kontrollcsoportot is tartalmazott, amelyet telefonszámok véletlen kiválasztásával határoztak meg. A felvétel kérdéseit úgy állították össze, hogy azok egy-egy csoportja a minta egyes csoportjainak várhatóan érdekes, illetve fontos legyen. A többváltozós logit modellel végzett elemzés azt mutatta, hogy bizonyos társadalmi csoportok esetén a felvétel tárgya szignifikánsan befolyásolja a válaszolási arányt, a csoportok tagjai azonban gyakran másképpen ítélik meg a témák fontosságát, mint a felvételek tervezői. A választási kampányok közreműködői például az átlagosnál nagyobb arányban válaszoltak minden kérdésre, nemcsak a politikai tartalmúakra.

Ineke Stoop – társszerzője *Frans Louwen* – a holland Szociális és kulturális szolgáltatások felvételével kapcsolatban jelentkező nemválaszolási problémákról számolt be. Magas színvonalú kérdőbiztosi munkával, a válaszmegtagadók egy részének „konvertálásával” 70 százalékos válaszadási arányt sikerült elérni ebben a négy évenként ismétlődő felvételben.

Mihályffy László a közismert kalibrálási eljárásnak egyik általánosítását mutatta be, amelynél a segédváltozók értékösszegének kalibrált becslései előre megadott intervallumokba esnek. A jelenleg használt kalibrálási módszereknél minden intervallumnak egy pontszerű érték felel meg. *Sixten Lundström* és *Carl-Erik Särndal* előadása az aggregált szintű külső információ szerepét taglalta a nemválaszolás ellensúlyozásában, kellő figyelmet fordítva mind a kalibrálási, mind pedig az impu-tálási módszerekre.

Jean Martin és *Stephanie Freeth* a népszámlálásból származó információknak a háztartásstatisztikai felvételekben jelentkező nemválaszolás elemzésében való alkalmazásával foglalkozott, különös tekintettel az Egyesült Királyság 2001. évi népszámlálására. A brit statisztika rendszerében a népszámlálási információ a postai irányítószám és lakcím révén összekapcsolható a háztartásstatisztikai minták rekordjaival, és ez lehetőséget biztosít a legkorszerűbb eszközök használatára a nemválaszolás elemzésében és modellezésében.

A hagyományokhoz híven, a nemválaszolásról szóló műhelyvitát egy olyan záró ülés fejezte be, amelyen a résztvevők *Lars Lyberg* és *Lilli Japac* előnkletével összegezték az összejövetel főbb tanulságait, és megbeszélték a jövőbeni teendőket, különös tekintettel a következő évi összejövetelre. *Lyberg* és *Japac* betegség miatti távollétében a záró ülést *Wim*

de Heer vezette le. Általános volt a résztvevőknek az a véleménye, hogy a budapesti összejövetel munkája eredményes volt. Megállapodás született arról, hogy 2001-ben Oslo lesz a színhelye a következő nemválaszolással foglalkozó műhelyvitának. *Marton Ádám* jelezte, hogy a Központi Statisztikai Hivatal a budapesti műhelyvita előadásait kötetben közzé kívánja tenni.

FÜGGELÉK

A műhelyvita előadásai

- Marton, Á. – Havasi, É. – Varga, A.:* Analysing unit nonresponse in the Hungarian Labour Force Survey and Household Budget Survey.
- Laiho, J. – Lynn, P. – Beerten, R. – Martin, J.:* Alternative definitions and multiple uses of response rates.
- Lynn, P. – Martin, J. – Laiho, J. – Beerten, R.:* A project to standardise response rate estimation in the UK.
- Ezzati-Rice, T.:* An alternative measure of response rate in random-digit-dialing surveys that screen for eligible subpopulations.
- De Leeuw, E.:* Nonresponse rate reduction in a telephone survey.
- Haraldsen, G. – Dale, T.:* Turning nonresponse into response in surveys among immigrants.
- De Heer, W.:* How statistics Netherlands tries to master the nonresponse problem.
- Lindström, H. O. – Lyberg, L.:* Allocation of resources to reduce the nonresponse error.
- Eltिंगe, J.:* Exploratory analysis of the inferential impact of nonresponse adjustment procedures.
- Laaksonen, S.:* Sub-sample of nonrespondents and reweighting.
- Couper, M. – Mathiowetz, N. – Butler, D.:* Characteristics of nonrespondents and the impact of nonresponse: in the American Travel Survey.
- Vehovar, V. – Kveder, A. – Perman, M.:* Calling strategy as a sequence of linear optimization problems.
- Farkas, T. – Virágh, E.:* Human approaches in treating nonresponse.
- Bay, H.:* Nonresponse in ECHP – Denmark.
- Kveder, A.:* Modeling item-nonresponse across cultures – how different are the nonrespondents?
- Dixon, J.:* Predicting household nonresponse rates from household and regional characteristics.
- Notkola, N. – Kangassalo, P.:* The centralised CATI method in the Finnish consumer survey and its nonresponse and interviewer effect on the results.
- Groves, R. – Wissoker, D. A. – Greene, L. – McNeeley, M. E. – Montemarano, D.:* Common influences across household surveys on noncontact nonresponse: theory and data.
- Groves, R. – Presser, S. – Dipko, S.:* The role of topic salience in survey participation decisions.
- Stoop, I. – Jedema, J. – Louwen, F.:* How different are nonrespondents?
- Mihályffy, L.:* On some generalization of calibration.
- Lundström, S.:* Estimation in presence of nonresponse and frame imperfection.
- Martin, J. – Freeth, S.:* Proposal for an investigation into survey nonresponse using matched census-survey records.

Mihályffy László

MAGYAR SZAKIRODALOM

KERÉKGYÁRTÓ GYÖRGYNÉ – MUNDRUCZÓ
GYÖRGY – SUGÁR ANDRÁS:

STATISZTIKAI MÓDSZEREK ÉS ALKALMAZÁSUK
A GAZDASÁGI, ÜZLETI ELEMZÉSEKBEN

AULA Kiadó. Budapest. 2001. 573 old.

A tankönyv elődje „A statisztikai módszerek a gazdasági elemzésben” című, 1994-ben az AULA Könyvkiadónál megjelent kötet, amely eddig hét kiadást ért meg. Már a címváltozás is jelzi a szerzőknek az alkalmazásorientáltságra való törekvését.

A tankönyv írói kettős célkitűzést fogalmaztak meg: egyrészt a gazdasági felsőoktatás statisztikai oktatásának szolgálatát, másrészt a gyakorló közgazdászok, menedzserek napi munkájának segítségét, statisztikai ismereteik felfrissítését, illetve bővítését.

A gazdasági felsőoktatásban megfigyelhető átalakulási folyamat eredményeképp a korábban elaproszított oktatás ez évtől nagyobb egységekben folyik. Az egyetemeken örvendetes módon növekszik a statisztika tantárgy iránti igény. Az új szakok modern üzleti ismereteket is kívánnak oktatni, és ez statisztikai alapoktatást is jelent. Ez a körülmény kihívás az alapvetően gazdasági ismereteket oktató karkok és azok statisztika tanszékei számára. A kihívásoknak való megfelelést segíti ez a kötet, szélesítve és színesítve a rendelkezésre álló tankönyvkiadatot.

Természetesen az ötéves, egyetemi szintű gazdasági felsőoktatásban a hallgatók egy részének, az adott szakokon elméletileg jobban megalapozott, emelt szintű tudást kell elsajátítani, ám ennek előkészítésére is kiválóan alkalmas az itt ismertett tankönyv.

A törekvéseket mutatja, hogy az általános statisztikai ismeretek példái meghatározóan a gazdasági élet területéről származnak, valamint a 11. fejezetbe gazdaságstatisztikai elemzéseket iktattak be, illetve az 5.2., „Az árváltozások mérésének néhány problémája” című alfejezet témáját igen részletesen fejtették ki a szerzők. Az általános statisztika eszköztárát használó más tudományterületek művelői is haszonnal forgathatják e tankönyvet.

Elsősorban a szociológiai, pszichológiai területen dolgozók és a közvélemény-kutatók számára lehet érdekes a tankönyvekben szokatlan részletettségű „Minősítéses jellemzők elemzése” c. fejezet, illetve azon belül a kapcsolatvizsgálati alfejezet.

A tankönyvírók nagy dilemmája, hogy milyen részletettséggel tárgyalják a matematikai, a matematikai–statisztikai alapokat, illetve milyen mértékben támaszkodjanak a gazdasági felsőoktatásban

részt vevők ilyen jellegű stúdiumaira. A szerzők jó kompromisszumos megoldást találtak: nagyon közhírhűen, pragmatikusan, jól értelmezhető szemléltető példákkal tárgyalták e részeket, alapvetően a 6. fejezetben.

A gyakorlatorientáltságot igazolja, hogy a szerzők a példaanyagánál ismert statisztikai programcsomagok (MINITAB, SPSS, STATA) szokványos outputjait is ismertetik, így adnak segítséget a gyakorlati felhasználóknak. Bár ezen programcsomag-illusztrációk bemutatása a rendelkezésre álló gazdag és állandóan változó kínálat miatt értelemszerűen nem lehet teljes, ezek hasonló logikája miatt az olvasó a többi programcsomag alkalmazását is könnyebben sajátíthatja el.

A hazai tankönyvkiadatokban – jelen sorok írójának tudomása szerint – a szerzők az elsők között alkalmazzák az empirikus eloszlások tesztelésénél a Box- and whiskers összegezést, ennek grafikus szemléltetését, illetve a Box-plot ábrát.

Nagyon szemléletesek az illusztratív, valós problémákra épülő példák. A bankjegy-automatákból történő pénzfelvétel példája (144. old.) számomra kicsit váratlan eredményt szolgáltatott, hiszen az automaták a „kerek” összegek kifizetését beprogramozva ajánlják fel. Sokkal nagyobb relatív gyakoriságot vártam az 5, 10, 15 ezer forintos kivéteknél.

A fejezetek végén az igen jó érzékkel kiválasztott gyakorló feladatok szinte kétfunkciósá (tankönyv + mini példatár) teszik a kötetet.

Bár alapvetően a közgazdaság-tudomány területéről származnak a bemutatott példák, mégis mindennapiainkhoz nagyon közelállóak, közismert helyzetekre épülnek, a szó legjobb értelmében populárisak. Ilyen például a havi gépkocsitankolás-szám, az átlagos tankolási költség vizsgálata, a rádióhallgatási szokások elemzése stb. Mindez üdítő változatosság az unalomig ismert közgazdasági közhelyproblémák ismertetése helyett.

A tankönyvek esetében az irodalomjegyzék ajánlott irodalomként is szolgál az egyes résztemák részletesebb tanulmányozásához, hiszen a tankönyveknek vannak terjedelmi korlátai és szerkezeti kötöttségeik. Ezt a célt szolgálja a szerzők irodalomjegyzéke is.

A táblázatokból csak a legszükségesebbeket közlik a szerzők, ám ez megmagyarázható azzal, hogy az olvasót a tankönyv a számítógépes szoftverhasználat felé tereli, ahol a táblázathasználat szoftvertámogatott. A gyakorló feladatok megoldásához a közölt táblázatok elegendők. Figyelmesség a szerzőktől a görög kis- és nagybetűk elnevezésének és

jelölésének közlése. A jól szerkesztett tárgymutató a kézikönyvként való hasznosítást segíti.

A tankönyv kiforrott szerkezetű, könnyen tanulható, didaktikus formában megírt munka, tükröződik benne a szerzők több évtizedes oktatási tapasztalata. Az egyszerű tárgyalási mód, az érthetőség és az emészthetőség érdekében a levezetések, bizonyításokat a minimálisra korlátozták, hiszen az ismertett módszerek a statisztika tudományának sokszorosán bizonyított, kiforrott fejezeteihez, illetve részfejezeteihez tartoznak. Bátran ajánlhatom mind a statisztikai ismereteiket először megszerezni kívánók, mind az ilyen tárgyú ismereteiket feleleveníteni és megújítani kívánók számára ezt a tankönyvet.

A potenciális olvasótábor egyre nagyobb. A felsőoktatást irányítók törekvése, hogy belátható időn belül a felsőoktatásban részt vevők aránya elérje az adott népesség felét. A diplomások elvárt általános műveltségi szintjéhez hozzátartoznak a statisztikai módszertani ismeretek.

Negyedszázados statisztikai oktatási múlttal gratulálók a szerzőknek e sikeres munkához.

Herman Sándor

EMLÉKEZÉS ILA BÁLINT, MÓRICZ MIKLÓS,
NÉMETHY ARTÚR ÉS THIRRING LAJOS ÉLETÉRE
ÉS TÖRTÉNETI STATISZTIKAI MUNKÁSSÁGÁRA

Az ELTE Állam- és Jogtudományi Kar tudományos kiadványai. Bibliotheca Iuridica. Publicationes Chatedrarum 5. (Szerk.: Kovacsics József.) Budapest. 2001. 201 old.

A Központi Statisztikai Hivatal szervezeti egységéből önálló intézménnyé vált országos hatáskörű statisztikai szakkönyvtár keretei között 1954-ben létrejött a Történeti Statisztikai Kutatócsoport, melynek az itt ismertett kötet címében szereplők valamennyien munkatársai voltak. 1957-ben megjelent *Kovacsics József* szerkesztésében A történeti statisztika forrásai című tanulmánykötet, amely ráirányította a figyelmet azokra a levéltári forrásokra (dézsmajegyzékek, dikális összeírások stb.), amelyek számszerű statisztikai feldolgozásokra nyújtanak lehetőséget. 1958-ban megindult a Történeti Statisztikai Közlemények címet viselő negyedéves időszaki kiadvány, amely a későbbiekben évkönyvekkel és egyéb kötetek sorával folytatódott, majd 1963-ban megjelent – ugyancsak Kovacsics József szerkesztésében – a Magyarország történeti demográfiaja című gyűjteményes tanulmánykötet. Ezeknek az 1950-es években nekilendült hazai történeti statisztikai – ezen belül történeti demográfiai – kutatásoknak négy jelentős képviselőjének állít emléket a közelmúltban napvilágot látott kiadvány.

A több mint 200 oldalas kötet első ötven oldalán található négy megemlékező tanulmány közül elsőként *Búzás János Ila Bálintnak* (1903–1975), az Országos Levéltár főlevéltárosának munkásságát mutatja be. Gazdag életművéből kiemelkedik Gömör megye négykötetes település- és népességtörténete és Veszprém megye helytörténeti lexikona, mint a hazai hely- és regionális történetírás példamutató alkotása, melynek folytatása azonban – a magyar tudomány kárára – sajnálatosan megrekedt. Tevékenysége nemzetközi elismerést kapott azáltal is, hogy a Nemzetközi Népeségtudományi Unió 1963-ban – levéltárosként – tagjai közé fogadta.

„Móricz Miklós ébresztése” a címe *Kápolnai Iván* tanulmányának, amely *Móricz Zsigmond* testvéröccsének, a XX. század ritka polihisztorának (1886–1966) változatos életművét kísérli meg felvázolni. Sorsa szinte teljes feledés lett, mert a század (túl)szakosodott tudománya nem tudja őt egyetlen szakterület szűk keretei közé besorolni. Írt többek között közgazdasági tanulmányokat és monográfiákat, társadalom- és vallásfilozófiai ihletettségű munkákat csakúgy, mint a művészetek területére tartozó, vagy az irodalomtudomány körébe vágó könyveket, voltak technikai újításai a gyakorlati nyomdászati munkában, de a reneszánsz kori sokoldalú nagyságok „uomo universale” típusára emlékeztető széleskörű tevékenységének talán legnagyobb része statisztikai jellegű. Mégis a teljes ismeretlenségbe merült az a munkássága, melyet a Statisztikai Tudósító (rövidített nevén: STUD) című statisztikai napilap (!) szerkesztőjeként és állandó cikkírójaként 1933 és 1944 között végzett. Ez a nemcsak hazai, hanem (valószínűleg) nemzetközi viszonylatban is párját ritkító vállalkozás annyira kiesett a szellemi köztudatból, hogy „A budapesti sajtó adattára 1873–1950” címmel az elmúlt évben megjelent több száz oldalas monografikus összeállítás meg sem említi. Talán a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtára lenne hivatva feltárni ennek a „par excellence” statisztikai tevékenységnek az értékeit repertórium összeállításával a korabeli statisztikai irodalom legjelesebb képviselőinek a napilapban megjelent tudományos publicisztikai írásaiból.

Hasonlóképpen szinte teljesen elfeledett alakja a magyar statisztika történetének a *Tóth Árpád* által megidézett *Némethy (Benisch) Artúr* (1881–1972), akinek munkájára *Klebelsberg Kunó*, a XX. század ma már elismerten legnagyobb hatású kulturpolitikus támaszkodott, nemzetiségpolitikai kérdésekben pedig az 1941-ben öngyilkosságba menekült *Teleki Pál* földrajztudós miniszterelnöknek volt legfelkészültebb munkatársa. Széles látókörére jellemző, hogy javaslatára az 1939-ben az

átmenetileg visszatért Kárpátalja ruszin falvaiban megszüntették a magyar iskolákat, csakúgy, mint az 1940-ben visszacsatolt Észak-Erdély román vidékein teljesen román tanítási nyelvet ajánlott az iskolákban. Kivételes topográfiai ismereteit a belügyminisztériumban is hasznosította a Közigazgatás-racionalizálási Bizottság tagjaként, ahol „tanyai községek” létesítése érdekében fejtette ki nézeteit, és koncepcióját 1945 után *Erdei Ferenc* belügyminiszter is magáévá tette. Az 1923-ban megalakult Magyar Statisztikai Társaság harmadik felolvasó ülésén tartotta meg székkfogaló előadását, a Társaság tagjai közé választotta, sőt egy ideig alelnök is volt. (Akkoriban más intézmények és szakterületek képviselői is nagyobb számban színesítették a Társaság tevékenységét.)

Az emlékkötetben szereplő személyek közül a Kovacsics József által bemutatott *Thirring Lajos* (1899–1983) az egyetlen, aki szervezetenként a Központi Statisztikai Hivatal keretei között fejtette ki sok évtizedes tevékenysége túlnyomó részét. Munkássága mindenek előtt a népességi statisztikára, a demográfiára szorított, amelyeket azonban – a sok érintkezési pontjuk ellenére – nem tartott sohasem azonosnak. Mindvégig arra törekedett, hogy a népesedés és a népesség kérdéseit a határterületek: a történettudomány és településtörténet, a közigazdaság és közigazgatás, a szociológia stb. összefüggéseiben vizsgálja.

Thirring Lajos külföldi szakmai elismertségét jelzi, hogy tagja volt egyebek közt a Népességtudományi Uniónak, a statisztikusok „akadémiájának”: a Nemzetközi Statisztikai Intézetnek, minthogy azonban 1956-ban a Központi Statisztikai Hivatal Forradalmi Bizottsága elnökévé választották, nyugdíjba kényszerült a korhatár elérése előtt. Már nyugdíjas korában jelent meg nagyszámú tanulmányt és közleményt magában foglaló életművének kiemelkedő alkotása, a Magyarország népessége 1869–1949 között címen Thirring Lajos publikációinak legnagyobb része magyar és idegen nyelvű folyóiratok hasábjain jelent meg, így neve és munkássága eléggé jól ismert a mai statisztikusok többsége előtt. Tuda-

tosításra szorulna azonban, hogy édesapja, *Thirring Gusztáv*, a Fővárosi Statisztikai Hivatal egykori igazgatója is a statisztikai tudomány kiválóságai közé tartozott, és a hazai tudomány történetében eléggé ritka, hogy apa és fia ugyanazon tudományág nemzetközi szintű képviselője legyen. (Ez ösztönzést adhatna a statisztikatörténet művelői számára – a székelyföldi „két Bolyai” után – a soproni Thirring család két tudományos nagysága munkásságának monografikus feldolgozására.)

A kötet második része a négy tudós statisztikus–demográfus egy-egy tanulmányát tartalmazza, ezek a következők:

Ila Bálint: A dézsmajegyzékek mint a történeti statisztikai források. (Eredeti közlés: A történeti statisztika forrásai. [Szerk.: Kovacsics József] Budapest. 1957.)

Móricz Miklós: Magyarország népességének korviszonyai, 1804–1869. (Eredeti közlés: Történeti Statisztikai Évkönyv 1961–1962. Budapest. 1962.)

Némethy (Benisch) Artúr: Magyarországi törvényhatóságok közigazgatási beosztásának változásai 1526 után. (Eredeti közlés: Történeti Statisztikai Közlemények. 3–4. sz. Budapest. 1958.)

Thirring Lajos: Magyarország népessége 1869–1949 között. (Eredeti közlés: Magyarország történeti demográfiája. [Szerk.: Kovacsics József] Budapest. 1964. 221–244. old.)

Öröndetes, hogy az MTA Történeti Demográfiai Albizottsága 1998. február 19-i ülésén elhangzott előadások anyaga e kötetben is megjelenhetett, kiegészítve a nehezen hozzáférhető statisztikai tanulmányokkal. Az ELTE Állam- és Jogtudományi Karának Kovacsics József által szerkesztett kiadványa nemcsak a jórészt elfeledett, egykori jelentős statisztikusok alakját és munkásságát idézi fel a múltból, hanem hozzájárul egyes tudománytörténeti nézetek helyesbitéséhez is. Ezenkívül felhívja a figyelmet olyan feladatokra, melyek – a recenzens vélekedése szerint – a történeti szemléletű statisztikai tudomány művelőire várnak a jövőben.

Dr. Jeney Andrásné

STATISZTIKAI HÍRADÓ

SZEMÉLYI HÍREK

Elnöki dicséret. *Dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke *dr. Forgon Mária*t, a KSH Nemzeti Számlák főosztály osztályvezetőjét az ÁKM új termékárlási módszer alapján történő összeállítás kidolgozásáért és az eredmények gyors publikálásáért *elnöki dicséretben* részesítette.

Címadományozás. *Dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke *dr. Szabó Zsuzsannának*, a Tájékoztatási főosztály szakfőtanácsosának kiemelkedő szakmai tevékenysége elismeréseként, 2001. április 1-jei hatállyal, *statisztikai tanácsadói* címet adományozott.

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

A szlovák–magyar statisztikai együttműködés keretében a Szlovák Statisztikai Hivatal elnökének meghívására 2001. április 10. és 11. között magyar küldöttség látogatott Pozsonyba. A küldöttséget *dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke vezette, tagjai *dr. Soós Lőrinc*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese és *Pál Sándorné*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezetőhelyettese voltak.

A tárgyalások fő témája a Szlovák Köztársaságban 2001. május 26-án lebonyolított népszámlálással kapcsolatos kérdések megvitatása volt. A szlovák fél ismertette az összeírás előkészítési munkálatait és érdeklődött a magyarországi népszámlálás során nyert tapasztalatokról. A szlovák hivatal elnöke ezenkívül tájékoztatást adott az új köztisztviselői és az új statisztikai törvénytervezetről, majd az európai integrációval és a statisztika EU-harmonizációjával összefüggő kérdésekkel foglalkoztak. Ott-tartózkodása során a Hivatal elnöke interjút adott az *Új Szó* napilapnak Magyarország gazdasági eredményeiről és a 2001. évi magyar népszámlálás tapasztalatairól.

A delegáció a látogatás második napján felkereste a Szlovák Statisztikai Hivatal nyitri területi igazgatóságát, ahol a magyarországi ÁMŐ-vel és a szlovákiai mezőgazdasági összeírással kapcsolatban cserélték ki tapasztalataikat.

Megemlékezések. A Magyar Honvédelem Napja alkalmából 2001. május 21-én, a Központi Statisztikai Hivatal főépületének előcsarnokában megko-

szorúzták az első és a második világháború statisztikus áldozatainak emléktábláját. A koszorúzáson *dr. Csahók István*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főigazgatója emlékezett meg az áldozatokról.

Koszorúzás. *Keleti Károlynak*, a magyar statisztikai szolgálat megalapítójának, a Hivatal első vezetőjének sírjára, halálának 109. évfordulója alkalmából, 2001. május 29-én, a Farkasréti temetőben a Központi Statisztikai Hivatal vezető munkatársai, az MTA Statisztikai Bizottsága, az MTA Demográfiai Bizottsága, valamint a Magyar Statisztikai Társaság képviselői helyezték el a megemlékezés virágait. A koszorúzás alkalmából *dr. Csahók István*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főigazgatója, a Statisztikai Bizottság titkára tartott megemlékezést.

Az ENSZ Népesedési és Fejlesztési Bizottsága (Commission on Population and Development – CPD) 2001. április 2. és 6. között rendezte 34. ülését New Yorkban. Az ülés kiemelt témája a népesedés, a környezet és a fejlődés kérdéseinek áttekintése volt. Az ezzel kapcsolatos beszámolókat az ENSZ Népesedési Osztálya terjesztette az ülés elé. Az ülésen a nem kormányzati szervek képviselőin kívül részt vettek az ENSZ szakosodott szervezeteinek (WHO, ILO, FAO, UNICEF, UNESCO) küldöttei is. Magyar részről *Kamarás Ferenc*, a KSH főtanácsadója vett részt az értekezleten.

A résztvevők meghallgatták a nemzeti tapasztalatokat, terveket, eredményeket és nehézségeket összegző országbeszámolókat. Ezek közül különösen a témában érintett országok – Kína és India – összefoglalói voltak figyelemre méltók. Hozzászólások hangzottak el arról, hogy az 1994-es kairói konferencia határozatainak időarányos teljesítését a pénzügyi források hiánya akadályozta. A továbbiakban a HIV/AIDS vírus terjedésének megakadályozása érdekében sürgettek nemzetközi összefogást a résztvevők. Végül javaslat született arra vonatkozóan, hogy 2004-ben az ENSZ Közgyűlés külön szekciót állítson fel az akcióprogram megvalósítására és a felmerült népesedési problémák áttekintésére. Az Egyesült Államok képviselője nem támogatta a javaslatot, mivel véleménye szerint a Bizottság feladata az ilyen jellegű kérdések megoldása, és ehhez csatlakozott az EU és Magyarország képviselője is.

Kanadai statisztikusok a Központi Statisztikai Hivatalban. 2001. április 23. és 27. között a KSH-ba látogatott *Iván P. Fellegi*, a Kanadai Statisztikai Hivatal elnöke és *Jakob Ryten*, a Kanadai Statisztikai Hivatal ny. szakértője. Itt-tartózkodásuk célja a Hivatal működésének átvilágítása volt, melyet a KSH vezetőinek közreműködésével végeztek.

OECD-munkaértekezlet Párizsban. A 2001. április 19. és 20. között tartott értekezlet a foglalkoztatási és a munkanélküliségi statisztikával foglalkozott. Az értekezleten összefoglaló hangzott el a tagországok és az érintett szervezetek munkaügyi statisztikára vonatkozó fejlesztéseiről. Az egyik fő téma a munkaerő-tartalék számbavétele volt, melyről több országtanulmány készült, s ezenkívül az OECD is átfogó tanulmányt állított össze a tagországok potenciális munkaerő-tartalékáról. A továbbiakban ismertették az OECD 2002-re szóló programját, melynek középpontjában továbbra is az oktatás áll, majd beszámoló hangzott el a jelenleg folyó két projekt: a növekedési tényezők vizsgálatával, valamint a nyugdíjas háztartások jövedelmi helyzetével foglalkozó munkálatok állásáról. A résztvevők tájékoztatást kaptak az áramlási adatok elemzésének eredményeiről, majd a korengedményes nyugdíjba vonulás igénybevételének témáját vitatták meg.

Az értekezleten *dr. Lakatos Judit*, a Központi Statisztikai Hivatal fősztályvezetője vett részt.

A kanadai-magyar együttműködési program keretében 2001. április 23. és május 4. között *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa és *Imre József*, a KSH fogalmazója tanulmányúton vett részt Ottawában.

Ott-tartózkodásuk célja a következőkben foglalatott össze:

- a PIM – (Permanent Inventory Method – a folyamatos leltározás módszere) modell alkalmazási követelményeinek egyeztetése;
- a KSH igényeinek megfelelő programfejlesztés meghatározása;
- tréningek előkészítése, melyek során ismertetik a magyar szakértőkkel a Kanadai Statisztikai Hivatal állomány-köz-statisztikai rendszerét, valamint a magyar adatokkal végzendő szimulációk számítógépes eljárását;
- a szakmai fejlesztési együttműködés harmadik szakaszának előkészítése, melynek keretében a tervek szerint üzembe helyezik a Hivatalban a kanadai PIM-modell számítógépes programját.

Megjelent a KSH új könyvsorozatának első kötete. Mint arról korábban hírt adtunk, a Központi Statisztikai Hivatal vezetése 2000 decemberében Kiadói Tanácsot hozott létre a statisztikai tárgyú szak- és tankönyvek kiadásának előmozdítására. A közelmúltban megjelent a „Statisztikai módszerek a társadalmi és gazdasági elemzésekben” címmel indított sorozat első kötete: *Hunyadi László*: Statisztikai következtetélmélet közgazdászoknak. A könyv elsősorban azon közgazdászok részére készült, akik az egyetemi alapképzésben oktatott statisztikai anyagnál mélyebben szeretnének megismerkedni a statisztikai következtetélmélet kérdéseivel, és célja az ökonometriai alkalmazások statisztikai megalapozása is. A kötet szerzője emellett kitér a következtetélmélet olyan vonatkozásaira is, amelyek nem kapcsolódnak szorosan az ökonometriához, de közgazdasági alkalmazásuk fontos vagy kialakulóban van.

A kötet négy fő részre oszlik: I. A következtetélmélet módszertani alapjai. II. Pontbecslések. III. Intervallumbecslés és hipotézisvizsgálat. IV. A bayesi statisztika alapjai.

Végül függelék, tárgymutató, irodalomjegyzék és angol nyelvű tartalomjegyzék egészíti ki a sorozat közelmúltban megjelent első kötetét.

(*Hunyadi László*: Statisztikai következtetélmélet közgazdászoknak. Statisztikai módszerek a társadalmi és gazdasági elemzésekben. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 2001. 483 old.)

Tanácskozás a Bécsi Nemzetközi Gazdaságkutató Intézetben. 2001. március 16. és 18. között *dr. Belyó Pál*, az ECOSTAT (a KSH Gazdaságelemző és Informatikai Intézete) igazgatója tárgyalásokat folytatott a Wiener Institut für Internationaler Wirtschaftsforschung – WIIW munkatársaival a makrogazdasági előrejelzések témakörében. A megbeszélések során a felek megállapodtak a hosszú távú együttműködés kialakításában. Ennek értelmében lehetővé válik a bécsi kutatóintézet által vizsgált

nemzetközi gazdaságfejlesztési folyamatok beépítése az ECOSTAT kutatássorozatába.

Az osztrák kutatók beszámoltak legfrissebb kutatási eredményeikről és értékelték a rendszerváltás által érintett országok helyzetét, majd az ezen országokban az elmúlt tíz év során bekövetkezett változásokat elemezték.

A Magyar Statisztikai Társaság Területi Statisztikai Szakosztálya 2001. április 9-én tartotta konferenciáját és közgyűlését a Központi Statisztikai Hivatalban Statisztika és területfejlesztés címmel. A tanácskozást *Klonkai László*, a Csongrád Megyei Igazgatóság igazgatója, a Szakosztály alelnöke nyitotta meg.

Az ülés első előadója *dr. Nikodémus Antal*, a Gazdasági Minisztérium főosztályvezetője volt, aki a Széchenyi-terv területfejlesztési vonatkozásait mutatta be előadásában. *Várfalvi István*, önkormányzati tanácsadó előadásában az iparüzési adó és a területfejlesztés kapcsolatával foglalkozott. Ezt követően hangzott el *dr. Kapros Tibornénak*, a Borsod-Abaúj-Zemplén Megyei Igazgatóság igazgatójának előadása az Észak-Magyarországon működő vállalkezési övezetekről. A konferencia záró előadását *Kovács Tibor*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezető-helyettese tartotta Területi különbségek az Európai Unióban címmel.

A szakosztály ezt követően tartotta tisztújító közgyűlését. A leköszönő *dr. Soós Lőrinc* helyett *Sándor Istvánt*, a Jász-Nagykun-Szolnok Megyei Igazgatóság igazgatóhelyettesét választották meg a Szakosztály új elnökévé. Az új alelnökök *Szemes Mária*, a Veszprém Megyei Igazgatóság igazgatója és *Végh Zoltán*, a Békés Megyei Igazgatóság igazgatója lettek.

A Magyar statisztikai zsebkönyv, 2000 huszonnyolc fejezetben foglalja össze táblázatos formában Magyarország társadalmi-gazdasági, földrajzi-közigazgatási helyzetét. A 2000. évi adatok általában előzetesek, a 2001. március 31-ig lezárt adatfeldolgozások eredményei. A magyar adatokat nemzetközi adatok is kiegészítik.

Az első fejezet Magyarország földrajzi, éghajlati és közigazgatási adatait tartalmazza, ezt követik a népesség és a népmozgalom adatai és hosszú távú adatsorai. A további fejezetek a foglalkoztatottság, a keresetek, a háztartások jövedelme és fogyasztása, a lakás és a környezet, a társadalombiztosítás és a szociális ellátás, az egészségügy, a balesetek, az oktatás, a kultúra és az igazságszolgáltatás adatait foglalják magukban. A zsebkönyv további része a gazdasági helyzetről ad áttekintést, elsősorban a gazdasági

szervezetek, a gazdasági szektorok teljesítményei alapján. Külön fejezet tartalmazza a nemzeti számlák és a külkereskedelem adatait.

Kiegészítésül a zsebkönyv a Központi Statisztikai Hivatal kiadványainak jegyzékét is közlésezi.

(Magyar statisztikai zsebkönyv, 2000. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. XXIV.+353 old.)

Budapest statisztikai zsebkönyve, 2000. A főváros földrajzi-éghajlati adatain kívül a kiadvány – a hagyományokhoz híven – tartalmazza Budapest népességi, népmozgalmi és társadalmi-gazdasági helyzetének legfőbb adatait. A zsebkönyvben megtalálhatók a budapesti agglomeráció, a közép-magyarországi régió és a megyeszékhelyek adatai is. Összehasonlításképpen összefoglaló országos és nemzetközi adatok egészítik ki a zsebkönyvet. Ezenkívül Budapest főváros Önkormányzatának címe és tisztségviselőinek névsora is megtalálható a zsebkönyvben.

(Budapest statisztikai zsebkönyve. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 213 old.)

Társadalmijelzőszám-füzetek címmel új sorozatot indított a Központi Statisztikai Hivatal, melynek célja, hogy felvázolja mindazon területek elméleti és módszertani hátterét, amelyekre a társadalmi jelzőszámokkal foglalkozó adatközléseknek ki kell terjedniük és meghatározza azoknak az indikátoroknak a körét, amelyeknek közlése az egyes területekkel foglalkozó összeállításokban elengedhetetlen. Ezekon kívül célul tűzte ki egy társadalomstatisztikai alapvizsgálat szakmai feltételeinek megteremtését. A sorozat első kötete a társadalmi jelzőszámokkal kapcsolatos nemzetközi és hazai kutatásokat ismerteti, megadja a társadalmi indikátorok definícióját és felvázolja az adatgyűjtési struktúrával és az adatközlési rendszerrel kapcsolatos elképzeléseket.

(Társadalmi jelzőszámok. Elméleti és módszertani megközelítések nemzetközi kitekintésben. Társadalmijelzőszám-füzetek. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 48 old.)

*

A sorozat második kötete a lakásindikátor-rendszert, illetve a rendszer kialakításának módszertani nehézségeit mutatja be. A rendszer kialakításának munkálatai az UN/HABITAT és a Világbank kezdeményezésére 1991-ben indultak önálló projektként, melynek keretében 47 lakásindikátort állítottak össze, több mint ötven nagyváros bevonásával. Az adatgyűjtést kiterjedt kutatás és alapos szakmai vita előzte meg. A projektben Magyarország is részt vett, ennek tapasztalatai alapján 12 átmeneti országra elkészültek a lakásindikátorok. Az

egyszeri kísérletnek tekinthető munka kutatási projekt maradt, nem épült mögé rendszeres statisztikai adatgyűjtés. A kötetben található tanulmány egy lakásindikátor-rendszer statisztikai adatgyűjtésre épülő módszertani megalapozását kívánja szolgálni.

(Lakásindikátor-rendszer. Társadalmijelzőszám-füzetek. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 36 old.)

Az Életmód-időmérleg kiadványsorozat legutóbb megjelent kötete a háztartások közötti együttműködés jellemzőit mutatja be. Ezen belül megismerhetjük az anyagi és a nem anyagi támogatások együttes alakulását; a nem anyagi (munka jellegű) támogatásokat, a viszonyossági munkákat a háztartásgazdaságban és a háztartások anyagi együttműködését. Az elemzést táblaanyag és módszertani leírás teszi teljessé.

(A háztartások közötti együttműködés jellemzői. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 132 old.)

A külföldi működő tőke Magyarországon, 1998–1999. c. kiadvány a 10 százalék, vagy e feletti külföldi tulajdoni részesedéssel rendelkező vállalkozások külföldi tőke adatait tartalmazza, az offshore vállalkozások adatai nélkül. Bemutatja a külföldi tőke jellegzetességeit, a külföldi érdekeltségű vállalkozások szerepét a nemzetgazdaságban és a tőkebefektetéseket származási országok szerint. A kiadványt bő táblaanyag egészíti ki.

(A külföldi működő tőke Magyarországon, 1998–1999. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 121 old.)

Az 1598. évi házösszeírás címmel a KSH Levéltára közzé tette *Dávid Zoltánnak*, a néhány éve elhunyt történeti statisztikusnak és demográfusnak posztumusz munkáját. A forráskiadvány célja, hogy ismereteket nyújtson a XVI. század végi magyar állam csaknem egész területéről: összesen 33 megye, mintegy 6500 mezővárosáról és községéről Zalától Máramarosig, arról a régióról, amely nem tartozott a török hódoltság alá. A kötet a birtokosok megnevezésén kívül helységenként tartalmazza a házak számát (többnyire csak az adózókét), olykor minden megkülönböztetés nélkül, máskor a jobbágyok és a zsellérek szétválasztásával; egy-két megyében a mentesítettek különböző csoportjait is felsorolva.

(*Dávid Zoltán*: Az 1598. évi házösszeírás. Központi Statisztikai Hivatal Levéltára. 2001. 756 old.)

A Morbiditási adattár 1999 adatai a „Jelentés a háziorvosok tevékenységéről” és a „Jelentés a házi gyermekorvosok tevékenységéről” című kötelező adatgyűjtésekhez két évente kapcsolódó morbiditási felvételekből származnak és az 1999. december 31-i

állapotot tükrözik. Az adattár két fő részből áll. Első része területenként tartalmazza a betegségek gyakoriságára vonatkozó adatokat. A második rész a gyakoribb betegségekről, illetve azok előfordulásának gyakoriságáról ad számot negyedévenként és régióenként.

(Morbiditási adattár 1999. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 249 old.)

Az ipari és építőipari kisservezetek reprezentatív megfigyelésének egy évtizedét tartalmazó kiadvány bemutatja, hogy a rendszerváltozást követően miként alakult ki és fejlődött Magyarországon a gazdasági szervezetek statisztikájának új módszertana, amely lehetővé tette az egyre jobb minőségű és részletesebb adatok közzétételét. A hét fő fejezet a reprezentatív gazdaságstatisztikai; a kisservezetek reprezentatív éves és évközi ipar- és építőiparstatisztikai; munkaügy-, beruházás- és teljesítménystatisztikai és az 1990. évi eseti reprezentatív megfigyeléseit tartalmazza, valamint a létszám-kategóriájú szervezetek 1996. évi eseti reprezentatív megfigyeléseit, és az ipari termékek és szolgáltatások 1998. évi értékesítéseinek becsléseit mutatja be.

(Az ipari és építőipari kisservezetek reprezentatív megfigyelésének egy évtizede. (Írta: *dr. Telegdi László*) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 125 old.)

A mezőgazdaság gép- és épületállománya 1991–2000. A kiadvány részletes áttekintést ad a mezőgazdaság gép- és épületállományának 2000. évi helyzetéről. Az elemző rész összehasonlítást tartalmaz az 1991. évi Általános Mezőgazdasági Összeírás (ÁMÖ) és az 1996. évi állóeszköz-felmérés adataival is (ahol összehasonlítható adatok álltak rendelkezésre). A táblázatos rész a mezőgazdaság 2000. évi állóeszköz-állományáról nyújt tájékoztatást.

(A mezőgazdaság gép- és épületállománya, 1991–2000. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 87 old.)

A Nemzetközi statisztikai dokumentumok c. sorozat 4. kötete egy társadalomstatisztikai ajánlást tesz közzé, mely a 2000 körüli EGB-régióbeli nép- és lakásszámláláshoz ad útmutatót.

A kiadvány tájékoztatást nyújt a magyar népszámlálás nemzetközi háttéréről, a világszerte alkalmazott népszámlálási fogalmakról és osztályozásokról, valamint a nemzetközi összehasonlítások lehetőségeiről.

(Ajánlás a 2000 körüli nép- és lakásszámlálásokhoz az EGB-régióban. Nemzetközi statisztikai dokumentumok 4. [Nemzetközi előírások és ajánlások a statisztikai módszerek és osztályozások köréből.] Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 90 old.)

A Fogyasztói árindexek, 2000. c. kiadvány a fogyasztói árak és az árszínvonal alakulásáról szóló 2000. évi beszámolót tartalmazza. Az 1966 és 1988 közötti éves beszámolók „A fogyasztói árak változása a lakosság főbb rétegeinél”, valamint a „Kiskereskedelmi áralakulás” című kiadványokból ismerhetők meg.

Jelen kiadvány az 1989 óta negyedévenként is összeállított füzetek mellett az 1992. óta évenként megjelenő kötetek sorába tartozik.

(Fogyasztói árindexek, 2000. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 97 old.)

A kis- és középvállalkozások demográfiája nemzetközi összehasonlításban. A Központi Statisztikai Hivatal havi, negyedéves és évenkénti rend-

szerezéssel közöl olyan adatokat a gazdasági szervezetekről, melyek a kis- és középvállalkozások számáról, nagyságáról, a gazdaságban elfoglalt helyéről adnak képet. Jelen kiadvány – elsőként – a vállalkozások demográfiájáról közöl adatokat. Az adatok alapjául az Európai Unió Statisztikai Hivatala (EUROSTAT) által szervezett PECO (Pays Européens Centrales et Orientales – közép- és kelet-európai országok) és a DOSME (Demography of Small and Medium Sized Enterprises – kis- és középvállalkozások demográfiája) névvel jelölt projektek keretében végzett közös munka eredményei szolgálnak.

(A kis- és középvállalkozások demográfiája nemzetközi összehasonlításban. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 63 old.)

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

BRYCE, R. G. – GOULD, R. –
NOTZ, I. W. – PECK, L. R.:

PROGRAM A STATISZTIKA
ALAPOZÓ EGYETEMI KÉPZÉSÉHEZ

(Curriculum guidelines for bachelor of science degrees in statistical science.) – *The American Statistician*, 2001. 1. sz. 7–12. p.

A cikk az egyetemi oktatás alsó szintjének statisztikai oktatásával foglalkozik. Mint ismeretes, az Egyesült Államokban a felsőoktatásban világosan szétválik három szint: az alsó (undergraduate), amelyet a hallgatók a B.S. (Bachelor of Science) fokozattal zárhatnak, a középső (graduate), amelyik lényegileg a hazai egyetemi szintnek felel meg, és a diplomáját M.S. (Master of Science) vagy M.A. (Master of Arts) néven ismerik, és végül a felső (postgraduate), amely sikeres elvégzés után doktori (PhD) fokozatot ad. Lényeges eltérés a magyar oktatási rendszertől egyebek között az, hogy az alsó szint elvégzésekor a hallgatók diplomát kapnak, ezzel befejezhetik tanulmányaikat, tehát ez amellett, hogy belépő a felső szintre, önálló pálya alapja is lehet. A cikkben az ehhez kapcsolódó statisztikai oktatás problémáit elemzik a szerzők. Mivel a magyar oktatási rendszerben ennek a szintnek a megfelelője nem, vagy nem ilyen formában létezik, a továbbiakban ezt a hazai rendszerben hozzá leginkább hasonló forma alapján alapozó egyetemi képzésnek, vagy a szerezhető diploma alapján B.S. képzésnek vagy B.S. programnak nevezzük.

Az Egyesült Államok alapozó egyetemi képzésében a statisztika tudománya eddig nem kapott

megfelelő figyelmet. Az Amerikai Statisztikai Társaság 1999. májusi ülése jelentős lépést tett a statisztika egyetemi oktatásának megújításában. A Társaság és a Kezdeményezés a statisztika alapozó szintű képzéséért nevű szervezet szerint szimpóziumokat és műhelyvitákat kell szervezni a tantervi program létrehozása érdekében. Az első műhelyvitát e témáról 2000. április 28-29-én tartották Alexandriában (Virginia), amit a Nemzeti Tudományos Alap is támogattott. A vitán 17 olyan nagyobb egyetem képviseltette magát, ahol statisztika tanszék működik, 18 képviselő önálló statisztika tanszék nélküli egyetemről érkezett, 5 gyakorló statisztikus pedig az ipart képviselte. A résztvevők három csoportban a tantervi témák kidolgozásával és a képzési problémák feltárásával foglalkoztak, és három tanulmányt készítettek, melyeket feltettek az internetre is.

Másfél évtizeddel korábban egy szerző az Egyetemi Továbbképzők Tanácsára hivatkozva azt állapította meg, hogy egy tudomány akkor létezik, ha négy feltétel érvényesül: legyen a tudománynak elmélete és irodalma, jelentős számban dolgozzanak az adott tudományterületen, legyen legalább néhány folyóirata az új eredmények gyors és gond nélküli közlésére, legyen jelentős piaci kereslet a tudomány szolgáltatásai iránt. Nyilvánvaló, hogy a statisztika tudománya e feltételeknek már a XX. század eleje óta megfelel. Az egyetemi statisztikai programok szegényessége miatt azonban az egyetemek, főiskolák elsőévesei nem ismerték fel, hogy a statisztikában számukra egy sikeres életpálya lehetősége rejlik.

A marketing szemléletű műszaki és üzleti tudományokhoz hasonlóan már az 1980-as években

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 időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlét* tartalmaz. A Külföldi Statisztikai Irodalom fejezetet *Filó János* szerkesztette.

kifejlesztették a statisztikai B.S. programokat. Egy 1986-os ajánlás 6 stúdiumot tartalmazott: 1. bevezetés a statisztikai módszerekbe (6 szemeszter óra), 2. statisztikaelmélet (6 szemeszter óra), 3. felsőszintű alkalmazások (6 szemeszter óra), 4. fakultatív tárgyak (9 szemeszter óra), 5. informatika (9 szemeszter óra), 6. matematika (18 szemeszter óra).

A fakultatív tárgyak magukban foglalják mind az elméleti, mind a gyakorlati ismereteket. Az informatikában követelmény a magas szintű nyelveken való programozás és a statisztikai programcsomagokban való jártasság. A program véglegesítése előtt kérdőívet küldtek ki minden amerikai és kanadai egyetemi statisztika tanszékre. A válaszolók 65 százaléka támogatta egy akkreditációs program létrehozását, amelyről 1987 és 1990 között hosszas vita alakult ki.

1991-ben Atlantában (Georgia) találkoztak a téma szakértői, további módosításokat hajtottak végre a tantervi programban és keresték a megvalósítás pénzügyi lehetőségeit. Az Amerikai Statisztikai Társaság Végrehajtó Bizottsága azonban nem szavazta meg a jelentésnek a Választmány elé terjesztését, így a kezdeményezés elhalt. A támogatás hiányában a szakértők erőfeszítéseiket feladták.

1999 februárjában a *The American Statistician* c. folyóiratban visszatértek a témára, és egy főtanulmányt, valamint négy válaszcikket jelentettek meg. A mondanivaló lényege, hogy az alapozó képzés statisztika programját folyamatos minőségi fejlesztésnek kell alávetni. A főtanulmány a képzési irányban az „adatspecialistává” váláshoz számos konkrét változtatást javasolt. A kérdés az, hogy van-e elegendő számú hallgató, akik reményeik szerint statisztika diplomával álláshoz jutnak. Egy neves tudós véleménye szerint a statisztika jövője attól függ, hogy sikerül-e a statisztikusoknak elfogadtatni és megnyerni a matematikusok együttműködését. Másik szakértő azt hangsúlyozta, hogy meg kell változtatni az eddigi gyakorlatot, azaz nem helyes, ha a statisztikai B.S. fokozat előtt már más tudományban megszerezték ugyanezt a minősítést.

Jelenleg 78 amerikai egyetem, főiskola ajánl statisztikai programot hallgatóinak, melyek elvégzése után B.S. vagy B.A. fokozatot szerezhetnek. Ebben nincsenek benne azok a lehetőségek, amelyeket a matematika tanszékek matematikai statisztika néven hirdetnek meg.

Az Amerikai Munkaügyi Minisztérium 1998-ban arról adott tájékoztatást, hogy statisztikából 80 főiskola és egyetem ajánlott B.S. fokozatot, 100 intézmény magisterit (M.A.), és mintegy 60 doktorit (PhD). Megállapítható, hogy a B.S. és a B.A. foko-

zat megszerzésére több egyetem ajánl lehetőséget statisztikából, mint PhD minősítést. Szerencsére a középiskolai tanulók körében növekszik az érdeklődés a statisztika iránt. A jobb elhelyezkedési lehetőséget nyújtó speciális statisztikai vizsgán sikerrel túljutók száma az 1997. évi 7500-ról 2000-re 33 000 fölé emelkedett.

A tantervi programokban azt ajánlják, hogy a főiskolai hallgatók már az első évben vegyék fel a statisztikát. A statisztikából B.S. és B.A. fokozatot adományozó intézmények más-más tantárgyi program szerint oktatnak. Számos munkáltató (például Mayo Klinika, Clevelandi Klinika, Népszámlálás, Munkaügyi Hivatal stb.) már hirdetésben keres ilyen végzettségű munkaerőt, különböző foglalkozásokat megnevezve (például adatkoordinátor, kockázatelemző, SAS-programozó, minőségelemző, statisztikus). Az a lényeges, hogy képesek legyenek adatokat elemezni, eredményeket magyarázni, trendeket felismerni, jelentéseket írni, adatbázisokat kezelni, SAS-programokkal dolgozni. A SAS-programozás csak a magisteri fokozatnál (M.A.) követelmény, a kifejezetten ilyen végzettségűeket kereső hirdetések ma még nem gyakoriak.

Az Alexandriában tartott műhelyvitán a résztvevőknek több általános témában – statisztika, nemmatematikai alapú ismeretek, informatika, matematika, kommunikáció – kellett elgondolásaikat írásba foglalni, és a csoportok az előzetes viták eredményeit is felhasználva alakították ki a tantervi programokat. A feladat teljesítése előtt néhány előzetes kérdést is megfogalmaztak.

Az első kérdés így hangzott: mit csinálnak a statisztikusok? Adatgyűjtéseket végeznek, melyekkel megfelelő információkat adnak a probléma megoldására. Elemzik az adatokat és kifejlesztik az elemzés módszertanát. Ezek az elemzések használhatnak matematikai és/vagy valószínűségi modelleket, statisztikai és más szoftvereket.

A második kérdés: statisztikai B.S. fokozattal lehet-e sikeres karriert megalapozni? Az ilyen fokozattal rendelkezők munkát kereshetnek vagy folytathatják tanulmányaikat. Azokban az állásokban vannak előnyben, ahol a statisztikai elemzés, programozás és adatkezelés a feladat. A jobb elhelyezkedés érdekében növelni kell az informatikai ismereteket, amelyek az „adattudósoknál” egyre inkább nélkülözhetetlenek.

A harmadik kérdés: mi különbözteti meg a statisztikát a matematikától? Bár a statisztikaelmélet sok matematikát használ fel, ám a statisztikai okfejtés nem kevés nemmatematikai ismeretre épül. Ezért a tanterv több kell legyen, mint a matematikai tárgyak egyszerű sorozata.

Az utolsó kérdés: milyen források állnak a statisztika tanszékek rendelkezésére, hogy nagyobb érdeklődés nyilvánuljon meg az egyetemi alapozó képzés iránt? Nyilvánvaló, hogy a források intézményről intézményre változnak. Az ajánlások szerint elegendő és rugalmas forrásokat kellene biztosítani az intézményeknek tantervi programjaik kidolgozásához.

A csoportok a tanterv készítésének két módját vázolták fel: 1. meg kell határozni az ún. magismereteket, és ezekből kell levezetni az ezek megszerzéséhez szükséges tárgyakat; 2. a statisztikai tárgyakból kiindulva kell a tantervi programot úgy kialakítani, hogy az a lehető legnagyobb mértékben adja az említett magismereteket. A rugalmasság követése vezérelv, mert a szakmai ismeretek számos úton megszerzhetők.

A magismeretek közül az egyik legfontosabb a matematikai alapú ismeretkör. Az adatelemzés, öszszegzés, grafikonok elemzése, statisztikai módszerek alkalmazása mellett képesnek kell lenni az eredmények interpretálására, ismerni kell a szóródást, a valószínűséget, a függetlenséget, a korrelációt, a statisztikai megbízhatóságot, a szignifikanciát és természetesen a statisztikai elemzések korlátait. Ismerniük kell a matematikai és statisztikai modellezést is.

A magismeretek része a statisztikaelmélet (valószínűség, véletlen változók eloszlása, becslés, hipotézisellenőrzés, Bayes-módszerek), a grafikus adatok elemzési módszerei, a regressziószámítás, az adatgyűjtés és a varianciaanalízis is.

A nemmatematikai alapú statisztikai ismeretek a képzés középpontjában állnak, ezen ismeretek különböztetik meg a statisztikust a matematikustól. Ezek között is a legfontosabb a kommunikációs ismeretek elsajátítása, ami jó beszédkészséget, (technikai és nem technikai) tájékoztatást jelent. A kommunikációs ismeretek magukban foglalják a szoftverbemutatókat, az előadásokat, a jelentésírásokat stb. A gyakorlatban a statisztikus adatgyűjtési folyamatokat kezel és vezet, szervezi a szükséges projekteket, problémamegoldásokban vesz részt. Minden tevékenységében meghatározó a statisztikai gondolkodás (például minden munka egy folyamat része, minden folyamatnak van szóródása, a szóródás csökkentése a folyamat jobb leírásához, megrogadásához vezet stb.).

A statisztikusok az informatikai ismereteiket naponta felhasználják. Ismerniük kell a szövegszerkesztők, a web és az e-mail használatát, valamint tájékoztató szoftvereket. Tudni kell programokat írni, a problémákat logikai komponensekre bontani és algoritmusokkal kezelni megoldani. Gyakorlatot kell szerezniük a statisztikai szoftvercsomagok és a statisztikai informatika használatában, kezelni kell tudniuk az adatbázisokat, jártasnak kell lenniük az adat-előkészítésben, a dokumentációban, az adatfeldolgozásban és a hiányzó adatok pótlásában, de ismerniük kell az operációs rendszereket is.

A statisztikaelmélet megértéséhez a hallgatóknak matematikai alapokkal is rendelkezniük kell.

Szükséges a differenciál- és integrálszámítás, a többváltozós függvények, az alkalmazott lineáris algebra (különösen a mátrixműveletek) ismerete. A matematikai stúdiumok arra is szolgálnak, hogy a hallgatók találkozzanak a bizonyítás kemény eszközeivel.

A statisztikusoknak kommunikálniuk kell más tudományok kutatóival is, egyebek között azért is, hogy interpretálhassák eredményeiket. Ezért ajánlott, hogy az egyetemi tanterv egyenértékűen foglaljon magába olyan melléktárgyat is, amely más szakterületek alkalmazásaiba nyújt betekintést.

Azok a hallgatók, akik az egyetem befejezése után posztgraduális szinten folytatják tanulmányukat, kívánatos, hogy minél több matematikát tanuljanak. Akik PhD-fokozatot kívánnak szerezni, különösen ajánlatos, hogy elemző, valószínűség-számítási és matematikai statisztikai előadássorozaton vegyenek részt. A jó kommunikáció minimumkövetelmény, amit különösen fontos elsajátítaniuk a középső és a felső fokozatoknál. Az utóbbiaknál az oktatásban való részvétel és az informatikai ismeretek fontosabbak mint például a programozás vagy az adatbázisok kezelése.

A munkába álló fiatal diplomásoknak az adatbázisok kezelésében kell gyakorlatra szert tenniük. A hallgatók specializációja attól függ, hogy a gazdaság mely területén kívánnak dolgozni. Az egyetemek általában nem képesek a specializáció spektrumát adni, de az üzleti és a kormányzati igény kielégítésére mindenütt törekszenek. Több helyen négyféle (ipari–műszaki, orvosi–egészségügyi, üzleti–vezetési, kormányzati) specializációt szerveznek.

Több csoport javasolta, hogy a hallgatók a kommunikációt a hasonló nevű tanszégeken hallgassák, és a SAS-programcsomagot minél jobban sajátítsák el, mivel az a gyakorlatban széles körben elterjedt, és az állások betöltésével kapcsolatos követelmények között is egyre gyakrabban szerepeltek.

A tantervi programok fontos részei az önálló felhasználási területek (reprezentatív minták, minőségellenőrzés, idősorok elemzése, többváltozós módszerek, változók elemzése, osztályozás és klaszterezés, nem paraméteres módszerek stb.).

A műhelyvitán az nem volt kérdéses, hogy a statisztika egyetemi képzésében az adatok elemzése a legfontosabb feladat (talán a hangsúly nem is az elemzésen, hanem az adatokon van). A hallgatóknak gyakorlatot kell szerezni a „rendetlen” adatok kezelésében, azok megtisztításával és tehermentésével. El kell sajátítaniuk a konzultációk során szükséges szakismereteket, hogy felismerjék a kutatók igényeit, de a tájékoztatásban is jártasságot kell szerezniük. Az adatelemzések segítségével elmé-

lyedhetnek a problémamegoldásban és tekintetbe vehetik a statisztika interdiszciplináris jellegét.

A műhelyviták résztvevői hangsúlyozták, hogy a hagyományos matematikai statisztikai előadássorozatok anyagát is újra kell gondolni. Egyes vélemények szerint a modern matematikai statisztikába például a nagy mintás approximációk és az eloszlások vizsgálata már nem fér bele, de a számítógépipentív módszerek és a nem paraméteres modellek nem hagyhatók ki belőle. A statisztikaelméletnek általános áttekintést kell adnia a statisztikáról, és statisztikai gondolkodásra kell nevelnie a hallgatókat, legalább úgy, mint ahogy a nemmatematikai előadássorozatok teszik. A szerzők remélik, hogy a statisztikai B.S. fokozattal a végzett hallgatók piacképesebbek lesznek a matematikusoknál.

(Ism.: *Hajnal Béla*)

DIJKSTRA, W.:

ÚJ MÓDSZER AZ INTERJÚK KÖZBENI
KÖLCSONKAPCSOLATOK TANULMÁNYOZÁSÁRA

(A new method for studying verbal interactions in survey interviews.) – *Journal of Official Statistics*, 1999. 1. sz. 67–85. p.

A szerző egy integrált rendszert mutat be az interjúk során megfigyelhető kérdés–válasz sorozatok vizsgálatára. A rendszer tartalmaz: 1. egy többváltozós kódolási rendszert, amely a kérdező és a válaszadó kijelentéseit kódolja, s ezáltal lehetővé teszi a kettőjük közötti interakciók vizsgálatát; 2. egy számítógépes programot, amely segíti ezen kijelentések átírását és kódolását úgy, hogy az kényelmes, hatékony és megbízható legyen; 3. egy olyan programot, amely a kódolt kérdés–válasz sorozatok elemzési lehetőségeinek széles tárházát nyújtja.

Az interjúk során történtek szisztematikus megfigyelésének igénye először a pszichológiában merült fel. Kezdetben a paralingvisztikus beszédet (reakció idő, megszakítások, beszédidőtartam stb.) tanulmányozták. Ezen kutatásokban nagy szerepe volt a megfigyelőnek, akinek a megfelelő időpontban különböző gombokat kellett megnyomnia. A legtöbb kutatás, amely a kérdezőbiztos és a válaszadó magatartását tanulmányozta, a beszédre koncentrált. Ez a feladat a magnetofonok elterjedésével párhuzamosan egyre népszerűbbé és egyre könnyebbé vált. A későbbiek folyamán több kutatási kérdés és technika látott napvilágot a témával kapcsolatban. Közös jellemzőjük, hogy szinte minden kutató alkalmazott valamiféle kódolási sémát a vizsgálatok elvégzéséhez.

A különböző megfigyelési módszerek alkalmazása különböző kutatási célokat szolgált. Néhány a vizsgált területek közül: 1. a kérdezőbiztos teljesítményének értékelése; 2. az olyan kérdések feltárása, amelyek problémát okozhatnak akár a kérdező akár a válaszadó számára (a kérdőív kifejlesztése, előtesztelése során); 3. a kérdező és a válaszadó közötti kétoldalú kapcsolat tanulmányozása; 4. a válaszadásba épülő megismerési folyamat felderítése.

A kutatók, a vizsgált probléma természetétől függően vagy a már meglévő kódolási sémákat alakították át az igényeiknek megfelelően, vagy saját, teljesen új kódolási rendszert fejlesztettek ki. Bár a legtöbb kódolási rendszer tartalmazott közös kategóriákat (például szó szerint felolvasott kérdés, vagy nem megfelelő válasz), a legtöbb kategória csak egy-egy kódolási sémában volt jelen. A kódrendszerek ily nagymértékű különbözősége problematikussá teszi a különböző kutatások eredményeinek összehasonlítását. Ezenkívül, ha minden releváns tényezőt figyelembe kívánunk venni, akkor a kategóriák száma hihetetlenül nagyra duzzadhat. Ugyanakkor még számos kategória alkalmazásakor is előfordulhat, hogy bizonyos lényeges kategóriák hiányoznak. Általános elvárás például, hogy a megkérdezett az interjú során egyedül legyen és önállóan adjon válaszokat. Ez a követelmény azonban *Hartmann* (1992) szerint a társadalomtudományi kutatás gyakorlatában csupán az esetek kétharmadában teljesül. A kódrendszerek nagy része mégsem tartalmaz semmiféle kategóriát a harmadik személy viselkedésére, beszédére.

Egy lehetséges módszer az összehasonlíthatóság és a nagy kategóriaszám problémájának megoldására a többváltozós kódrendszer. Az eljárás alapja, hogy a kérdező és a válaszadó minden szóbeli megnyilvánulását több kódváltozóval kódoljuk. A kódváltozók korlátozott számú kategóriával rendelkeznek. A rendszer tartalmaz teljesen általános és specifikus kódváltozókat. Az általános változók minden kutatásban használhatók, ezzel lehetővé téve a kutatási eredmények összehasonlítását. A specifikus változókra egyedi kutatási kérdések vizsgálatok lehet szükség. Meglehetősen bonyolultnak látszik ez a módszer, hiszen a kódolónak minden egyes kijelentés kódolásakor számos, minden kódváltozó tekintetében egy döntést kell hoznia. Ez azonban a gyakorlatban nem jelent problémát. Néhány általános kódváltozó és kategóriái:

1. szereplő/beszélő: kérdezőbiztos (interviewer), megkérdezett (respondent), harmadik személy (third person);

2. információcsere: kérdés (question), válasz (answer), észlelés (perception), kérés (request), megjegyzés (comment), kitérő (detour);

3. érvényesség – a szóbeli kifejezőmód és a kapcsolat célja közötti távolság: pontos kérdés, illetve válasz (0), motivál, sugall egy választ, illetve kapcsolódó, de nem pontos válasz (1), csak indirekt módon kapcsolódik a témához (2), teljesen irreleváns (3);

4. az információcsere specifikációja:

kérdés – zárt (csak egy válaszlehetősége), eldöntendő (igen/nem), nyitott, válaszlehetőségek is vannak, bevezető egy kérdéshez, magyarázat ;

válasz – zárt, eldöntendő, nyitott attól függően, hogy milyen kérdésre adott válasz, válaszmegtagadás, „nem tudom”;

észlelés – ismétlés (echo), csend (silence), „hmm”, „igen” (filled pause);

kérés – ismétlés kérése, a kérdés jelentésének magyarázatát kéri;

megjegyzés (terelés): személyes (personal), feladatorientált (task-oriented).

A szerző bemutat egy kódolt interjú-részletet is, amely kódonként tartalmazza a szóbeli kijelentést és a leírást is.

A felsorolt teljesen általános kódváltozók természetesen kiegészíthetők a mindenkor aktuális kutatási kérdéseknek megfelelő specifikus változókkal.

A módszer használatakor tehát egy kijelentést egy kódsorozat jelöl, ami változónként tartalmaz egy kódot. A rendszer előnyei:

– a kódolási feladat számos alfeladatra oszlik, ahol csak korlátozott számú kód között kell választani;

– ha a kódoló rossz döntést hoz valamely változó tekintetében, attól nem lesz rossz az egész kódsorozat;

– bár a változók nem sok kategóriával rendelkeznek, ezek kombinációja már akkora számú, hogy finomságok érzékelésére is alkalmas;

– a rendszerhez számítógépes feldolgozás is illeszthető.

A számítógépes kódolás a Sequence Viewer Program segítségével végezhető, melynek lépései: hang- és videofelvételek tárolása lemezen, CD-ROM-on; minden kérdés–válasz sorozat hang fájlokhoz kapcsolódó kártyával ellátása; a sorozat átírása a hangfelvételtől a kártyára; a sorozat kódolása.

A kutató előre javasolhat kódokat, amelyeket a számítógép megjelenít a képernyőn. A kódoló csak akkor használja a javasolt kódot, ha az véleménye szerint megfelel, ellenkező esetben felülírhatja azt. A kódolási módszer megbízhatóságát úgy ellenőrizték, hogy ugyanazt a sorozatot ketten is kódolták (a szerző és egy tapasztalt kódoló, aki használta a javasolt kódokat). A megbízhatóság elég nagy volt (Cohen kappa = 0,8), annak ellenére, hogy ha két kód csak egy változó tekintetében nem egyezett, már akkor is teljesen különbözőnek tekintették.

A kölcsönös kapcsolatok elemzése a Sequence Program segítségével alkalmas olyan kérdések meg-

válaszolására, mint: „Hogyan kezelnek a kérdezőbiztosok különböző problémákat?”; „Milyen szokatlan sorozatokat különböztethetünk meg?”; „Mi készíthető a kérdezőt szuggesztív magatartásra?”. A program felhasználóbarát és számos elemzés egyszerűen, rövid idő alatt elkészíthető vele. A szerző több elemzési eszközt is ismertet.

A tapasztalatok alapján a sorozatok átírása és kódolása sokkal több időt vesz igénybe, mint az interjú maga. Az átírás időigénye annál nagyobb, minél több a szokatlan jelenség, minél kevésbé használható a javasolt kód. A nagy adathalmazok feldolgozása még kezdeti stádiumban van, de úgy tűnik, a hosszú munka meghozza gyümölcsét, hiszen már vannak értékelhető eredmények. Sikertült például a sorozatokat négy különböző csoportba sorolni, s hozzájuk rendelni az okokat és hatásukat a megfigyelt válaszokra.

(Ism.: *Oravec Beatrix*)

GROHMANN, H.:

A STATISZTIKA MINT A GAZDASÁG- ÉS TÁRSADALOMKUTATÁS ESZKÖZE

(Statistik als Instrument der empirischen Wirtschafts- und Sozialforschung. Eine methodologische Betrachtung aus der Sicht der Frankfurter Schule der sozialwissenschaftlichen Statistik.) – *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 2000. 6. sz. 669–688. p.

Németország első gazdasági és társadalomtudományi kara 1914-ben a frankfurti Johann Wolfgang Goethe Egyetemen alakult, és Frankfurt am Mainban a statisztikai tanszék kezdettől fogva működik.

A cikk a tanszék, az ún. Frankfurti Iskola történetét ismerteti. Az egyetem statisztikai tanszékét több mint két évtizedig (1938-ban bekövetkezett haláláig) *F. Zizek* vezette. A szerző méltatja a professzor sokoldalú elméleti és gyakorlati módszertani munkáját, amelyek a népmozgalom, a gazdaság és a kultúra sok folyamatát érintik. A húszas és a harmincas években a frankfurti tudományos munka arra irányult, hogy összhangot teremtsenek a vizsgálat célja, valamint módszere között, a statisztika csaknem minden ágában. A fő törekvés az volt, hogy rámutassanak a társadalmi jelenségek törvényszerűségeire, szabályszerűségeire. 1938-tól *P. Flakämper* vette át a frankfurti statisztikai tanszék vezetését. Munkáiban már az 1930-as évek elején kifejtette, hogy a társadalom elemzése eltér a természettudományos vizsgálatoktól, itt ugyanis nem szerezhetőek kellően pontos adatok, nem tárhatók fel a viszonyo-

kat szabatosan leíró összefüggések. A cikk példaként említi a „család” fogalmát. A Frankfurti Iskola munkái a családot úgy írják le, mint az együvé tartozás meghatározott szerves formáját, az érintett személyek sokrétű kölcsönös viszonyával. A szerző kiemeli a gazdaságstatisztika „termelés” vagy „kereskedelem” fogalmát, amelyek csak a gazdasággal szerves összefüggésben határozhatók meg. Ahhoz, hogy számszerűsíthessük a társadalom sokféle jelenségét – például a foglalkozások, a gazdasági ágazatok vagy a társadalmi csoportok viszonyait –, elsődleges feltétel, hogy a vizsgálati célhoz igazodó részeket alakítsunk ki. Miután alkalmas csoportosításokat alkotunk, ezekre értelmezhetők a választott statisztikai mutatók, mint például az élve születések száma, a termelési indexe, a jövedelem elosztása, bár ezek önmagukban kevésbé kifejezők.

A Frankfurti Iskola munkái rámutatnak, hogy az adatok helyes értelmezésének további feltétele az elmélyült módszertani munka. A szerző szerint a statisztikai módszerek nem korlátozódhatnak a matematikai műveletekre, fel kell azt is mérni, hogy milyen a számszaki összefüggések társadalmi háttere. Kedvező esetben egymással párhuzamosan alakulnak ki a mélyebb szakmai, valamint a számszerűsített és logikai kapcsolatok. Lényeges, hogy a felhasználás céljához illesszék a választott statisztikai módszert.

A húszas évek végétől a Frankfurti Iskola munkái a megismerés céljainak kettős természetére is felhívták a figyelmet. Igazolható, hogy szoros kapcsolat van a statisztika leíró és oknyomozó jellegű törekvései között. A szerző példaként a népmozgalmi adatokat említi, amelyek akkor értelmezhetők megfelelően, ha (szakmai vizsgálatokra építve) bemutatják például a lakosság lakásviszonyait, jövedelemeloszlását és más lényeges jellemzőjét is. Ilyen kifejező közlések megfelelő felvételi módszereket és az eredmények szakszerű csoportosítását igénylik.

A cikk ismerteti *H. Hartwig* tevékenységét, aki a statisztikai tanszék professzora volt 1956 és 1972 között, és már az ötvenes évek közepén ismertette nézeteit a természettudományokban és a társadalomstatisztikában érvényesülő tételek döntő jelentőségű eltéréseiről. *Max Weberre* utalva olyan idealizált elméleti konstrukcióként értelmezi a társadalomstatisztika fogalmait, amelyek sehol és soha nem észlelhetők tapasztalati tényként. Ennek megfelelően javasolja felépíteni a statisztikai megfigyelés és adatfeldolgozás „adekvát” módszereit.

A statisztikai tanszék vezetését az ötvenes évek második felétől *A. Blind* vette át, aki rövid ideig tartományi pénzügyminiszter is volt a Saar-vidéken. A

tanszékvezető hatvanas években kiadott szakkönyvei a nemzetgazdasági összefüggésekbe helyezik a statisztikai mutatókat. Szerzőjük nagy figyelmet fordít a jelentősebb társadalmi folyamatok elemzésére, az eredmények értelmezésére. Munkáiban a statisztika minőségét, kifejező erejét javító eljárások kidolgozására törekedett, nagy figyelmet fordítva a mintavételes megfigyelés, az indexszámítás, a lineáris regresszió és hasonló módszerek megfelelő statisztikai alkalmazására. Kiemelten kezelte a mintaválasztás szerepét a mintavételes statisztikai eljárások pontosságában. A cikk részletesen bemutatja az 1972-ben nyugdíjba vonult professzor gazdaságstatisztikai, elsősorban agrárstatisztikai, tudományos eredményeit.

A hetvenes évek elejétől 1988-ig a cikk szerzője, *H. Grohmann* vezette a statisztika tanszékét. Ez idő alatt sok empirikus statisztikai vizsgálatot végeztek, a Frankfurti Iskola gazdag hagyományait megőrizve, fejlesztve korszerű módszertani felfogásokat alkalmazva. A tanszék tudományelméleti alapon vizsgálta, hogy az egyes elméletekhez milyen empirikus felvételek alkalmazhatók például a fizikai, kémiai, biológiai, orvosi, valamint a társadalomtudomány sokaságainak vizsgálatára. Módszertani vizsgálataik mind összetettebb vizsgálati területekre terjedtek ki. Arra törekedtek, hogy a valóságos viszonyokhoz igazodó változókkal, paraméterekkel írják le a megfigyeléseket.

A szerző kiemeli a viselkedés vizsgálatára alkalmas elméleti munkákat, ide értve a társadalmi csoportokra jellemző értékek, normák, önszabályozó mechanizmusok statisztikai elemzéseit. Jelentős haladást értek el a társadalmi tervek és előrejelzéseket megalapozó adatsorok kialakításában. A cikk arra is utal, hogy ezek a jövőre vonatkozó megállapítások csak korlátozott pontosságúak.

A szerző megállapítja, hogy a tanszéki tudományos munka nagy hatással volt a statisztikai fogalmak és módszerek továbbfejlesztésére, az egyes meghatározások célhoz kötött kialakítására. Ugyanis csak világos meghatározások alapján tehetőek fel értelmes kérdések, és nyerhetők a vizsgált terület lényegét feltáró válaszok, majd általánosítható megállapítások. *Grohmann* fő érdeklődési területe a nyolcvanas évek első felében az az összefüggés volt, amely a demográfiai folyamatok és azoknak a társadalombiztosításra gyakorolt hatásai között mutatkozik. Több tanulmánya foglalkozott a népszámlálás és a mikrocenzus módszereivel.

A kilencvenes években (1988-tól) *W. Neibauer* vezette a frankfurti statisztika tanszékét, aki a tudományos és az oktató tevékenység mellett – a tanszéki hagyományokat folytatva – nagy figyelmet fordított a gazdaságstatisztikára. Már a hetvenes évek ele-

jén megjelent munkáiban elemezte a pénz- és hitelpolitika alapkérdéseit, és később is olyan statisztikai tanulmányokat jelentetett meg, amelyek a nemzetgazdasági statisztika fejlesztését tárgyalták. Jelentősek az árstatisztikáról megjelent tanulmányai. A cikk részletesen tárgyalja az e művekben ismertetett összefüggéseket, és rámutat, hogy a kellően tagolt árstatisztika a gazdaságstatisztika nélkülözhetetlen része. A nemzeti számlák összehasonlító áras elemzése, aggregálási módszerei, például a deflálás során, nagy körülmények között igényelnek, mind a termelési értékben, mind a folyó felhasználásban. Az értékalkotás alapértelmezésben pozitív eredményre vezet, ennek ellenére egyes összehasonlító áron végzett számítások nem lehetséges (mégis jól értelmezhető) negatív adatokat szolgáltattak.

A szerző történelmi visszatekintésre alapozva elemzi a Frankfurti Iskola hatását a társadalomstatisztikára. Az iskolateremtő tudósok (egyben tanárok is) olyan tételeket alakítottak ki, amelyek szoros kapcsolatban vannak a gazdaság- és társadalomstatisztika gyakorlatával, a mindenkor fő kérdésekre igyekeztek megalapozott választ adni. Abból következően, hogy a neves tudósok intenzíven foglalkoztak gyakorlati statisztikai kérdésekkel, egyre újabb módszertani javaslatokat dolgoztak ki.

Ennél is lényegesebb vonása a munkásságuknak, hogy elmélyülten vizsgálták a társadalom- és a gazdaságstatisztika szakmai hátterét is. Javasolataikat nem korlátozták a módszerekre, formális összefüggésekre. Olyan statisztikai mutatókra hívták fel a figyelmet, amelyek alkalmasak a folyamatok leírására, és egyben rámutatnak a folyamatok lényeges összefüggéseire, szabályszerűségeire.

A cikk külön fejezete tárgyalja a statisztika szerepét az empirikus társadalom- és gazdaságkutatók megismerési folyamatában. A valóság jelenségeinek észlelése kapcsán három nagy blokk képezhető: az emberi megfigyelés, az erre alapozott ítéletalkotás, majd általánosítások révén az elméleti tételek megfogalmazása. Olyan szüntelen körfolyamat ez, amelyben az új tételek kísérleti igazolása újabb megfigyeléseket és ezek értékelését igényelheti akár azal az eredménnyel is, hogy a statisztikai értékelés cáfolja a nem helytálló elméleteket. A szerző a statisztika közvetítő szerepének megvilágítására kifejti ennek a háromelemű megismerési folyamatnak a blokkjait. A megfigyeléshez adatgyűjtésekre, majd a beérkezett információk feldolgozására van szükség. Az elemi adatokból a feltett kérdésekhez igazodó szerkezetben és tárgykörökben sokféle statisztikai továbbfeldolgozást készíthetnek. A feldolgozásokból olyan eredmények származnak, amelyek a kérdésekre szakszerű közlési formákkal adnak érdemi vá-

laszt. A második nagy blokkban a kapott statisztikai adatokra építve hozhatók meg az ítéletek, például kialakíthatók a gazdaságpolitika döntései. A harmadik blokkban az elmélet meghatározott célok és értékek szerint rendezett. Ehhez a kérdésfeltevő blokkhoz rendelhetők például a hatályos jogszabályok, valamint a fontosabb intézmények, amelyekből származtathatók a megfigyelést igénylő kérdések.

Az intézmény összefoglaló fogalmaként a nemzeti számlák kategóriái alkalmazhatók, például a háztartások, amelyek a gazdasági elméletek egyik alapfogalmaként igényelnek statisztikai megfigyeléseket jövedelmüket, megtakarításaikat, fogyasztásukat illetően. Éppen ilyen ideális, elvonatkoztatott elméleti konstrukcióként említi a szerző a vállalat, az államháztartás, a termelés, a beruházás és hasonló megfigyelési terület statisztikai fogalmát. A társadalomstatisztika is elvont statisztikai fogalmakra vonatkozó megfigyelésekkel foglalkozik, például a népességet, a keresőket, a munkanélküliséget, a szegénységet és hasonlókat jellemezve. Alkalmas statisztikai mutatókat kell kialakítani mindezek belső tartalmának leírására.

A szerző kifejti a célokkal, valamint a társadalmi értékekkel kapcsolatos nézeteit, az előbbi körbe sorolva például a gazdaság fenntartható fejlődését, a stabil árakat, az állam versenysemlegességét, és hasonlókat. A társadalmi értékek között említhető, például a teljesítményekhez igazodó kereset, a jövedelmekhez igazodó adóztatás, a társadalombiztosításban az ekvivalencia elve, a társadalmi igazságosság, a szegénység elkerülése és hasonlóak.

A cikk részletesen ismerteti a statisztikai megfigyelések szervezeti tagolásának lehetséges jogforrásait és konkrét formáit. A statisztikai megfigyelések tárgyának kijelölésében, a visszatérő kérdésekben tükröződnek mind az elmélet, mind a cél és az érték, mind a jog és az intézmény szempontjai. Szokásos kérdések foglalkoznak, például az ország népességével, a konjunktúra alakulásával, a munkanélküliségi helyzettel és hasonlókkal. Mindenkor egyértelművé kell tenni a kérdések vonatkozási körét, az elvárt részletzettséget, mégpedig a konkrét értékek és elemzési célok alapján. A térben és időben értelmezhető kérdések esetén (ilyen például a munkanélküliség) az adatsor igényelt szerkezetére is utalni kell, különben a válasz csak tagolatlan (például országosan összesített) lehet.

A megfigyelés feltételezi, hogy a statisztikai módszerek lehetőséget adnak a számszerűsítésre és a begyűjtött adatok feldolgozására. A cikk a népszámlálás példájával szemlélteti a felvételek gyakorlati megfontolásait, az előkészítés időszakában. Nagy figyelmet érdemelnek az egyértelmű fogalmi megha-

tározások és az alkalmazott osztályozások, a mintavételi eljárások. A cikk bemutatja a begyűjtött adatok elsődleges feldolgozásával kapcsolatos tennivalókat. Utal azokra a matematikai összefüggésekre, amelyeket például az empirikus kutatást végzők, a további, célra irányuló statisztikai feldolgozásokhoz alkalmazhatnak.

Napjainkban sokféle, jól áttekinthető programcsomag segíti ezeket a további feldolgozásokat, megadva a középértékeket, a szórást, a szignifikanciajellemzőket. Kifejti a cikk az indexszámítások megfontolásait, és arra is utal, hogy miként javítható a mutatók kifejező ereje. Megemlíti a bevált elemzési eljárásokat, például az idősorok, a klaszterek, a faktorok alkalmazását, az adatsor szezonális kiigazítását. A feldolgozásokat az adatok bemutatása, közlési táblákba rendezése követi. A cikk utal a különféle szemléltetési formákra, a grafikonokra, a modellek paramétereire, a valószínűségi változókra, a

szignifikanciaszintekre és hasonlókra. A továbbfeldolgozásra szánt statisztikai eredmények akkor hasznosíthatók, ha az adatsor a felhasználó számára nem „fekete doboz”, megfelelő módszertani leírás megelőzi a közlések téves értelmezését. Meg kell adni a paraméterek becslési eljárásait, az érvényesített feltevéseket is. A kérdésekre ezek alapján adható érdemi, szakszerű válasz az elvárt részletességgel. A szerző utal azokra a statisztikai (ideális) fogalmakra, amelyek szerint a válaszokat felépítik. Cél szerű megadni a közlésben szereplő információk értelmezését, az érvényességi tartományokat, például az adatok szignifikanciájával. Ahol félreérthető a fogalmi meghatározások, ott világosan utalni kell a mutató tényleges tartalmára. A cikk ezekre több gyakorlati példát említ.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

BERTOLA, G.:

AZ EURÓPAI UNIÓ MUNKAERŐPIACA

(Labour markets in the European Union.) – *IFO Studien*, 2000. 1. sz. 199–122. p.

A maastrichti egyezményvel Európában az Egyesült Államok gazdaságához hasonló méretű gazdasági tömörülés jött létre, melynek munkaerőpiaca azonban lényegesen kedvezőtlenebb mint azé. Nem véletlen tehát, hogy a munkaerő-piaci intézményi rendszer alakulását miért kíséri olyan megkülönböztetett figyelem. A szerző cikke azt kísérli meg bemutatni, hogy a munkaerő-piaci mechanizmusokban milyen visszafordíthatatlan változásokat idézett elő a közös pénzügyi rendszer, felhasználva ehhez a más szerzők írásait is. Először a bér és a foglalkoztatás flexibilitását akadályozó intézményi rendszerrel, a területi eltérésekkel foglalkozik, majd az Európai Gazdasági és Monetáris Unió (EMU) jelentette új kihívásokat tekinti át, végül azt mutatja be, hogyan alakult Olaszország munkaerőpiaca az Unió jelentette integrációs keretek között.

Az európai munkaerőpiac erőteljesebben szabályozott, mint az Egyesült Államoké. Erős a munkavállalói érdekvédelem annak érdekében, hogy a munkavállalók ne kerülhessenek kiszolgáltatott helyzetbe. Ennek egyik megnyilvánulása, hogy jelentős költséggel jár a dolgozók elbocsátása még akkor is, ha a cég konjunkturális érdeke megkívánná. A másik, az erősen szabályozott bérmegállapodási

rendszer, mely általában ágazati, szakmacsoporti szintű, és – ellentétben az amerikai gyakorlattal – csak ritkán vállalati szintű. A szerző táblázatban mutatja be néhány uniós ország és az Egyesült Államok bérkülönbségeinek alakulását. A bérflexi-bilitás valamennyi európai országban kisebb, mint az Egyesült Államokban, s a vizsgált országok közül a legkisebb Olaszországban. A kisebb rugalmasság oka főleg az alacsony keresetűek iránti szolidaritás, azaz az ötödik és az első jövedelmi tizedbe tartozók közötti kereseti különbség valamennyi európai országban számottevően kisebb, mint az Egyesült Államokban, míg a 9. és az 5. decilis jövedelmi csoport átlagkeresetének hányadosa csak kisebb mértékben tér el. Az arányok azt is igazolják, hogyan fér meg egymás mellett a gyors bérnövekedés és a magas munkanélküliség.

A munkaerőpiac rugalmatlanságának területi aspektusait kutató vizsgálat a területileg legnagyobb három EU-országra, Németországra, Franciaországra és Olaszországra terjed ki, illetve az Egyesült Királyságra, melynek munkaerőpiaca a thacheri reformok óta kevésbé szabályozott, mint a többi országé, és amely nem tagja a monetáris uniónak sem. Az Egyesült Államok méretében a teljes EU-nak felel meg, míg nagy régiói (például Nyugat, Középnugat stb.) azonosítható az említett EU-országokkal.

Mint ismeretes, az elmúlt évtizedben az Egyesült Államokban csökkent a munkanélküliség, az Unió országaiban viszont erőteljesen nőtt. A három

nagy EMU-tag uniós országban a munkanélküliség többé-kevésbé azonos módon – az EMU-országok átlagát közelítően – változott. Az Egyesült Királyság mutatói az 1980-as évek közepétől azonban már nem ehhez, hanem sokkal inkább az Egyesült Államokéhoz állnak közelebb. Az Egyesült Államok 4 nagy régiójában a munkanélküliség időbeli alakulása nagyobb hasonlóságot mutat, mint a három nagy EU-országban, aminek oka az Egyesült Államok lényegesen erőteljesebb belső integrációja. A munkaerő mobilitása az Egyesült Államokban nagyobb az európainál, nagyobbak a kereseti különbségek is, e tekintetben is érvényesül a szabad verseny. Az alacsony keresetű területeken ehhez alkalmazkodnak a megélhetési költségek is (például a lakhatási költség). Jóllehet a munkaerőmozgás az egyén szempontjából sokszor kényelmetlen folyamat, de úgy tűnik, szabályozatlan körülmények esetén eredményes kiegyenlítő eszköze a munkaerő-piaci különbségeknek. Európában a bérek sokkal kevésbé állnak kapcsolatban a tényleges területi munkaerő-piaci helyzettel, így nem lehetnek ösztönző tényezői a migrációnak sem. Az elérhető bérnövekmény ugyanis nem fedezi az áttelepülés költségét és a magasabb megélhetési költségeket.

Az Európai Monetáris Unió tagországai nem folytathatnak önálló monetáris politikát, így esetükben a gazdasági krízis nem az ország, hanem az egész régió szintjén jelentkezik. A krízis kezelését nehezíti, hogy a belső integráció Európában még alacsonyabb fokon áll, mint az Egyesült Államokban, ahol a FED (Federal Reserve System) fiskális politikája megfelelő stabilizációs eszközt jelent. Mivel az EMU intézkedései visszafordíthatatlanok és egységesek, az integráció áterjed más területekre is, így a munkaerő-piaci intézményi rendszere is. A létrejövő egységes rendszer nem veszi át a szabályozatlan amerikai modellt. Ennek ellenére az EU-ban ma már határozott kezdeményezések vannak a mobi-

lizáció növelésére, mely amerikai szemszögből nézve igen alacsony. (1980 és 1990 között például az angol és az olasz mobilitási ráta 1 százalék alatt volt, ugyanakkor az Egyesült Államokban az átköltözők mintegy 3 százaléka munkavállalási célból lépte át az államhatárt.) Ilyen intézkedés az építőiparban dolgozók kiegészítő bére Németország keleti felében vagy a csökkenő német munkanélküliségi segély. Egyelőre azonban úgy tűnik, a magas munkanélküliséget az európai szavazó polgár inkább elviseli, mint az amerikai típusú kisebb szociális biztonság olyan kísérőjelenségét, mint például a bűnözés.

Az olasz munkaerőpiac helyzete jól illusztrálja az eddig elmondottakat. Miközben az ország déli részén a termelékenység 20 százalékkal elmarad az északitól, a kereseti különbség csak 10 százalékos, a munkaerőköltség pedig azonos, tehát a munkaerőért folyó versenyben egyértelmű a dél hátránya. A maastrichti egyezmény óta eltelt időszakban délen a munkanélküliség tovább nőtt (16-ról 23 százalékra), csökkent a GDP és a foglalkoztatottság, a bérszínvonal és a termelékenység pedig stagnált. Úgy tűnik, eddig a közös Európa nemigen segítette elő a regionális felzárkóztatást. A munkaerőpiac jövője azonban nagy mértékben függ az Unió fiskális politikájától, attól, hogy az alacsony migrációt foglalkoztatástámogatási eszközökkel sikerül-e növelni. (Csökkenteni kell a munkanélküliségi juttatásokat is, hogy az alacsony bérű állások is betölthetők legyenek.) Az EU-ban egyre költségesebb a kevésbé fejlett területekre koncentrálandó munkanélküliség finanszírozása, ami a munkaerő nem kellő mobilitásának is következménye. Biztos, hogy ez így hosszú távon nem maradhat fent, de míg a közös költségvetés a GDP-nek csak 1,26 százalékát teszi ki, nehéz az egységes, hatékony intézkedések pénzügyi hátterét létrehozni.

(Ism.: Lakatos Judit)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

ELMENDORF, D. W. – SHEINER, L. M.:

KELL-E MEGTAKARÍTANIA
AMERIKÁNAK ÖREG NAPJAIRA?

(Should America save for its old age? Fiscal policy, population aging, and national saving.) – *Journal of Economic Perspectives*, 2000. 3. sz. 57–74. p.

A cikk szerzői az Egyesült Államok népességének öregedését és annak makrogazdasági hatásait

vizsgálják. Közismert, hogy a szövetségi kormány költségvetésében az 1990-es években jelentős változás következett be, a korábbi, évtizedeken át tartó deficitet többlet váltotta fel. Több elemző szerint ez szoros kapcsolatban áll a megtakarítások alacsony szintjével, ami a „baby boom” generációjának közelgő nyugdíjba vonulásával problémákhoz vezethet. A szerzők célja, hogy bemutassák, miért kellene a költségvetési politikát a megtakarítások ösztönzésére használni, illetve, hogy az amerikai népesség örege-

désének milyen hatással kellene lennie a megtakarításokra.

A népesség öregedésének a megtakarításokra gyakorolt hatása nem egyértelmű. Amíg a jövőbeni jövedelmek iránti kereslet nő, a megtakarítások hozamai csökkennek. 1990-ben kimutatták, hogy a demográfiai átmenet inkább a megtakarítások csökkenését eredményezi. A szerzők legjobb becslése szerint a fogyasztás kismértékű csökkenésére lehet számítani, és amennyiben a fejlődő országok megfelelő beruházási lehetőségeket biztosítanak, az Egyesült Államok megtakarításai a kamatlábak csökkenése nélkül növekedhetnek.

Sok közgazdász szerint az Egyesült Államok megtakarításai túlságosan alacsonyak (a megtakarítási hányad alacsonyabb a többi fejlett országénál), tehát a költségvetési politika feladata ennek növelése lenne. Kérdés, hogy az állami beavatkozásnak egyáltalán vannak-e megfelelő hatásai, és milyen beavatkozásra van szükség. A ricardoi szemlélet szerint az államadósságnak és a deficitnek nincs hatása a fogyasztásra, illetve a megtakarításokra, mivel a jelenlegi államadósság magasabb jövőbeli adókat idéz elő, és a jelenlegi államkötvényszerzésből fogja a magánszektor ezeket megfizetni. *Thaler* és *Shefrin* szerint a végeredmény a háztartások várakozásain múlik. *Lucas* és *Feldstein* szerint a tőkejüvedelmek megadóztatásának és a felosztó–kírovó nyugdíjbiztosítási rendszernek nem szándékolt megtakarításellenes hatásai lehetnek. *Romer* pedig a tőkefelhalmozás pozitív extern hatására hívja fel a figyelmet: az egyéni megtérülési ráta kisebb lehet a társadalmi megtérülési rátánál.

A probléma elemzését tovább nehezíti egy explicit társadalmi jóléti függvény kérdése. Hogyan lehet megbecsülni a még nem létező generációk hasznossági függvényeit, jövedelmét? Makroszinten is bizonytalan tényezők találhatók. A nemzeti jövedelem növekedésére vonatkozó várakozások eltérők, márpedig a jövőben várt magasabb jövedelem a jelenlegi megtakarítást csökkenti, ugyanakkor a tőke határtermékének várható magasabb értéke a jelenlegi megtakarításokat teszi vonzóvá.

A szerzők az öregedő népesség változó fogyasztási lehetőségeit vizsgálva megállapítják, hogy amikor a baby boom első tagjai 2011-ben 65 évesek lesznek, 4,5 munkaképes korú lakos jut egy 65 év felettire és a nyugdíjaskorúak a népesség 13 százaléka lesznek. A baby boom utolsó tagjainak nyugdíjba vonulásakor 2029-ben ezek az értékek 3, illetve 20 százalék körül alakulnak, a dolgozó/nyugdíjas hányados kisebb mértékben ugyan, de ezután is csökkenni fog.

A népesség öregedésének természetes oka a várható élettartam növekedése és a termékenység csökkenése. Az előbbi a dolgozó/eltartott hányados csökkenése révén csökkenti a társadalom fogyasztási lehetőségeit, az utóbbi azonban kettős hatású: egyrészt a fogyasztást csökkenti, másrészt az egy dolgozóra jutó eltartottak számának csökkenésével növeli a fogyasztási lehetőségeket. Jelenleg a nyugdíjasok számának növekedése nagyobb hatású, mint a születések számának csökkenése.

A munkaerő növekedési ütemének csökkenése a tőke/munka arány fenntartásához szükséges megtakarítások összegét is csökkenti. A Solow-féle növekedési modellhez hasonlóan az eltartott/ dolgozó arány növekedésének fogyasztást csökkentő hatása – az ún. függőségi hatás – következtében az Egyesült Államok fogyasztási szintje alacsonyabb lesz, mint amekkora a népesség öregedése nélkül lenne.

Az öregedő népesség optimális fogyasztási szintjét a szerzők egy társadalmi tervező segítségével vizsgálják, aki a reprezentatív egyének hasznossági értékét maximalizálja. Amikor a tőke megtérülése meghaladja a társadalmi kamatlábat, a tervező többet kíván megtakarítani, és az egy főre jutó fogyasztás növekedési üteme meghaladja a technikai haladási rátát. Ilyen viszonyok között, ha az élettartam előre láthatóan nő, a fogyasztás azonnal csökken, de kisebb mértékben, a demográfiai változások nincsenek hatással a tőke/munka arányra.

A termékenység csökkenésének hármasságú hatása van: egyrészt csökkenti a lehetséges fogyasztást, másrészt csökkenti a munkaerő növekedési ütemét, harmadrészt pedig csökken a tőke határterméke, ami a megtakarítások hozamát a társadalmi kamatláb alá nyomja (tőkeintenzitási hatás). A három hatás végeredménye az időbeni helyettesíthetőség rugalmasságától függ. Ha a rugalmasság nagy, a termékenység csökkenésére a jelenlegi fogyasztás növekedése a válasz. Összességében tehát a függőségi hatás és a tőkeintenzitási hatás eredője határozza meg az átmenet útját.

A szerzők ezután a demográfiai változásokra vonatkozó vizsgálataik eredményeit ismertetik: a népesség öregedése hogyan változtatja meg a fogyasztási szintet az elkövetkezendő 60 év során. Más változatokat is bemutatva azt feltételezik, hogy egy gyermek fogyasztása 62 százaléka, egy nyugdíjasé pedig 137 százaléka egy dolgozó fogyasztásának. Úgy tekintik, hogy a gazdaság jelenlegi tőke/munka aránya és megtakarítási hányada megfelel a munkaerő növekedési üteme és az eltartottak aránya által meghatározott egyensúlynak.

Főbb eredményeik:

– fix kamatláb (nyitott, kis gazdaság) esetén a népesség öregedése azonnal 1,4 százalékkal csökkentené a fogyasztást;

– fix tőke/munka arány esetén 2010-ig a fogyasztási lehetőségek növekednének (2010-ben 1,9 százalékkal az öregedés nélküli állapothoz tartozó érték felett lenne), utána viszont erőteljes csökkenés következne be (2030-ban 7,9, 2060-ban 9,6 százalékkal fogyaszthatnának kevesebbet);

– zárt gazdaság és az időbeni helyettesíthetőség hiánya esetén azonnal 2,3 százalékos csökkenés következne be, és ez maradna fenn a vizsgált időszak végéig;

– zárt gazdaság és 30 százalékos helyettesítési rugalmasság esetén kezdetben nagyobb, a későbbiek során kisebb fogyasztásra számíthatunk (2010-ben +0,3, 2030-ban –3,3, 2060-ban –7,9 százalék);

– zárt gazdaság és 70 százalékos helyettesítési rugalmasság esetén kezdetben nagyobb, a későbbiek során kisebb fogyasztásra számíthatunk (2010-ben +0,9, 2030-ban –4,2, 2060-ban –9,0 százalék).

Zárt gazdaságot tekintve alacsony helyettesítési rugalmasság esetén a kamatlábak csökkenő, a reálbérek növekvő tendenciát mutatnak, nagyobb rugalmasság mellett sem a kamatlábak, sem a reálbérek nem változnak lényegesen, vagyis ha az időbeli helyettesíthetőség magas, akkor az optimális fogyasztást célul tűző gazdaságpolitikának nem kell nagy jelentőséget tulajdonítania a generációs különbségekre.

A központi kormányzat szerepének bemutatására újabb modellt mutatnak be a szerzők. Az együttélő nemzedékek életét két időszakra lehet osztani: fiatalon dolgoznak, fizetik a társadalombiztosítási járulékot és örökölnék az idősektől; idős korban nyugdíjasok, a fogyasztásukat és hagyatékukat megtakarításaikból és nyugdíjukból finanszírozzák. A felosztó–kírovó társadalombiztosítás mindig egyensúlyban van. A csökkenő termékenység növeli a társadalombiztosítási járulékot, ugyanakkor az egy főre jutó örökséget is. A növekvő tőke/munka arány hatására csökkennek a betétkamatok, és ezt csak tovább rontja a felosztó–kírovó társadalombiztosítási rendszer (alacsony tőkeellátottság esetén a negatív hatások erősebbek), mivel az idősek fogyasztási kereslete nő a dolgozók rovására.

Amikor a baby boom generációja nyugdíjba vonul a központi kormányzatnak jelentős összeget kell költenie társadalombiztosítási kifizetésekre: a 2000. évi 7,5 százalékról 2030-ra 12,4 százalékra,

2060-ra pedig 13,3 százalékra nő ezek aránya (a GDP százalékában). Úgy látszik, hogy az egészségbiztosítási kiadások nőnek nagyobb mértékben (2,6-ről 5,4 százalékra), míg a nyugdíjbiztosítási kiadások „csak” mintegy 56 százalékkal (4,5-ről 7,0 százalékra).

Kinek okoz tehát nagyobb problémát az öregedés: a kormánynak vagy a nemzetnek? A jelenlegi helyzetben inkább a kormánynak. A társadalombiztosítási járulékok fedezik az idős generáció fogyasztásának 60 százalékát, vagyis az öregedés költségeinek nagyobb részét az állam fizeti meg. A kamatlábak várható csökkenése a helyzetet mindenképpen rontja, és megnehezíti a számításokat is, ugyanakkor biztosnak látszik, hogy a fogyasztás 3 százalékát kitevő adóemelés válik szükségessé. A felosztó–kírovó társadalombiztosítási rendszer következtében az örökségek is nőnek, így elsősorban a kormányzat helyzete válik nehezebbé.

Mindezek ismeretében mi lehet a költségvetési politika optimális válasza a népesség öregedésére? A kérdés megválaszolása nem egyszerű feladat, mert egyrészt az egyes embereknek a költségvetési politikára adott válaszait nagyon nehéz megbecsülni, másrészt a bérek és a kamatlábak alakulását számos más tényező is jelentősen befolyásolhatja. Ha a költségvetés egyensúlyba kerül, az ebből adódó fogyasztás-csökkenés miatt jelenleg kieső adókat a jövőbeni adófizetőknek kell majd megfizetniük. A jelenlegi társadalombiztosítási rendszer mellett a kormányzati kiadások növekedni fognak, hacsak a társadalombiztosítás reformjával nem korlátozzák a költségek növekedését.

Néhány elemző felveti azt a gondolatot, hogy a népesség öregedését a fiatalok bevándorlása ellensúlyozhatná, ez a próbálkozás azonban nem látszik alkalmasnak a probléma teljes megoldására. A Social Security Administration számításai szerint a bevándorlás 28 százalékos növekedése a társadalombiztosítási hiányt 75 év alatt mindössze 8 százalékkal csökkenthetné. Technikailag ennél nagyobb bevándorlás is megvalósítható, de politikai szempontból az nem lenne kívánatos.

(Ism.: *Kotosz Balázs*)

BIBLIOGRÁFIA

A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálatához az alábbi, helyben megtekinthető, de nem kölcsönözhető fontosabb könyvek és CD-ROM-ok érkeztek be:

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

- Annuaire de statistiques régionales / Institut national de statistique. - Bruxelles : INS, [2001]. - 288 p.
Belgium területi statisztikai évkönyve, 1999.
I-038-B-0189/1999
- Annuaire statistique de la Tunisie / Institut national de la statistique. - Tunis : INS, 2000. - 268 p.
Tunézia statisztikai évkönyve, 1999.
I-064-B-0003/1999
- Annuaire statistique du Luxembourg / Service central de la statistique et des études économiques. - Luxembourg : Statec, 2000. - [629] ism. p.
Luxemburg statisztikai évkönyve, 2000.
I-030-B-0006/2000
- Annual statistical abstract / Central Statistical Office. - Kuwait : CSO, 2000. - XXXVIII, 430 p.
Kuvait statisztikai évkönyve, 1999.
I-128-B-0001/1999
- Espana en cifras / Instituto Nacional de Estadística. Madrid : INE, 2000. - 47 p.
Spanyolország számokban, 2000.
I-034-C-0082/2000
- Euro-Mercosur statistics = Estadísticas Euro-Mercosur = Statistiques Euro-Mercosur / European Commission, Eurostat. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 93 p.
Az Európai Unió, az EFTA és a Dél-Amerika Közös Piac tagországainak összehasonlító statisztikája
I-030-B-0383
- Luxembourg in figures / Service central de la statistique et des études économiques. - Luxembourg : Statec, 2000. - 37 p.
Luxemburg számokban, 2000.
I-030-D-0006/2000
- Regional trends / Central Statistical Office. - London : HMSO, 2000. - 268 p.
Nagy-Britannia területi statisztikája, 2000.
I-036-B-0232/2000/J
- Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej = Statistical yearbook of the Republic of Poland / Główny Urząd Statystyczny. - Warszawa : GUS, 2000. - LXXIX, 722 p.
Lengyelország statisztikai évkönyve, 2000.
I-042-C-0110/2000
- Rossijskij statisticheskij ezhegodnik : Statisticheskij sbornik / Goskomstat Rossii. - Moskva : Goskomstat, 2000. - 642 p.
Oroszország statisztikai évkönyve, 2000.
I-042-B-0286/2000
- Statistical abstract of the United States : National data book and guide to sources / U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census. - Washington : U.S. Dept. of Comm., 2000. - XIII, 999 p.
Az Egyesült Államok statisztikai összefoglalója, 2000.
I-072-C-0044/2000
- Statistichki godishnik na Republika Makedonija = Statistical yearbook of the Republic of Macedonia / Zavod za statistika na Republika Makedonija. - Skopjhe : ZZS, 2000. - 607 p.
Macedónia statisztikai évkönyve, 2000.
I-046-B-0154/2000
- Statistik Indonesia = Statistical year book of Indonesia / Biro Pusat Statistik. - Jakarta : BPS, 2000. - XLII, 610 p.
Indonézia statisztikai évkönyve, 1999.
I-055-B-0021/1999
- Statistisches Jahrbuch des Kantons Zürich / Statistisches Amt des Kantons Zürich. - Zürich : Stat. Amt des Kantons Zürich, 2000. - 496 p.
Zürich kanton statisztikai évkönyve, 2001.
I-031-B-0263/2001
- Statistisk årsbok för Stockholm = Statistical year-book of Stockholm / Utrednings- och statistikkontoret. - Stockholm : USK, 2001. - 500 p.
Stockholm statisztikai évkönyve, 2001.
I-041-C-0002/2001

ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

- Metodologicheskie polozhenija po statistike / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike ; [red. koll. V. L. Sokolin ... et al.]. - Vyp. 3. - Moskva : Goskomstat Rossii, 2000. - 294 p. ; 23 cm
A statisztika módszertani helyzete.
734076; 734246
- Österreichs Statistik in der europäischen Integration / Norbert Rainer Hrsg. - Wien : ÖStZ, 1999. - 489 p.
Az osztrák statisztika az európai integrációban.
824429
- Terminology on statistical metadata / United Nations Statistical Commission and Economic Commission for Europe. - Geneva : UN, 2000. - V, 40 p. ; 30 cm
A statisztikai metaadatok terminológiája.
I-031-B-0170/53

GAZDASÁGSTISZTIKA

- Betriebszählung 1998 : Tabellen = Recensement des entreprises de 1998. Schweiz und Kantone 1991/95/98. - Neuchâtel : BFS, 2000. - 203 p.
A svájci vállalatok 1998. évi összeírása. 1991/95/98. évi svájci és kantonális összehasonlítás.
I-031-B-0304/1991-1998
- Aussenhandel. Fachser. 7 Reihe 1. - Zusammenfassende Übersichten für den Aussehhandel. / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 158 p.
A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelme. A külkereskedelem éves összefoglaló áttekintése, 1999.
I-004-B-0093/1999

- Aussenhandel. Fachser. 7 Reihe 7. - Aussenhandel nach Ländern und Güterabteilungen der Produktionsstatistiken : Spezialhandel / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2000. - 90, [3] p.
- A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelme. Külkereskedelem országok és árucsoportok szerint, 1999.*
I-004-B-0181/1999/1
- Australian national accounts : Input-output tables / Australian Bureau of Statistics. - Canberra : ABS, 2001. - VI, 94 p.
- Ausztrália nemzeti számlái: ÁKM-táblák, 1996–1997.*
I-091-B-0069/1996-1997
- Bank of Canada. Annual report of the Governor to the Minister of Finance and statement of accounts for the year 2000 = Banque du Canada. Rapport annuel du Gouverneur au ministre des Finances et relevé de comptes pour l'année 2000 - Ottawa : Bank of Canada, 2001. - 58, 64 p.
- A Bank of Canada éves jelentése, 2000.*
I-071-C-0061/2000
- Bank profitability : Statistical supplement : Financial statements of banks = Rentabilité des banques : Comptes des banques / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 2001. - 348 p.
- Bankjövédelmesség. Az OECD-országok bankjainak pénzügyi helyzete, 2000.*
I-033-B-0467/2000
- Banque nationale de Belgique. Rapports. - Bruxelles : BNB, [2001]. - 169, 131 p. Tom. 1. - Evolution économique et financière. Tom. 2. - Activités et comptes annuels.
- A Banque nationale de Belgique éves jelentése, 2000.*
I-038-B-0104/2000/1-2
- Bedrijven in Nederland = Enterprises in the Netherlands / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg [etc.] : CBS, 2000. - 59 p.
- Vállalatok Hollandiában, 2000.*
I-037-B-0183/2000
- Bygge- og anleggsstatistikk = Construction statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, cop. 2001. - 70 p.
- Norvégia építőipari statisztikája, 1998.*
I-040-B-0077/1998
- Central government debt: Statistical yearbook = Dette dell'administration centrale / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris: OECD, cop. 2001. - 296 p.
- Központi államadósság finanszírozási kérdései az egyes OECD-országokban, 1980–1999.*
I-033-B-0547/1980-1999
- Comptes nationaux . [Pt. 2.]. - Comptes des administrations publiques / Institut des comptes nationaux, Banque nationale de Belgique. - Bruxelles : ICN : BNB, [2000]. - 125 p.
- Belgium nemzetgazdasági elszámolásai. A közgazdaság elszámolása, 1999.*
I-038-B-0231/1999/[2]
- Comptes régionaux : Croissance économiques des régions, provinces et arrondissements : Salaires et valeur ajoutée : Période 1995-1998 / Institut des comptes nationaux, Banque nationale de Belgique. - Bruxelles : ICN : BNB, 2001. - 152 p.
- Belgium regionális nemzetgazdasági elszámolásai. Bérek és hozzáadott érték, 1995–1998.*
I-038-B-0232/1995-1998
- Economic report of the President : Transmitted to the Congress, January 2001 - Washington : GPO, 2001. - 402 p.
- Az Egyesült Államok elnökének gazdasági beszámoló jelentése a Kongresszusnak, 2001.*
I-072-C-0361/2001
- Economic survey of Japan. The beginning of a new era / Economic Planning Agency Japanese Government. - Tokyo : EPA, 2000. - 381 p.
- Japán gazdasági helyzetének felmérése, 1999–2000.*
I-051-C-0041/1999-2000
- Energy statistics yearbook = Annuaire des statistiques de l'énergie / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York : UN, 2000. - LIII, 514 p.
- Nemzetközi energiastatisztikai évkönyv, 1997.*
I-072-B-0123/1997
- Enterprises in Europe . Data 1987-97 / Commission of the European Communities, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 199 p.
- Vállalatok Európában, 1987–1997.*
I-030-B-0277/6
- Estatísticas do comércio internacional / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 1999. - 259 p.
- Portugália külkereskedelmi statisztikája, 1999.*
I-035-B-0059/1999
- Estatísticas do turismo : Continente, Açores e Madeira = Statistiques du tourisme / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 2000. - 128 p.
- Portugália idegenforgalmi statisztikai évkönyve, 1999.*
I-035-B-0089/1999
- Das Europäische Beobachtungsnetz für KMU / Europäische Kommission. - Luxembourg : 2000. - 462 p.
- A kis- és középvállalkozások európai megfigyelőhálózata, 2000.*
473633/2000
- European economy : Reports and studies . General accounting in Europe / Commission of the European Communities. - Brussels [etc.] : CEC, cop. 2000. 215 p.
- Az európai gazdaság. Jelentések és tanulmányok. Közös európai elszámolás, 1999.*
I-030-B-0126/1999/6
- External and intra-European Union trade : Statistical yearbook / EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 199 p.
- Az Európai Unió külkereskedelmi és a tagországok közötti kereskedelmi statisztikája, 1958–1999.*
I-030-B-0184/1958-1999
- Finanzen und Steuern. Fachser. 14 . Reihe 3.3. - Rechnungsergebnisse der kommunalen Haushalte / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 231 p.
- A Német Szövetségi Köztársaság pénzügyei és adói. Az önkormányzati költségvetési elszámolások eredményei, 1998.*
I-004-B-0316/1998
- Finanzen und Steuern. Fachser. 14 Reihe 3.1. - Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 308 p.
- A Német Szövetségi Köztársaság pénzügyei és adói. Az államháztartási elszámolások eredményei, 1998.*
I-004-B-0313/1998
- Finanzen und Steuern. Fachser. 14 Reihe 3.4. - Rechnungsergebnisse der öffentlichen Haushalte für Bildung , Wissenschaft und Kultur / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 245 p.
- A Német Szövetségi Köztársaság pénzügyei és adói. Az oktatásra, tudományra és kultúrára fordított állami költségvetési kiadások elszámolásának eredményei, 1998.*
I-004-B-0212/1998

- Foreign trade according to the Standard International Trade Classification (SITC-Rev.II) : Special trade / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 428 p.
A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelme a SITC-Rev II. szerint, 1999.
 I-004-B-0096/1999
- Global economic prospects and the developing countries / World Bank. - Washington : World Bank, 2001. - XIV, 195 p.
Világ gazdasági kilátások és a fejlődő országok 2001-ben.
 472757/2001
- Government finance statistics yearbook / International Monetary Fund. - Washington : IMF, 2000. - XIII, 493 p.
A világ országainak állami pénzügyi statisztikai évkönyve, 2000.
 I-072-B-0406/2000
- Greece. - Paris : OECD, 2001. - 167 p., [1] fol.
Görögország gazdasági áttekintése, 2000–2001.
 I-033-C-0120/2000-2001
- Iron and steel : Yearly statistics = Siderurgie : Statistiques annuelles = Eisen und Stahl : Jährliche Statistiken. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - XII, 118 p.
Az Európai Unió vas- és acélipari statisztikája 2000-ben.
 I-038-B-0127/2000
- Jordbruksstatistikk = Agricultural statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyra, cop. 2001. - 122 p.
Norvégia mezőgazdasági statisztikája, 1999.
 I-040-B-0110/1999
- Komoditno-odvetvové tabulky dodávok a pouzitia v SR za rok 1998 = Supply and use tables for the SR by commodities and industries by the year 1998 / Statistický úrad Slovenskej republiky. - Bratislava : SÚSR, 2001. - 61 p.
Szlovákia input-output táblái termékek és ágazatok szerint, 1998.
 I-020-B-0033/1998
- Kuboniwa Masaaki : National income in postwar Central Asia / Masaaki Kuboniwa. - Tokyo : Hitotsubashi Univ., 1998. - p. 67-100. : ill. ; 26 cm
Nemzeti jövedelem a háború utáni közép-ázsiai országokban.
 732562
- Luxembourg / OECD. - Paris : OECD, cop. 2001. - 93 p., [1] t.fol.
Luxemburg gazdasági áttekintése, 2000–2001.
 I-033-C-0262/2000-2001
- Milieukosten van bedrijven : Milieustatistieken = Industrial costs for the protection of the environment / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg [etc.] : CBS, 2001. 43 p.
A holland ipar környezetvédelmi költségei, 1998.
 I-037-B-0157/1998
- Motorfahrzeugbestand in der Schweiz = Parc des véhicules à moteur en Suisse. - Bern : BFS, 2000. - 129 p.
Svájc gépjárműállománya, 2000.
 I-031-B-0245/2000/1
- National Bank of Greece. Annual economic review. - Athens : NBG, 2000. - 151 p.
A National Bank of Greece éves gazdasági beszámolója, 1999–2000.
 I-049-D-0105/1999-2000
- Overseas trade statistics of the United Kingdom / Department of Trade and Industry. - London : HMSO, cop. 2000. - [916] ism. p.
Nagy-Britannia külkereskedelmi statisztikája, 1999.
 I-036-B-0308/1999
- Preise. Fachser. 17 Reihe 8. - Preisindizes für die Ein- und Ausfuhr / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 214 p.
Árak a Német Szövetségi Köztársaságban. Export és import árindexek, 2000.
 I-004-B-0193/2000
- Preise. Fachser. 17 Reihe 2. Preise und Preisindizes für gewerbliche Produkte (Erzeugerpreise) / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 103 p.
Árak a Német Szövetségi Köztársaságban. Az ipari termékek termelői árai és árindexei, 2000.
 I-004-B-0091/II/2000
- Preise. Fachser. 17 Reihe 7. - Preisindizes für Lebenshaltung / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 97 p.
Árak a Német Szövetségi Köztársaságban. A létfenntartási árindexek, 2000.
 I-004-B-0059/I/2000
- Produzierendes Gewerbe. Fachser. 4 Reihe 3.2. - Struktur der Produktion im Produzierenden Gewerbe / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 1999. - 172 p.
A Német Szövetségi Köztársaság ipara. Az ipari termelés szerkezete, 1999.
 I-004-B-0252/1999
- Produzierendes Gewerbe. Fachser. 4 Reihe 5.1. - Beschäftigung und Umsatz der Betriebe im Baugewerbe / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 97 p.
A Német Szövetségi Köztársaság ipara. Az építőipari üzemek foglalkoztatottsága, forgalma és gépállománya, 2000.
 I-004-B-0071/I/2000
- Report on the special survey of the labour force survey / Statistics Bureau. - Tokyo : Stat. Bureau, 2001. - 338 p.
Jelentés Japán speciális munkaerőfelméréséről, 2000.
 I-051-C-0036/2000/[2]
- Samferdselsstatistikk = Transport and communication statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyra, coop. 2001. - 144.
Norvégia közlekedési és hírközlési statisztikája, 1999.
 I-040-B-0073/1999
- Sel'skoe khozajstvo v Rossii : Statisticheskij sbornik / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva : Goskomstat Rossii, 2000. - 414 p.
Oroszország mezőgazdasága, 2000.
 I-042-C-0495/2000
- La situation de l'industrie en 2001 : Résultats détaillés de l'enquête annuelle d'entreprise. Tom. 1-3./ Ministère de l'industrie et du commerce extérieur. - Paris : SESSI, 2001. - 246, 330, 366 p.
Franciaország iparának helyzete. A vállalatok részletes eredményei, 1999.
 I-033-B-0453/1999/1-3
- Statistics of the foreign trade of India by countries. Vol. 1. Export and re-exports / Directorate General of Commercial Intelligence and Statistics. - Calcutta : DGCI&S, 1999. - VI, 2919 p.
India külkereskedelme országok szerinti bontásban. Export és re-export, 1999.
 I-053-B-0065/1999/1

- Stokovna razena na Republika Makedonijha so stranstvo = Commodity international exchange of the Republic of the Macedonia / Zavod za statistika. - Skopjhe : ZZS, 2001. - 291 p.
Macedonia nemzetközi árucseréje, 1996–1998.
 I-046-B-0169/1996-1998
- Structure des emplois en 1997. - [Paris] : INSEE, 2000. - 139 p.
Franciaország foglalkoztatottsági szerkezete, 1997.
 I-033-B-0385/1997
- Suomen yritykset = Finlands företag = Corporate enterprises and personal businesses in Finland. - Helsinki [etc.] : Tilastokeskus, 2001. - 93 p.
Ipari nagy- és kisvállalatok Finnországban, 1999.
 I-043-B-0222/1999
- Sweden. - Paris : OECD, 2001. - 186 p., [1] fol.
Svédország gazdasági áttekintése, 2000–2001.
 I-033-C-0139/2000-2001
- Tourismus in Zahlen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 306 p.
A Német Szövetségi Köztársaság turisztikai adatai, 2000–2001.
 I-004-B-0321/2000-2001
- Turkey. - Paris : OECD, cop. 2001. - 207 p., [1] fol.
Törökország gazdasági áttekintése, 2000–2001.
 I-033-C-0121/2000-2001
- Tutkimus- ja kehittämistöiminta. - Helsinki : Tilastokeskus, 2001. - 58 p.
A kutatás és fejlesztés Finnországban, 1999.
 I-043-B-0242/1999/[1]
- Ulkomaankauppa. Osa 1. = Utrikeshandel = Foreign trade / Tullihallitus. - Helsinki : Tullihallitus, 2001. - XXIII, 838 p.
Finnország külkereskedelmi évkönyve, 1999.
 I-043-B-0009/1999/1
- Umwelt. Fachser. 19. Umweltökonomische Gesamtrechnungen : Basisdaten und ausgewählte Ergebnisse / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 165 p.
A Német Szövetségi Köztársaság környezetstatisztikája. Környezetgazdasági összelszámolások bázisadatai és változott eredményei, 2000.
 I-004-B-0315/2000
- Unternehmen und Arbeitsstätten. Fachser. 2 Reihe 1.3. - Kostenstruktur im Einzelhandel / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 244 p.
Vállalatok és munkahelyek a Német Szövetségi Köztársaságban. A kiskereskedelem költségszerkezete 1997.
 I-004-B-0243/1997
- Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung : Produktionskonto der Schweiz = Le système de comptabilité nationale / Bundesamt für Statistik. - Neuchâtel : BFS, 2000. - 27 p.
Svájc nemzeti számlái, 1998.
 I-031-B-0315/1998
- World economic outlook / International Monetary Fund. - Washington : IMF, 2000. - IX, 282 p.
Világgazdasági kilátások, 2000.
 471642/2000/2
- World mineral statistics : Production: exports: imports / Natural Environment Research Council British Geological Survey. - London : HMSO, 2001. - V, 306 p., [13] t.
Nemzetközi bányászati statisztika, 1995–1999.
 I-036-B-0284/1995-1999
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA
- Barnomsorg och skola i siffror Del 1. - Betyg och utbildningsresultat / Skolverket, [SCB]. - Stockholm : Skolverket, 2001. - 128 p.
A svédországi gyermekintézmények, kiegészítő iskolák és oktatási intézmények számokban.
 I-041-B-0119/2001/1
- Bildung und Kultur. Fachser. 11 Reihe 4.3.1. - Nichtmonetäre hochschulstatistische Kennzahlen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 355 p.
A Német Szövetségi Köztársaság oktatás- és művelődésügye. A felsőoktatási képzés statisztikája. A német felsőoktatás nempénzügyi kulcsszámjai, 1980–1999.
 I-004-B-0348/1980-1999
- Données sur la situation sanitaire et sociale en France / Ministère de l'emploi et de la solidarité. - Paris : La Doc. français, 2001. - 171 p.
Franciaország egészségügyi és szociális helyzetének adatai.
 I-033-C-0259/2000
- Jugendwohlfahrt. - Wien : ÖStZ, 2001. - 133 p., 2 fol.
Ausztria ifjúsági szociális gondozási statisztikája, 1999.
 I-002-B-0216/1999
- Kriminalstatistik = Criminal statistics. - Stockholm : SCB, 2001. - 215 p.
Svédország kriminálstatisztikai évkönyve, 1998.
 I-041-B-0226/1998
- Kulturstatistik. - Wien : ÖStZ, 2001. - 184 p.
Ausztria kultúrstatistikája, 1998.
 I-002-B-0241/1998
- Lindgren, Jarl : Socio-economic status and living arrangements of older persons in Finland / Jarl Lindgren, Anneli Miettinen, Mauri Nieminen ; United Nations Economic Commission for Europe, Population Activities Unit. - New York [etc.] : UN, 1999. - VII, 134 p. : ill. ; 30 cm
Az idős emberek társadalmi-gazdasági helyzete és életkörülményei Finnországban.
 I-072-B-0708
- Rechtspflege. Fachser. 10 Reihe 3. - Strafverfolgung / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 107 p.
A Német Szövetségi Köztársaság igazságügyi statisztikája. Büntető eljárások, 1999.
 I-004-B-0226/1999
- Sosialhjelp og barnevern = Social assistance and child welfare statistics / Statistisk Sentralbyrå. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, cop. 2001. - 60 p.
Norvégia szociális és gyermekjóléti statisztikája, 1999.
 I-040-B-0184/1999
- Statistiques criminelles internationales = International crime statistics = Estadísticas internacionales de delincuencia / Organisation internationale de police criminelle. - Lyon : OIPC, [2001]. - [24], 94 p.
Nemzetközi bűnügyi statisztikai évkönyv, 1999.
 I-033-B-0291/1999
- Vademecum gezondheidsstatistiek Nederland = Vademecum health statistics of the Netherlands / Centraal Bureau voor de Statistiek, Ministerie van Welzijn, Volksgezondheid en Cultuur. - Voorburg : CBS, 2000. - 257 p.
Hollandia egészségügyi statisztikai zsebkönyve, 2000.
 I-037-C-0064/2000

DEMOGRÁFIA

- 1995 Population census of Japan . Vol. 9. Results of special tabulation of foreigners / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - [Tokyo] : Stat. Bureau, 1999. - 20, 747 p.
Japán 1995. évi népszámlálása. A külföldiekről készült speciális táblák eredményei.
 I-051-B-0049/1995/9
- 1995 Population census of Japan . Vol. 10. Results of special tabulation on living with parents, etc. : with results in 1990 / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - [Tokyo] : Stat. Bureau, 2000. - 41, 500 p.
Japán 1995. évi népszámlálása. Következtetések a szülőkkel élők speciális táblázataiból.
 I-051-B-0049/1995/10
- Abridged life tables for Japan / Statistics and Information Department Ministry of Health and Welfare. - Tokyo : MHW, [2000]. - 51 p.
Japán rövidített halandósági táblái, 1999.
 I-051-B-0046/1999
- Demograficheskij ezhegodnik Rossii : Statisticheskij sbornik = The demographic yearbook of Russia / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva : Goskomstat Rossii, 2000. - 405 p.
Oroszország demográfiai évkönyve, 2000.
 I-042-C-0494/2000
- Demographic trends / Department of Statistics. - Wellington : Dept. of Stat., 2001. - 187 p.
Új-Zéland demográfiai trendjei, 2000.
 I-095-B-0047/2000
- Demographic yearbook = Annuaire démographique / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York : UN, 2000.
Nemzetközi demográfiai évkönyv, 1998.
 I-072-B-0090/1998
- Dodsarsaker : Hovedtabeller = Causes of death. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyra, cop. 2001. - 96 p.
Norvégia halálóki statisztikája, 1997.
 I-040-B-0075/1997
- Evolution démographique récente en Europe / Conseil de l'Europe. - Strasbourg : Conseil de l'Europe, cop. 2000. - 699 p.
Demográfiai fejlemények Európában, 2000.
 I-033-B-0456/2000/F
- Fertility and family surveys in countries of the ECE region: Standard country report : Austria / by Christopher Prinz [et al.] ; United Nations Economic Commission for Europe, United Nations Population Fund. - New York [etc.] : UN ; [Wien] : ÖIF, 1998. - X, 98 p. : ill. ; 30 cm
Termékenység és a családi helyzet vizsgálata az ECE-országokban. Ausztria.
 I-072-B-0684/[11]
- Mariages et divorces en 1999 / Institut national de statistique, Ministère des affaires économiques. - Bruxelles : INS, 2000. - 171 p.
Belgium házassági és válási statisztikája, 1999.
 I-038-B-0242/1999
- Movimento migratorio della popolazione residente / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 2000. Iscrizioni e callazioni anagrafiche. - 213 p. + mell. (1 floppy)
Olaszország állandó lakhellyel rendelkező lakosainak vándormozgalma. Népszégyintéskönyv, 1996.
 I-032-C-0233/1996
- Nikander, Timo : Fertility and family surveys in countries of the ECE region : Standard country report : Finland / by Timo Nikander ; United Nations Economic Commission for Europe, United Nations Population Fund. - New York [etc.] : UN, 1998. - XI, 87 p. : ill. ; 30 cm
Termékenység és a családi helyzet vizsgálata az ECE-országokban. Finnország.
 I-072-B-0684/[12]
- The sex and age distribution of the world populations : The 1992 revision / Department of Economic and Social Development. - New York : UN, 1993. - IX, 397 p.
A világ népességének nem és kor szerinti megoszlása, 1992.
 I-072-B-0467/1992
- Vital statistics Japan / Statistics and Information Department Ministry of Health and Welfare. - Vol. 2-3. - [Tokyo] : MHW, [2001] - 522, [4] p., 653 p.
Japán népmozgalmi statisztikája, 1999.
 I-051-C-0024/1999/2-3
- Wu, Zheng: Fertility and family surveys in countries of the ECE region: Standard country report: Canada / by Zheng Wu; UN Economic Commission for Europe, United Nations Population Fund. - New York [etc.]: UN, 1999. - X, 82 p.
Termékenység és a családi helyzet vizsgálata az ECE-országokban. Kanada.
 I-072-B-0684/[9]

TÁJÉKOZTATÓ
ÉS BIBLIOGRÁFIAI KIADVÁNYOK

Directory of Community legislation in force and other acts of the Community institutions : Official Journal of the European Communities. - Brussels [etc.] : EC, 2000-2001. - Vol. 1-2. - XXIV, 1306 p., V, 262 p. Vol. 1. - Analytical register Vol. 2. - Chronological index ; Alphabetical index.

Az Európai Közösségek érvényben lévő jogalkotási jegyzéke és intézményeinek más jogszabályai, 2000.

472533/2000/1-2/36