

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BELYÓ PÁL, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN, DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő),
DR. JÓZAN PÉTER, DR. MÁTYÁS LÁSZLÓ, NYITRAI FERENCNÉ DR., DR. OBLATH GÁBOR,
OROS IVÁN, DR. PUKLI PÉTER (a Szerkesztőbizottság elnöke), DR. RAPPAI GÁBOR, DR. SIPOS BÉLA,
DR. SPÉDER ZSOLT, DR. SZÉP KATALIN, DR. SZILÁGYI GYÖRGY, DR. VITA LÁSZLÓ

83. ÉVFOLYAM 2. SZÁM

2005. FEBRUÁR

E SZÁM SZERZŐI:

Ács Barnabás, a Pécsi Tudományegyetem PhD-hallgatója; *Dr. Frigyes Ervin* kandidátus, a Zrínyi Miklós Nemzetvédelmi Egyetem ny. docense; *Dr. Hajdu Ottó* kandidátus, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem docense; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, egyetemi tanár, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet*, a KSH osztályvezetője; *Mihályffy László*, a KSH statisztikai tanácsadója; *Dr. Rappai Gábor* kandidátus, a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi docense; *Dr. Zádor Márta* PhD, az ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet tudományos igazgatóhelyettese.

*

Csurgay Margit közgazdász; *György Erika*, a KSH munkatársa; *Lakatos Judit* PhD, a KSH fősztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Tűii Lászlóné*, a KSH ny. osztályvezetője.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
4227 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2005
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

Szerkesztők: Várady Soma, Visi Lakatos Mária
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 345-6908, 345-6546 Telefax: 345-6594
Internet: www.ksh.hu/statszemle
E-mail: statszemle@office.ksh.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. Hírlap Üzletág. Előfizethető közvetlen postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján, Budapesten a Hírlap Ügyfélszolgálati Irodákban és a Központi Hírlap Centrumnál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefon: 06-1-477-6300; Postacím: Budapest 1900)

További információ: 06-80-444-444; hirlapelofizetes@posta.hu

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

Magyarázható-e üzemgazdasági okokkal a gazdasági szerkezetváltás Magyarországon? – <i>Ács Barnabás – Rappai Gábor</i>	105
A strukturális reformok és a versenyképesség összefüggései. – <i>Dr. Zádor Márta</i>	124

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

A hányadosbecslés néhány tulajdonsága és egy új becslőfüggvénye. – <i>Hunyadi László</i>	147
--	-----

STATISZTIKUSOK EGYMÁS KÖZÖTT

Tizenöt éves az UNDP Human Development Report című sorozata. – <i>Frigyes Ervin</i>	166
---	-----

STATISZTIKAI „EGYPERCESEK”

A parciális autokorreláció értelmezéséhez. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	171
--	-----

SZEMLE

A Magyar Statisztikai Társaság (MST) választmányi ülése. – <i>H. L.</i> .	175
Rendezvények a hivatalos statisztikáról. – <i>Mihályffy László</i>	176
Magyar szakirodalom	
Román Zoltán: Termelékenységünk és versenyképességünk az EU-csatlakozás küszöbén. – <i>Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet</i>	178

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	183
Szervezeti hírek – Közlemények	183

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Djerf, K.: Nemválaszolás az idő aspektusából: a finn munkaerő-felvétel idősorelemzése. (<i>György Erika</i>)	186
Blang, D.: Az Európai Unió Intrastat adatgyűjtésének automatizálása. (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	189
Albouy, V. – Wanecq, T.: Társadalmi egyenlőtlenségek a franciaországi „nagy iskolák” elérésében. (<i>Csurgay Margit</i>)	191
Hill, R.: A boldogságérzet mérése Kanadában a II. világháború óta. (<i>Tűű Lászlóné</i>)	194
Strathdee, R.: Outsourcing és a jóléti intézkedések az új-zélandi munkanélküli fiatalok esetében. (<i>Lakatos Judit</i>)	196
Külföldi folyóiratszemle	197

*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!

MAGYARÁZHATÓ-E ÜZEMGAZDASÁGI OKOKKAL A GAZDASÁGI SZERKEZETVÁLTÁS MAGYARORSZÁGON?

ÁCS BARNABÁS – RAPPAI GÁBOR

A szerzők tanulmányuk első részében a leíró statisztikai eszközeivel mutatják be a gazdasági rendszerváltást követő, bő egy évtizedben lezajlott, magyarországi szerkezetváltást. Ezt követően a magyar vállalatok pénzügyi adataiból képzett ágazati aggregátumok alapján, a jövedelmezőség és a likviditás mutatóinak faktoranalízisével csoportosítják a nemzetgazdaság ágait, illetve ágazatait. Az 1992-es, valamint 2001-es évre vonatkozó faktorok segítségével képzett BCG-mátrixok összehasonlításával megállapítják, hogy az ágazatok megítélése a vizsgált évtizedben jelentősen módosult. A diszkriminanciaanalízis eredményei ugyanakkor nem támasztották alá azt a hipotézist, miszerint a szerkezetváltás okai között az üzemgazdasági (hatékonysági, termelékenységi) tényezők nem meghatározók.

TÁRGYSZÓ: Gazdasági szerkezetváltás. Gazdasági ágak. Üzemgazdasági elemzés. Faktoranalízis.

A rendszerváltást közvetlenül megelőző öt-tíz évben talán legtöbbször hangoztatott stratégia cél a „szerkezetátalakítás” volt. Valamennyi gazdasági nehézség magyarázata az elavult ágazati struktúra, a termelő és nem termelő szféra egészségtelen aránya, a csak gazdaságtalanul működni képes bányászat, kohászat stb. volt. A társadalmi-gazdasági rendszerváltás óta eltelt mintegy másfél évtized elégségesen hosszú időnek látszik ahhoz, hogy megvizsgáljuk, történt-e, s ha igen, elégséges mértékű volt-e a gazdasági szerkezetváltás. Az is megválaszolendő kérdés, hogy milyen motívumok, okok álltak (állnak) a nemzetgazdasági ágak közötti átrendeződés mögött.

Az 1989-es, illetve 2003-as ágazati besorolás jelentősen eltér egymástól, így az 1. tábla inkább érdekes, semmint szakszerű. Számbavételi szempontból nem tekinthető teljes mértékben összehasonlíthatónak, ezért tulajdonképpen a gazdasági ágak „megfeleltetése” is részben önkényes, ám úgy gondoljuk, nagyon nem kifogásolható, mégis érdekes, ha megvizsgáljuk Magyarország GDP-jének forrás szerinti összetételét 1989-ben, illetve 2003-ban.

Az 1. tábla tartalma önmagáért beszél: a gazdasági ágak aránya a GDP előállításában, jelentős mértékben megváltozott 15 év alatt. Elsősorban az ipar és a mezőgazdaság rovására nagy súlyt kaptak a korábbi szóhasználatlaltal nem anyagi ágak, és ez a „szerkezetváltás” még akkor is jelentős, ha tudjuk, a bemutatott belső arányváltozás jelentős része a nomenklatúraváltásból fakad. Vajon ilyen változást akart-e a gazdaságpolitika, vagy a szerkezetváltás során a jövedelmező, vagy éppen perspektivikus iparágak (ágazatok) nö-

vekvő arányát tartotta-e kívánatosnak, például a nehéziparral szemben? Ennek a kérdésnek a megválaszolása már árnyaltabb, kevésbé aggregált ágazati struktúra vizsgálatát is igényli.

1. tábla

*Egyes nemzetgazdasági ágak részesedése a GDP-ből 1989-ben és 2003-ban
(folyó áron)*

A GDP forrása 1989-ben		GDP forrása 2003-ban	
Népgazdasági ág	Megoszlás (százalék)	Gazdasági ág	Megoszlás (százalék)
Ipar	35,2	Bányászat + Feldolgozóipar	22,5
Építőipar	6,6	Építőipar	5,2
Mezőgazdaság és erdőgazdálkodás	20,8	Mezőgazdaság, vad, erdő-, halgazdálkodás	3,3
Közlekedés, posta, távközlés	9,5	Szállítás, raktározás, posta, távközlés	8,0
Kereskedelem, javítás	8,7	Kereskedelem, javítás	11,3
Vízgazdálkodás	1,5	Villamosenergia-, gáz-, gőz-, vízellátás	3,0
Egyéb anyagi tevékenység	1,7	Szálláshely-szolgáltatás, vendéglátás	1,8
Nem anyagi ágak	16,0	Egyéb (túlnyomórészt nem anyagi ágak)	44,9
<i>Ágazatok összesen (alapáron)</i>	<i>100,0</i>	<i>Bruttó hozzáadott érték összesen (alapáron)</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH [1990] 55. old.; illetve KSH [2004] 301. old.

A következőkben – a nemzetgazdasági ágakra, illetve az ágazatszintre aggregált vállalati adatok alapján – megvizsgáljuk, hogy

- jelentős szerkezetváltás zajlott-e le Magyarországon az elmúlt bő egy évtizedben;
- amennyiben igen, akkor ennek vajon „klasszikus” mikroökonómiai okai voltak-e vagy sem?

Nem gondoljuk, hogy elemzésünk perdöntő választ fog adni ezekre a kérdésekre, de meg vagyunk győződve róla, hogy az eddig nem túl mélyen vizsgált terület összefüggéseinek részfeltárása is hasznos alap lehet egy későbbi makroszintű gazdaságpolitika, vagy akár támogatási (forrásszerzési) rendszer kialakítása során.

A VIZSGÁLAT ADATBÁZISA

Sajnos adatbázisunkat a teljes vizsgálati időszagnál rövidebbre, valamint a nemzetgazdaság egészénél szűkebbre kellett szabnunk. Elemzésünk alapjául a KSH által rendszeresen publikált „A vállalatok pénzügyi adatai” című kiadványsorozat szolgált. A kötetek alapján módunk nyílt az 1992 és 2001 közötti időszak valamennyi évére szóló, és valamennyi kettős könyvvitelt vezető magyarországi vállalatra érvényes, nemzetgazdasági ág (illetve bizonyos esetekben ágazat) mélységben, a vállalati mérlegbeszámoló struktúrájára emlékeztető adatbázist összeállítanunk. Nem tartalmazza az adatbázis a pénzügyi vállalatok, valamint az off-shore cégek adatait.¹

¹ A KSH kiadványai minden évben közlik, hogy az előbbieken definiált vállalati szektor adatok közül hány céget kellett kihagyni hibás adatszolgáltatás miatt, valamint arra is felhívja a figyelmet a KSH, hogy az adatszolgáltatók köre évről évre változik, ezért az idősoros felhasználás nem minden esetben oldható meg.

Tisztában vagyunk azzal a ténnyel, hogy az így összeállított adatbázis sok tekintetben nem esik egybe a GDP forrás oldalán található ágazati struktúrával, ám úgy gondoljuk, hogy a mérlegszemléletű adatokból az eredetileg megcélzott változók jó proxyját lehet kiválasztani.

A vizsgált nemzetgazdasági ágak, ágazatok felsorolása a 2. táblában található. Adat-hiány miatt nem tudunk foglalkozni a Pénzügyi tevékenység, illetve a Közigazgatás, védelem; Kötelező társadalombiztosítás gazdasági ágakkal; így későbbi megállapításaink mindvégig korlátozott érvényűek lesznek.

2. tábla

A vizsgálatba bevont nemzetgazdasági ágak, ágazatok

Kód	Nemzetgazdasági ág, ágazat	Kód	Nemzetgazdasági ág, ágazat
A–B	Mezőgazdaság, vad-, erdő-, halgazdálkodás	E	Villamosenergia-, gáz-, hő-, vízellátás
10	Szénbányászat és tüzelőanyag-termelés	45	Építőipar
11-13	Kőolaj- és földgáztermelés, urán-, fém-bányászat	F	Építőipar
14	Egyéb bányászat	50	Közúti jármű- és üzemanyag-kereskedelem
C	Bányászat	51	Nagykereskedelem
15–16	Élelmiszer-, ital-, dohánytermék-gyártás	52	Kiskereskedelem
17	Textil- és bőrgyártás	G	Kereskedelem
18	Ruházati termék gyártása, szőrmekikészítés	55	Szálláshely-szolgáltatás és vendéglátás
19	Bőr- és bőrtárgygyártás, bőrtermék és lábbeli gyártása	H	Szálláshely és vendéglátás
20	Fafeldolgozás, fonott áru gyártása	60	Szárazföldi és csővezetékes szállítás
21	Papír, papírtermék gyártása	61–62	Vízi és légi szállítás
22	Kiadói és nyomdai tevékenység, sokszorosítás	63	Szállítás kiegészítő tevékenység
23–24	Kőolaj-feldolgozás, kokszyártás	64	Posta és távközlés
25	Gumi- és műanyag termékek gyártása	I	Szállítás, raktározás, posta, távközlés
26	Egyéb nem fém ásványi termékek gyártása	70	Ingatlanügyletek
27	Kohászat	71	Ingó vagyoni kölcsönzése
28	Fémfeldolgozási termékek gyártása	72	Számítástechnikai és kapcsolódó tevékenységek
29	Gépgyártás	73	Kutatás és kísérleti fejlesztés
30	Irodagép- és számítógépgyártás	74	Gazdasági tevékenységet segítő szolgáltatás
31	Villamosipari gépgyártás	K	Ingatlanügyleteket segítő szolgáltatás
32	Híradástechnikai termékek gyártása	80–85	Oktatás, egészségügyi, szociális ellátás
33	Műszer- és műanyaggyártás	M-N	Oktatás, egészségügy, szociális ellátás
34	Közúti jármű-gyártás	90	Szennyvíz-, hulladékkezelés
35	Egyéb járműgyártás	92	Szórakoztató, kulturális és sporttevékenység
36–37	Bútorgyártás, egyéb feldolgozóipar	93	Egyéb szolgáltatás
D	Feldolgozóipar	O	Egyéb közösségi, társadalmi szolgáltatás
40	Villamosenergia-, gáz- és hőellátás		
41	Víztermelés, -kezelés, -elosztás		

Forrás: KSH [2000] 14–16.old.

További jelentős különbség a vizsgálat adatbázisa, valamint a nemzetgazdaságban keletkezett bruttó hazai termék (GDP) forrásának felosztása között, hogy a vállalati szemléletű (mérlegbeszámolóból származó) adatok esetében a hozzáadottérték-jelleg nem könnyen értelmezhető, ezért megkíséreltük a nettó árbevétel-adatokat tisztítani az anyagjellegű ráfordítások levonásával. Az adatbázisra, illetve a nemzetgazdaság egészére vonatkozó néhány jellemző adat található a 3. táblában, a vizsgálat első, utolsó és „középső” évében.

3. tábla

Az alapsokaság és minta

Jellemző	1992	1997	2001
Társas vállalkozások a vizsgált ágakban (darab)	105 614	226 661	303 170
Hozzáadott érték a vizsgált ágakban (folyó áron, milliárd forint)	2 264,2	6 654,4	11 485,3
Vállalatok száma az adatbázisban (darab)	47 669	118 158	176 707
Adatbázis vállalatainak nettó árbevétele (milliárd forint)	5 485,6	18 116,1	36 551,4
Adatbázis vállalatai által előállított hozzáadott érték (milliárd forint)	1 511,0	4 796,5	6 678,4

Forrás: KSH [1994], [1995], [1998], [2000], [2002], [2003].

Láthatjuk, hogy az elemzés adatbázisa (a vizsgálatba vont vállalkozások számát tekintve) mintegy fele a vizsgált nemzetgazdasági ágakban található összes vállalkozás számának. Figyelembe véve azt a tényt, hogy a jogi személyiséggel nem rendelkező vállalkozásoknak csak egy töredéke folytat kettős könyvvitelt, e tekintetben a „lefedettség” megfelelőnek tekinthető. Az általunk mérlegadatokból „becsült” hozzáadott érték, illetve a tényleges adatok összevetésében hasonló (relatívénémileg kisebb) különbség látszik, ennek lehetséges oka a vállalati kör meg nem felelésén túl, a tisztítás „primitív” volta. Úgy ítéltük meg, hogy a vizsgálatba vont vállalati kör jól reprezentálja a nemzetgazdaság ágazati összetételét, vagyis az adatbázis megfelelő alap a kiinduló kérdések megválaszolására.

Vizsgáljuk meg az elemzés időhorizontjával választott évtized kezdő és záró évében (1992, illetve 2001) az országra jellemző gazdasági szerkezetet. A megoszlásokat három változó alapján is meghatároztuk: vizsgáltuk 1. a szervezetek száma (SZ), 2. a nettó árbevétel (NA) és 3. a becsült hozzáadott érték (HE) alapján számított megoszlási viszonyszámokat is.

4. tábla

Nemzetgazdasági ágak megoszlása SZ, NA és HE alapján 1992-ben és 2001-ben (százalék)

Nemzetgazdasági ág	1992-es megoszlás			2001-es megoszlás		
	az SZ	a NA	a HE	az SZ	a NA	a HE
	alapján					
Mezőgazdaság, vad- és erdőgazdálkodás, halászat	5,6	5,7	6,6	4,5	2,8	2,6
Bányászat	0,3	0,5	0,9	0,2	0,2	0,4
Feldolgozóipar	21,7	33,2	37,1	13,7	37,5	42,1
Villamosenergia-, gáz-, hő-, vízszolgáltatás	0,3	8,9	6,9	0,3	5,1	5,8
Építőipar	10,0	5,1	6,1	8,8	5,5	5,2
Kereskedelem	33,5	32,7	17,2	29,7	32,1	14,8
Szálláshely-szolgáltatás és vendéglátás	3,3	1,1	2,1	4,1	0,8	1,4
Szállítás, raktározás, posta, távközlés	4,0	6,3	11,8	4,0	6,8	12,5
Ingtatlanügyletek, segítő szolgáltatás	17,2	5,1	8,2	27,8	7,6	11,8
Oktatás, egészségügy, szociális ellátás	1,2	0,2	0,4	3,2	0,3	0,5
Egyéb közösségi, társadalmi szolgáltatás	2,9	1,2	2,7	3,7	1,3	2,9
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH [1995], [2003].

A 4. tábla adatai igen sok információt hordoznak, ezek akár önmagukban megérnének egy tanulmányt. A gazdasági ágakra vonatkozó legfontosabb megállapításokat a következőkben foglalhatjuk össze:

- a mezőgazdaság kibocsátása erőteljesen csökkent, ennél kisebb mértékben szűkült az itt érdekelt vállalatok köre, ennek következtében a már a rendszerváltást megelőzően is kimutatható elaprózottság tovább nőtt;
- a bányászat szerepe már 1992-re marginalizálódott, az ezt követő évtizedben, noha mind az árbevétel, mind a hozzáadott érték szemszögéből nézve jelentős csökkenést mutathatunk ki, mindez nem változott;
- a feldolgozóipari kibocsátás jelentősen növekedett arányaiban, a legjelentősebb változás azonban itt a nagymértékű koncentráció, hiszen a vizsgált adatbázis összárbevételének 37,5 százalékát mindössze a vizsgálatba vont szervezetek 13,7 százaléka termeli ki (1992-ben ezek az arányok még mások voltak: az árbevétel mintegy harmadát a szervezetek több mint ötöde állította elő.);
- az energiaszektorban a nagyfokú szervezeti koncentráció fennmaradt, a folyó áron mért árbevétel részaránya annak ellenére csökkent, hogy ebben a gazdasági ágban jelentős mértékű árnövekedés zajlott le;
- az építőipar aránya egyik szempontból sem változott jelentősen, a szervezetek száma szerinti arány némi képp csökkent, ám az egész évtizedet nézve ez semmiképpen sem tekinthető állandó tendenciának;
- a kereskedelemben egyrészt kis mértékű koncentráció zajlott le, másrészt abból, hogy a stagnáló árbevételarány mellett a hozzáadott érték relatív nagysága csökkent, arra következtethetünk, hogy tendenciájában az értékesítés szűkülő árészint mellett zajlik;
- a „turizmus” ágban érdekelt vállalatok aránya növekedett, annak ellenére, hogy az itt keletkező összes árbevétel arányát tekintve csökkent: valószínűsíthető, hogy az ágazatban található kis- (kényszer-) vállalkozások számának növekedése áll a jelenség mögött;
- a szállítás, raktározás, posta, távközlés szektorban kis mértékű árbevételrészarány-növekedés, jelentős hozzáadottértékarány-növekedés mellett valósult meg, itt – az előbbiekkal ellentétben – a piacbővülés mellett az árrestómeg növekedése is magyarázat lehet a tendenciára;
- minden szempontból jelentős bővülést tapasztalhattunk az ingatlanügyletek, illetve a gazdasági segítő (tanácsadó) szolgáltatások terén;
- az oktatás-egészségügy, illetve egyéb szolgáltatások tekintetében egyaránt az érintett szervezetek számának relatív növekedése, ugyanakkor a kibocsátás (árbevétel) tulajdonképpen stagnálása volt jellemző.

A változások szembeötlők, ugyanakkor az előbbi verbális fejtegetés elnagyoltsága is mutatja, hogy szükség lenne egy átfogó, módszertani szempontból alaposabb elemzésre.

A bevezetésben azt a kérdést tettük fel, vajon volt-e Magyarországon tényleges gazdasági szerkezetváltás. Az előző összehasonlító elemzés alapján azt mondhatjuk, minden bizonnyal volt.² A következő kérdés az, hogy mi volt az oka a szerkezetváltásnak. Vizsgálatunk első lépésében az 1992-es, „kiinduló” állapotot elemezzük. Az üzemgazdasági elemzések során gyakran alkalmazott ún. Boston Consulting Group (BCG) mátrix alapján csoportosítjuk az ágazatokat.³ Az elemzés alapelve szerint a vállalatok termékeiket jövedelmezőségük és növekedési potenciáljuk alapján csoportosítják annak érdekében, hogy eldöntsék, melyiket érdemes fejleszteni, melyiket kell kivonni a piacról, vagy éppenséggel melyiket, amelyből a fejlesztések finanszírozhatók. Az elemzés alapja a termékek kétdimenziós koordinátarendszerben (jövedelmezőség versus növekedési potenciál) történő ábrázolása, majd dimenzióként egy „választóvonal” meghatározása.

² Ezt az állásfoglalást korábban megjelent tanulmányok is alátámasztják. Viszonylag alaposan foglalkoztak a kérdéssel Hajdu–Jávorka–Virág [1995], [1996], illetve Ács [2004] tanulmányok.

³ A BCG-mátrix makrogazdasági alkalmazására példa Rappai [2000]. Az említett tanulmány viszonylag részletesen ismerteti a mátrix képzési elvét, valamint bőséges irodalmi hivatkozást tartalmaz, ezért ennek ismertetésétől jelen tanulmányban eltekintünk.

Ezt követően a vizsgálati termékek négy „síknegyedbe” esnek:

1. nem jövedelmező, növekedési potenciállal nem rendelkező termékek (ún. „Döglött kutyák”);
2. jövedelmező, további növekedési lehetőséggel nem bíró termékek (ún. „Fejőstehenek”);
3. nem jövedelmező, de növekedni képes termékek („Kérdőjelek”); valamint a
4. jövedelmező, további növekedés előtt álló termékek („Sztárok”).

Az analógiát nem nehéz észrevenni, esetünkben a nemzetgazdaság ágazatai lesznek a „termékek”, ezek jövedelmezőségét valamely – mérlegelemzésből ismert – mutatószámmal megmérhetjük. A növekedési potenciál az ágazatok esetében nehezen értelmezhető, illetve részben ennek meghatározása a vizsgálatunk célja. Elemzésünk kiinduló szakaszában vélelmeztük, hogy azon ágazatok esetében beszélhetünk jelentős növekedési lehetőségről, amelyek elégséges mennyiségű szabadon befektethető tőkével rendelkeznek; vagyis – üzemgazdasági szóhasználattal élve – elégségesen likvidek. Ebből következően az 1992-es állapot alapján a 2. táblában felsorolt 44 ágazatot aggregált jövedelmezőség és aggregált likviditás szerint osztályozzuk, a likviditást, vagyis az ágazatban kimutatható szabad forgóeszközöket (pénzeszközöket) tekintve a növekedés előfeltételének. Az előbbi jellemzők (jövedelmezőség és likviditás) több számviteli kategóriával is mérhetők, ezek képzéséről, illetve a bennük rejlő információk minél jobb hasznosításáról a későbbiekben szólunk.

Vizsgálatunk második részében a diszkriminanciaanalízis segítségével, megvizsgáljuk, hogy 2001-re azok a változások játszódtak-e le a magyar gazdaságban, melyeket az 1992-es évre felrajzolt BCG-mátrix alapján vártunk. Természetesen, ahhoz, hogy mindezt meg tudjuk ítélni, szükséges, hogy bizonyos „elvárt” scenáriókat definiáljunk a bázisul szolgáló mátrix alapján. Ha a tényleges változásoknak feltárjuk okait, és ezt összevetjük a várt „forgatókönyvekkel”, eldönthetjük, vajon azok az okok motiválták-e szerkezetváltást, amit a gazdaságpolitika megcélozott, vagy mások.

AZ ÜZEMGAZDASÁGI ELEMZÉSEKBEN ALKALMAZOTT MUTATÓSZÁMOK

Mind a jövedelmezőség, mind a likviditás ágazati szintű megítéléséhez több – az üzemgazdasági, mérlegelemzési gyakorlatból ismert – mutatószámot generáltunk. A mutatószámok felsorolását, illetve későbbiekben alkalmazott jelölését tartalmazza az 5. tábla.

5. tábla

Jövedelmezőségi és likviditási mutatók

Jövedelmezőségi mutatók		Likviditási mutatók	
Jelölés	Jövedelmezőségi mutatók	Jelölés	Likviditási mutatók
ROE	Return on Equities (Tőkearányos megtérülés)	LIKV	Likviditási ráta
ROA	Return on Assets (Eszközarányos megtérülés)	GY_LIKV	Gyorslikviditás
AAE	Árbevétel-arányos üzemi eredmény	TOKEAT	Tőkeáttétel
TAHE	Tőkearányos hozzáadott érték	ELADOS	Eladósodottság
AAHE	Árbevétel-arányos hozzáadott érték		

Noha az 5. táblában látható mutatók általánosan alkalmazottak a banki hitelbírálatok során, illetve a vállalatértékelési modellekben, képzésükre általánosan elfogadott nem-

zetközi gyakorlat nincs, így szükségét érezzük rövid bemutatásuknak. Mivel az egyes mutatók tartalmi követelményei ágazatoktól függően eltérők, a mutatókra a legtöbb esetben nem adjuk meg az elvárt, vagy „ideális” tól-ig határokat.

ROE – A nettó eredmény és a jegyzett tőke hányadosaként számított mutató, melynek elsődleges feladata, hogy a részvénytőke hatékonyságát mérje. A vállalat részvényesei ennek értékéből határozhatják meg befektetett tőkéjük hozamát. Ha a mutatószám értéke alacsony, a további tőkebevonás esélye romlik.

ROA – A nettó eredmény és az összes eszköz arányát kifejező indikátor. Ez a mutató alkalmas a leginkább arra, hogy a vállalkozás menedzsmentjének teljesítményét visszaadja, tehát azt, mennyire hatékonyan kerültek hasznosításra, a rendelkezésre álló források (*Sulyok-Pap* [1998] 76–95. old.).

Árbevétel-arányos üzemi eredmény – Az üzemi eredmény és a nettó árbevétel arányszáma, mely a vállalat tisztán működési hatékonyságát hivatott mérni. Tulajdonképpen ez a mutató fejezi ki a vállalat versenyképességét, hiszen magasabb értéke azt jelenti, hogy a vállalat ugyanazt az egységnyi árbevételt kevesebb ráfordítással tudja előállítani.

Tőkearányos hozzáadott érték – A hozzáadott érték és a saját tőke hányadosa, ahol a hozzáadott értéket – a korábbi gyakorlatunknak megfelelően – a nettó árbevétel és az anyagjellegű ráfordítások különbségeként értelmezzük. Értéke azt fejezi ki, hogy az adott vállalkozás önerőből mekkora hozzáadott értéket tud előállítani.

Árbevétel-arányos hozzáadott érték – A hozzáadott érték és a nettó árbevétel arányát kifejező mutató. Az árbevétel arányos üzemi eredményhez hasonló jellegű hatékonyságmutató, azzal a különbséggel, hogy ez nem számszerűsíti az emberi erőforrás felhasználásának hatékonyságát.

Likviditási ráta – A forgóeszköz-állomány és a rövid lejáratú kötelezettségek hányadosa, melynek számításánál célszerű az egy évnél hosszabb időre lekötött, de szükség esetén felmondható bankbetéteket is figyelembe venni. A mutató minden olyan vállalkozás esetén meghaladja az 1 értéket, ahol a forgóeszközök egy része saját forrásból, vagy hosszú lejáratú idegen forrásból származik. Az 1-nél kisebb érték azt jelenti, hogy a saját tőke és a hosszú lejáratú idegen forrás nem elegendő a befektetett eszközök forrására — tehát azok egy része már a rövid lejáratú kötelezettségekből fedezett —, ami gazdálkodási zavarokat okozhat (*Fehér–Somogyváriné–Szabóné* [1996]).

Gyorslikviditás – A likvid (pénz-) eszközök és a rövid lejáratú kötelezettségek hányadosaként előálló mutatószám, mely azt fejezi ki, hogy a vállalkozás rövid lejáratú kötelezettségeinek mekkora hányadát lenne képes azonnal rendezni.

Tőkeáttétel – Az összes kötelezettség és a saját tőke hányadosaként értelmezett indikátor, melyet az angol szakirodalom, gearing rationak nevez, abból a megfontolásból, hogy minél magasabb az aránya, annál nagyobb „sebességen” van a vállalat. A 2-nél magasabb arány kritikus lehet az idegen forrás magas terhei miatt (*Pearce* [1993]).

Eladósodottság – A kötelezettségek aránya az összes forráson belül. Nagyobb mértéke a vállalkozás későbbi pozícióját rontja, ugyanis a törlesztés időszakára az adott vállalatot olyan gazdasági pozícióba kell hozni, hogy a tőke kivonás ne jelentsen válságos helyzetet. Az előbbi mutató analógiájára itt a helyzet kétharmados érték felett válik kritikusá (*Fehér–Somogyváriné–Szabóné* [1996]).

Példaként tekintsük az Oktatás, egészségügy és szociális ellátás ágazatra jellemző mutatóértékeket az 1992-es évben.

6. tábla

Oktatás, egészségügy, és szociális ellátás, 1992-ben

Jelölés	Jövedelmezőségi mutatók	Jelölés	Likviditási mutatók
ROE	0,203	LIKV	1,224
ROA	0,074	GY_LIKV	0,515
AAE	0,062	TOKEAT	0,889
TAHE	1,640	ELADOS	0,409
AAHE	0,601		

A tanulmányban előre haladva látni fogjuk, hogy ezen ágazat 1992-ben kifejezetten kedvező helyzetűnek tűnt, ami a mutatószámok alapján nem is meglepő. A több mint 20 százalékos tőke-, és 7 százalékos eszközmegtérülési mutató jelentős hatékonyságra utal. Mind az árbevétel-arányos jövedelem, mind a tőkearányos hozzáadott érték, mind az árbevétel-arányos hozzáadott érték szempontjából a legjobb ágazatnak minősül. A likviditása megnyugtatóan 1 feletti, az eladósodottság mértéke, pedig alig magasabb egyharmadnál. Érdekes, hogy miközben az általános szemlélet szerint az oktatás és az egészségügy igen rossz helyzetben van, illetve volt a rendszerváltást követően, az üzemgazdasági mutatószámok nem ezt bizonyítják. Nem szabad túlzottan meglepődnünk, hiszen ennek elsősorban szabályozási okai vannak. Ebben az ágazatban nem ismert a hitelfelvétel, ezért a likviditás értelemszerűen jó, eladósodottságról – üzemgazdasági szempontból – nem beszélhetünk; másrészt a sanyarú infrastrukturális ellátottság, aminek megítélését csak rontja, hogy régi, amortizálódott eszközparkot takar, nyilvánvalóan jónak tűnő eszközhatékonyságot fog eredményezni, a nevező alacsonyságának okán.

Az üzemgazdasági, illetve banki hitel ügyintézési gyakorlatban a fenti mutatószámok közül általában csak egyet választanak, noha a különböző tartalmú viszonyszámok, nyilvánvalóan más-más aspektusból vizsgálják a gazdálkodást. Jelen elemzésben megkíséreltük valamennyi mutatószám hatását együttesen figyelembe venni, ezért nem az eredeti, hanem az ezekből képzett mesterséges változókkal dolgoztunk. A mesterséges változók képzését a faktoranalízis módszerével végeztük, ennek lényege röviden a következőkben foglalható össze. Ha egy eredményváltozót sok tényezőváltozó befolyásol, akkor a sokaságról nyerhető információkat néhány mesterséges változóba sűrítjük. Az eljárás célja, hogy a megfigyelt változókat olyan közös faktorok lineáris kombinációjaként fejezze ki, amelyek az eredeti változók információtartalmának túlnyomó részét megmagyarázzák. Ezután megállapítható a faktorok rangsora, ami lehetővé teszi felosztásukat lényegessékre és lényegtelenebbekre. Mivel a létrehozandó faktorok száma jelen vizsgálatban mindkét jellemzőnél (jövedelmezőség és likviditás) egy, ez utóbbi problémával most nem kell szembesüznünk.⁴

Az előbbiek értelmében a faktoranalízis módszere arra alkalmas, hogy több, egymástól nem független változókat háttérben olyan „rejtett” változókat azonosítson, melyek segítségével megmagyarázható a jelenség nagy része. Tanulmányunkban ez a két rejtett

⁴ Felhívjuk a figyelmet arra, hogy vizsgálatunkban „kézi vezérléssel” egy-egy faktorba sűrítettük mind az öt jövedelmezőségi, mind pedig a négy likviditási jellemző információtartalmát. Ez nem feltétlenül az optimális faktorstruktúra, de nekünk most erre van szükségünk. A faktoranalízisről részletesen lásd például *Hajdu* [2003].

változó a jövedelmezőségi faktor (a ROE, ROA, AAE TAHE, AAHE mutatók esetében), és a likviditási faktor (a LIKV, GY_LIKV, TOKEAT, ELADOS mutatók esetében) lesz.

7. tábla

Faktoranalízis-eredmények az 1992-es év adataira

Mutató	Kommunalitások	Faktorsúlyok	Factor score koefficiensek
		Jövedelmezőségi faktor	
Jövedelmezőségi			
ROE	0,7938	0,8900	0,3446
ROA	0,7901	0,8889	0,3438
AAE	0,5420	0,7362	0,2847
TAHE	0,1407	0,3751	0,1451
AAHE	0,3102	0,5640	0,2185
		Likviditási faktor	
Likviditási			
LIKV	0,7702	-0,8776	-0,3014
GY_LIKV	0,5386	-0,7339	-0,2520
TOKEHAT	0,7354	0,8575	0,2945
ELADOS	0,8680	0,0317	0,3199

A faktorsúlyok – melyek azt mutatják meg, hogy a faktorok az egyes mutatókkal (változókkal) milyen korrelációs kapcsolatban vannak – számításának alapja a totális korrelációs együtthatók mátrixa, amelynek sajátértékei, sajátvektorai alapján lehet meghatározni a faktorsúlyokat. Minél magasabb ez az abszolút értékben 0 és 1 közé eső érték, annál erősebb a kapcsolat a faktor és a mutatószám között (*Jahn–Vahle* [1974]). Esetünkben ez a korrelációs kapcsolat a mesterséges változó és az eredeti változó között, a TAHE és AAHE kivételével, minden mutató esetében szorosnak mondható. E közepes erősséget reprezentáló mutatószámokat sem hagyjuk ki azonban a faktorból, hiszen tovább növelik a faktor magyarázó erejét. A faktorsúlyokból származtatott kommunalitás a teljes szórásnégyzetnek azon része, amely a közös változó(k)ra vezethető vissza. A jövedelmezőség esetében ez az érték nem nevezhető túl magasnak (51,71%), a likviditási faktor esetében sokkal kedvezőbb (72,58%). Kihhasználva a faktorok azon tulajdonságát, miszerint várható értékük 0, mindkét szempontból kézenfekvően két csoportra (pozitív, illetve negatív factor score-ral rendelkező megfigyelés) bonthatók az ágazatok. A mesterséges változók (jövedelmezőségi faktor és likviditási faktor) közötti korrelációs együttható mindössze 0,267, amely – a 44 megfigyelést figyelembe véve – nem mutat szignifikáns kapcsolatot a két változó között. E tulajdonságokat figyelembe véve semmi akadály nincs a BCG-mátrix felírásának.

A BOSTON-MÁTRIX ALKALMAZÁSA AZ 1992-ES ÁGAZATI SZERKEZETRE

A Boston Consulting Group növekedési/részesedési mátrixa olyan termékportfólió értékelési modell, ahol az ordinátatengelyen a piacnövekedési ütem, az abszcisszatengelyen

pedig a relatív piacrészesedés (a legjelentősebb versenytárshoz viszonyított stratégiai üzletág részesedése) helyezkedik el (Kotler [1999] 107–110. old.).⁵

Észre kell vennünk, hogyha a korábban megfogalmazottaknak megfelelően, e mátrix kiinduló abszcissza-, illetve ordinátaattribútumait rendre a jövedelmezőségi, illetve a likviditási mutatókkal helyettesítjük, a BCG-mátrix nem veszíti el alkalmazhatóságát, épp ellenkezőleg, ezen változtatásokra az alkalmazhatóság miatt volt szükség.

– A relatív piaci részesedés ágazati szinten nem értelmezhető, hiszen az éppen az ágazaton belüli „erő” mértékét méri. A jövedelmezőségi faktor ugyanakkor alkalmas arra, hogy az ágazati jellemzőket is endogén módon tartalmazva, aktuális piaci helyzetképet adjon.

– A likviditás elemzésbe vonását az a feltevés igazolta, miszerint egy ágazat reményteljes fejlődéséhez a profittermelő képesség mellett arra is szükség van, hogy elégséges szabad tőke álljon rendelkezésre az új beruházások megvalósítására, a szükséges innovációk elvégzésére.

E módosításokkal lehetőségünk nyílik egyrészt arra, hogy a mátrix jövőbe tekintő szemléletmódját kihasználva, az ágazatok jövőbeli helyzetére scenáriókat dolgozzunk ki, másrészt, hogy problémamentesen értelmezni tudjuk a BCG-mátrix mezőit. Ezek a jövedelmezőségi, illetve likviditási faktor alapján a következők.

Sztárok: mindkét szempontból átlag feletti érték. Olyan ágazatok tartoznak ide, melyek magas nyereségszinttel és viszonylag sok szabad forrással rendelkeznek, mindez indokolja a további fejlesztésüket. A célszerű stratégia ezen ágazatok esetében a további növekedés érdekében végzett beruházás, a fejlesztési források jelentős részének ide allokálása.

Fejőstehenek: átlag feletti jövedelmezőség, átlag alatti likviditás. Az üzemgazdaságban ezek a „befutott” termékek, de piacbővülésük lelassult, megállt. Magas fedezettel rendelkeznek, de ez elsősorban a „bejártottságnak”, az alacsony költséghányadnak tulajdoníthatóan, a befektetett tőke már megtérült. Makrogazdasági elemzésünkben azokról az ágazatokról van szó, melyek képesek az itt dolgozó munkaerőt megtartani, elég adót fizetnek ahhoz, hogy a gazdaságpolitika ne kívánja leépítésüket, környezetvédelmi szempontból megfelelnek az előírásoknak, még néhány évig (évtizedig) szükség van kibocsátásukra. Ugyanakkor ezen ágazatok nem a jövőt képviselik, nincs bennük modern technológia, ide beruházni sem nagyon érdemes.

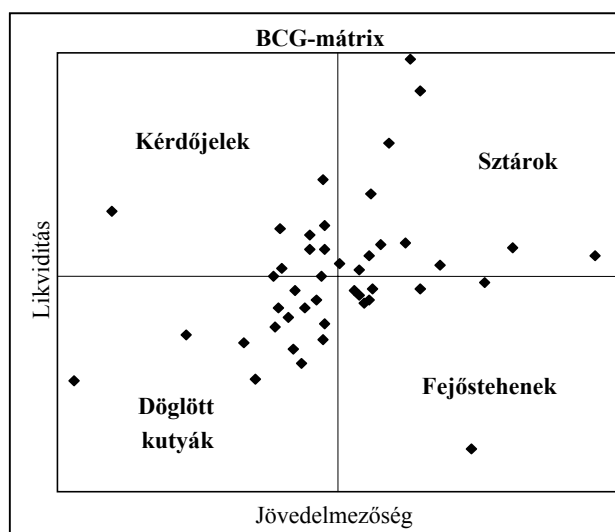
Kérdőjelek: átlag alatti jövedelmezőség, átlag feletti likviditás. Egy vállalat esetén az ilyen termékek életgörbéjük kezdeti szakaszában vannak, még nem jutottak túl a bevezetéssel járó összes problémán. Önmagukban hordozzák a sztárrá válás lehetőségét, de kedvezőtlen esetben „Döglött kutyává” válhatnak. A stratégia megfogalmazása csak további vizsgálatok után, szelektív elemzést követően célszerű. Ágazati összehasonlításban tehát két szektorcsoport tartozhat ide. Egyikük perspektivikus, a világgazdasági megatrendekhez illeszkedik, de nagy az induló beruházás igénye, így egyelőre nem nyereséges; a másik szektorcsoportba azon ágazatok tartozhatnak, melyekben korábban viszonylag magas volt a befektetett tőkemennyiség, de ezt – talán éppen a szerkezetváltás miatt – elkezdték kivonni; még vannak likvid eszközök az ágazatban, de már csak a veszteséget finanszírozzák ezekkel.

⁵ Tulajdonképpen egy harmadik dimenziót is tartalmaz a diagram, miszerint a termékek abszolút piaci részesedése arányban áll az egyes terméket reprezentáló kör területével, de ezzel elemzésünkben nem számolunk.

Döglött kutyák: mindkét szempontból átlag alatti érték. Nem kell magyarázni a besorolás szempontjait, azok az ágazatok tartoznak ide, melyeknek nem megfelelőek az adottságaik, esetleg bizonyos korábbi politikai elhatározás okán alakultak ki, de mindig is veszteséget termeltek.

A faktorértékek alapján kialakuló BCG-mátrixot az 1. ábra szemlélteti.⁶

1. ábra. A BCG-mátrix 1992-ben a faktorértékek alapján



Vessünk pillantást az 1. ábrára.

– A Sztárok mezőbeli szóródása a legnagyobb, ami jobban átgondolva nem is meglepő, hiszen az attribútumleírások alapján ezt a mezőt vártuk a legdinamikusabbnak. Mindenképpen különös azonban, hogy a mátrix tanulsága szerint a likviditás és jövedelmezőség szinte egymást kizáró tulajdonságnak tűnik (hiszen a jobb felső sarok jobb felső sarkában nem találni egyetlen Sztárt sem).

– A Fejőstehenek likviditás szempontjából kevésbé szóródnak, ami pénzügyileg bizonyítja kiegyensúlyozottságukat.

– A Döglött kutyák tagjainak középponttól való távolsága a legnagyobb, talán arra a közmondásra bizonyíték ez, hogy a „baj csőstül jön”?

– A Kérdőjelek „tömörülnek” legjobban a középpont körül, a hasonló induló körülményeket reprezentálva.

Az átlagnál magasabb, illetve alacsonyabb jövedelmezőségű, illetve likviditású ágazatok 1992-ben a következő módon rendezhetők.⁷

⁶ A 7. tábla adatait szemlélve vegyük észre, hogy a likviditás szempontjából az a kedvező, ha a mesterséges változó értéke alacsony (negatív), ugyanis azon változók, melyektől magas értéket várunk (likviditás, gyorslikviditás) negatívan korrelálnak a faktorról, míg a másik két változó, akiknek értéke annál kedvezőbb, minél kisebb, pozitívan. Azért, hogy a későbbiekben a szokásos szóhasználat, illetve ez a negatív korreláció ne okozzon félreértést, a likviditási faktor becslési értékei helyett azok ellentétével számolunk, és azt nevezzük likviditási faktornak.

⁷ A szokásos ordinális skálán való besorolás helyett a tábla celláit úgy hoztuk létre, hogy a kimutatás „képe” megfeleljen az ábrának.

8. tábla

A BCG-mátrix egyes mezőiben található ágazatok száma 1992-ben

Az ágazatok likviditási faktora	Jövedelmezőségi faktor		
	átlag alatt	átlag felett	összesen
Átlag felett	8	12	20
Átlag alatt	16	8	24
<i>Összesen</i>	24	20	44

A mátrix egyes mezőibe sorolt ágazatokat a 9. tábla mutatja:

9. tábla

A BCG-mátrix egyes mezőinek tagjai 1992-ben

Döglött kutyák	Kérdőjelesek	Fejőstehenek	Sztárok
Szénbányászat és tőzegki-termelés	Mezőgazdaság, vad- és erdőgazdálkodás, halászat	Élelmiszer-, ital- és do-hánytermékek gyártása	Ruházati termék gyártása, szőrmekikészítés
Textiliák gyártása	Kőolaj-, földgáz-, urán-, fémkitermelés	Kiadói és nyomdai tevékenység, hangképsokszorosítás	Kőolaj-feldolgozás
Bőrkiállítás, bőrtermék-és cipőgyártás	Egyéb bányászat	Építőipar	Bútorgyártás, egyéb fel-dolgozóipar
Fafeldolgozás	Papír-, papíriparitermék-gyártás	Szállítás-kiegészítő tevékenység	Villamosenergia-, gáz- és hőellátás
Gumi- és műanyagipari termékek gyártása	Nemfém ásványi termékek gyártása	Ingó vagydon kölcsönzése	Víztermelés, -kezelés, -elosztás
Kohászat	Híradástechnikai termékek gyártása	Számtechnikai és kapcsolódó tevékenység	Kiskereskedelem
Fémfeldolgozási termékek gyártása	Vízi és légi szállítás	Gazdasági tevékenységet segítő szolgáltatás	Szálláshely-szolgáltatás és vendéglátás
Gépgyártás	Ingatlanügyletek	Szórakoztató, kulturális és sporttevékenység	Szárazföldi és csővezetékes szállítás
Irodagép- és számítógépgyártás			Posta és távközlés
Villamosiparigépgyártás			Oktatás, egészségügy, szociális ellátás
Műszergyártás			Szennyvíz-, hulladékkezelés
Közúti jármű-gyártás			Egyéb szolgáltatás
Egyéb jármű gyártása			
Közúti jármű- és üzemanyag-kereskedelem			
Nagykereskedelem			
Kutatás és kísérlet-fejlesztés			

Az 1992-es üzemgazdasági mutatók alapján kijelölhetők (lettek volna) lennének a fejlesztési irányok, vagyis utólag megítélhetővé válik, vajon azok az ágazatok fejlődtek-e,

melyek esetében ez racionális okokkal magyarázható. A lehetséges scenáriók, melyek természetesen vitathatók, ám semmiképpen sem logikátlanok:

- *Döglött kutyák*: piaci részesedésüknek csökkenni kellene, vagyis az ágazat súlya csökken;
- *Kérdőjelek*: elképzelhető akár lecsúszás (döglött kutyává válás), akár növekedés (sztárrá válás);
- *Fejőstehenek*: stagnálás vagy lecsúszás a döglött kutyák szintjére;
- *Sztárok*: további dinamikus növekedés várható, esetleg a növekedés kimerül az ágazat fejőstehén lesz.

Az előbbieken alapján az általunk vizsgált 1992 és 2001 közötti időszakban a következő scenáriók tűnhetnek megalapozottnak (a 10. tábla „sátrózott” mezői a lehetséges scenáriókat mutatják).

10. tábla

Lehetséges forgatókönyvek 1992 és 2001 között

Az ágazatok besorolása 1992-ben	Az ágazatok besorolása 2001-ben			
	Döglött kutya	Kérdőjel	Fejőstehén	Sztár
Döglött kutya				
Kérdőjel				
Fejőstehén				
Sztár				

Vizsgáljuk meg, hogy az ágazatok átrendeződése az előbbieken megfelelően zajlott-e le.

A 2001-ES ÁGAZATI SZERKEZET, ILLETVE BCG-MÁTRIX

Elemzésünk második szakaszában a korábban bemutatott eljárást elvégeztük a 2001-es év adataira vonatkozóan is. A módszertan ismertetésétől eltekintünk, hiszen ez a korábbival teljes mértékben megegyezik, a következőkben csupán az eredményeket közöljük.

11. tábla

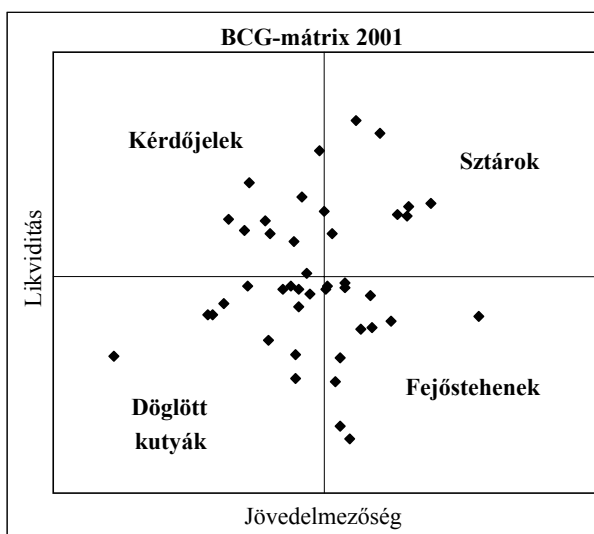
Faktoranalízis-eredmények a 2001. év adataira

Mutató	Kommunalitások	Faktorsúlyok	Factor score koefficiensek
	Jövedelmezőségi faktor		
Jövedelmezőségi			
ROE	0,7479	0,8648	0,4374
ROA	0,9596	0,9796	0,4955
AAE	0,2097	0,4579	0,2316
TAHE	0,0598	0,2445	0,1237
AAHE	0,0000	0,0067	0,0034
	Likviditási faktor		
Likviditási			
LIKV	0,7702	-0,8776	-0,3168
GY_LIKV	0,5386	-0,7339	-0,1568
TOKEHAT	0,7354	0,8575	0,3657
ELADOS	0,8680	0,9317	0,3658

A faktorok magyarázó ereje rendre, 39,54, illetve 72,81 százalék. Láthatjuk, hogy a jövedelmezőségi faktor esetében a magyarázó erő tovább csökkent, ami annak alapján is szembeötlő, hogy ennél a faktornál a faktorsúlyok abszolút értéke több változó esetében is meglehetősen alacsony.

A faktoranalízis alapján képzett 2001. évi Boston-mátrixot a 2. ábra mutatja.

2. ábra. A BCG-mátrix 2001-ben a faktorértékek alapján



A mátrix mezőibe tartozó ágazatok a 12. táblában olvashatók.

12. tábla

A BCG-mátrix egyes mezőinek tagjai 2001-ben

Döglött kutyák	Kérdőjelek	Fejőstehenek	Sztárok
Textíliák gyártása	Mezőgazdaság, vad- és erdőgazdálkodás, halászat	Szénbányászat és tőzegki-termelés	Egyéb bányászat
Fafeldolgozás	Kőolaj-, földgáz-, urán-, fémkitermelés	Élelmiszer-, ital- és do-hánytermékek gyártása	Bőrkiékszítés, bőrtermék-és cipőgyártás
Kohászat	Kiadói és nyomdai tevékenység, hangképsokszorosítás	Ruházati termék gyártása, szőrmekikészítés	Papír-, papíriparitermék-gyártás
Villamosiparigép-gyártás	Kőolaj-feldolgozás	Gumi- és műanyagipari termékek gyártása	Nemfém ásványi termékek gyártása
Egyéb jármű gyártása	Közútijármű-gyártás	Fémfeldolgozási termékek gyártása	Irodagép- és számítógép-gyártás
Bútorgyártás, egyéb feldolgozóipar	Villamosenergia-, gáz- és hőellátás	Gépgyártás	Műszergyártás
Kiskereskedelem	Víztermelés, -kezelés, -elosztás	Híradástechnikai termékek gyártása	Gazdasági tevékenységet segítő szolgáltatás

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Döglött kutyák	Kérdőjelesek	Fejőstehenek	Sztárok
Szálláshely-szolgáltatás és vendéglátás	Kutatás és kísérlet-fejlesztés	Építőipar	Oktatás, egészségügy, szociális ellátás
Szárazföldi és csővezeték-szállítás	Egyéb szolgáltatás	Közútjármű- és tüzemanyag-kereskedelem	Szennyvíz-, hulladékkezelés
Vízi és légi szállítás		Nagykereskedelem	
Szállítás-kiegészítő tevékenység		Posta és távközlés	
Ingatlanügyletek		Ingó vagyon kölcsönzése	
Szórakoztató, kulturális és sporttevékenység		Számtechnikai és kapcsolódó tevékenység	

A két BCG-mátrix összehasonlításából készíthetjük a 13. táblában látható kimutatást.

13. tábla

Az ágazatok BCG-mátrixon belüli „átrendeződése” 1992-ről 2001-re

Ágazatok besorolása 1992-ben	Ágazatok besorolása 2001-ben			
	Döglött kutya	Kérdőjel	Fejőstehén	Sztár
Döglött kutya	5	2	6	3
Kérdőjel	2	2	1	3
Fejőstehén	2	1	4	1
Sztár	4	4	2	2

A 13. táblában besatíroztuk azokat a mezőket, amelyek a korábbi forгатókönyveknek (lásd a 10. táblát) megfelelő változást mutatnak. Láthatjuk, hogy 13 ágazat megtartotta a pozícióját, 9 ágazat esetében a korábban „jósoltak” megfelelő változás zajlott le (satírozottak); a többi 22 ágazat esetében nem az általunk várt átrendeződés történt. A teljesség igénye nélkül kiemeltünk néhány ágazatot, ahol – talán kicsit kevésbé egzakt módon – magyarázzuk a stagnálás, illetve várt vagy váratlan változás okát.

– *Mezőgazdaság, vad- és erdőgazdálkodás, halászat.* Mindenképpen váratlan, hogy a rendszerváltás óta gazdaságpolitikai csatározások homlokterében álló mezőgazdaság nem mozdult el a kérdőjeles csoportból, úgy tűnik, a húzóágazattá váláshoz a jövedelmezőség növelése elengedhetetlen, nem pedig a további tőkeinjekció.

– *Szénbányászat és tőzegkitermelés és az Egyéb bányászat.* Az egyik legmeglepőbb, de nem megmagyarázhatatlan változás, miszerint az elmúlt évtizedben a (szén)bányászatból csak a valóban átlagnál magasabb jövedelmezőséget biztosító üzemek maradtak meg, a gazdaságpolitika célrendszerében mindig is csak a veszteséges bányák bezárása szerepelt, ugyanakkor az szénágazatba érkező tőke olyan kis mennyiségű, hogy a likviditás itt továbbra is alacsony.

– *Kohászat.* Jó példának tartjuk az ágazatot annak bemutatására, hogy amennyiben egy ágazat halódik, és oda semmilyen pozitív eszközzel be nem avatkoznak, akkor – a „lőzungokkal” ellentétben – az ágazat a leszakadók között marad.

– *Irodagép- és számítógépgyártás és a Műszergyártás.* A változás (Döglött kutyából Sztárrá válás) oka az ágazatokon belül a számítástechnikai ipar, illetve a precíziós műszerek gyártásának térhódítása. Úgy véljük, nem szorul magyarázatra, hogy a 90-es évek húzóágazatai mind jövedelmezőségüket, mind likviditásukat tekintve az átlag felett vannak.

– *Építőipar.* A viszonylag nagy mennyiségű új hitelkonstrukció, illetve az – elsősorban az időszak második felében megjelenő – állami nagyberuházások ellenére továbbra is a magas jövedelmezőség, de kicsi likviditás jellemző az ágazatra. A tulajdonképpeni kérdés inkább az, hogy meddig képes az építőipar az egyik legfontosabb jövedelemforrásként megmaradni?

– *Kiskereskedelem.* A 90-es évek elejének nagy fogyasztási felfutása elmúlt, a multinacionális kiskereskedelmi hálózatok térhódítása az árrepszintet, és ebből adódóan a nyereséget elapasztotta, így nem meglepő, hogy a kiskereskedelem (legalábbis a hagyományos kiskereskedelem) „haldoklik”.

– *Szálláshely-szolgáltatás és vendéglátás.* Többé-kevésbé az előzővel azonos utat járt be ez az ágazat is. Részben a vendégek számának csökkenése, részben – talán éppen a korábbi kedvező helyzet miatti – túlzott konkurenciaharc miatt a jövedelmezőség lecsökkent, a folyamatos veszteségesség, illetve az alacsony nyereség a likviditási tartalékokat felemésztették.

– *Vízi és légi szállítás.* Anélkül, hogy konkrét cégneveket említenénk, könnyen belátható, hogy a nemzeti légitársaság, illetve hajózási cég veszteségessége az egész ágazatra rányomja a bélyegét: az ágazat 2001-ben már csak átlag alatti jövedelmezőséggel és likviditással rendelkezik.

– *Posta és távközlés.* Az ágazat korábban kiemelkedő helyzete mára kissé redukálódott, továbbra is magas jövedelmezőség, de már nem biztos, hogy ugyanolyan növekedési periódus várható a távközlési szolgáltatások terén.

– *Oktatás, egészségügyi, szociális ellátás.* A korábban érdeklődéssel figyelt jelenség továbbra is fennáll, az ágazat üzemgazdasági szempontból Sztárnak tűnik, ugyanakkor talán ennek az ágazatnak az elemzése mutatja meg leginkább a választott módszer (BCG-mátrix) alkalmazásának problémáit. Mégis fenntartjuk korábbi megállapításainkat: részben a szabályozórendszer (hitelfelvétel tiltása), részben a szigorú költségvetési gazdálkodás banki szempontból kívánatosá teszi az ágazatot.

– *Szórakoztató, kulturális és sporttevékenység.* A jövedelmezőség csökkent, friss pénz nincs több; ebből már következik a kategóriaváltás, amelyet például a Magyar Televízióról, vagy az olimpiai sportmozgalomról szóló híreket hallgatva csak sajnálhatunk.

A SZERKEZETVÁLTÁS VIZSGÁLATA DISZKRIMINANCIAANALÍZISSEL

Mivel úgy tűnik, hogy majdnem minden változás megmagyarázható, megkíséreltünk üzemgazdasági tényezőket állítani a változások mögé.

A diszkriminanciaanalízis egy előre adott csoportosítás felülvizsgálatára alkalmas eszköz (*Hajdu* [2003]), amelynek segítségével képesek vagyunk:

a) megállapítani a csoportosítás helyességét;

b) kiválasztani azon kvantitativ változókat, melyek megmagyarázzák a kiinduló csoportosítást (stepwise algoritmus mód nyílik ezeknek a magyarázó erő szerinti sorba rendezésére is);

c) az ún. klasszifikációs függvény segítségével meghatározhatjuk azon eseteket (egyedeket, esetünkben ágazatokat), amelyek nem a saját kiinduló csoportjukra hasonlítanak legjobban, sőt mód nyílik az órájuk inkább jellemző kategória kiválasztására.

Az előre adott, felülvizsgálandó csoportosítás esetünkben akár három módon is elvégezhető.

1. Három részre osztjuk az ágazatokat annak alapján, hogy az 1992-es, illetve 2001-es Boston-mátrixban hol helyezkednek el, így a következő három csoport keletkezik:

- a) nem változott a helyzetük (13 ágazat),
- b) scenárió szerint változott a helyzetük (9 ágazat),
- c) nem scenárió szerint változott a helyzet (22 ágazat).

2. Csak két részre bontjuk az ágazatokat, mégpedig úgy, hogy az előző csoportosítás első két kategóriáját összevonjuk, azaz a változatlanúságot szintén elképzelhető scenáriónak tekintjük.

- a) nem változott, vagy a scenárió szerint változott a helyzetük (22 ágazat),
- b) nem a scenárió szerint változott a helyzetük (22 ágazat).

3. A BCG-mátrix logikája alapján definiálhatunk pozitív, illetve negatív változást: az ábrán jobbra, illetve felfelé haladva a változás pozitív; balra, illetve lefelé haladva negatív hatású; ennek alapján szintén három csoport képezhető⁸:

- a) nem változott a helyzetük (13 ágazat),
- b) pozitívan változott az ágazat helyzete (15 ágazat),
- c) negatívan változott az ágazat helyzete (14 ágazat).

A magyarázó változók körének kijelölése szintén nem magától értetődő. Ezen a ponton kívánjuk – legalábbis részben – megválaszolni a címben feltett kérdést, miszerint üzemgazdasági okokkal magyarázható-e a szerkezetváltás. Vélelmezzük, hogy amennyiben a vállalat-gazdaságtani gyakorlatból ismert, az üzemgazdasági elemzésekben gyakran használt hatékonysági, illetve termelékenység kategóriákkal leírható valamelyik csoportosítás, azaz a diszkriminanciaanalízis során kielégítő klasszifikációt érünk el, akkor a rendszerváltás utáni gazdasági átalakulások – legalább egyik – mozgatórugója az üzemgazdasági racionalitás volt. Az előbbiekből következően négy markáns, a mérlegelemzésekben gyakran használt jelzőszám 1992 és 2001 közötti változásával próbáljuk meg a Boston-mátrix átrendeződéseit magyarázni.

– A termelékenységet reprezentáló személyi ráfordítás-arányos árbevétel mutatójának változása (D_{SZAA}). Az alapmutató megmutatja, hogy 1 forint személyi költség (bér + tiszteletdíjak + prémium + járulékok) hány forint árbevételt eredményeznek átlagosan az ágazatban; a magyarázó változóként használt index ezen intenzitási viszonyszám relatív növekményét mutatja.

– Az eszközigenyességet mutató értékcsökkenés-arányos árbevétel változása ($D_{ÉCSAA}$), ahol az alapmutató a tárgyi eszköz felhasználáshoz (a termelési függvények szóhasználatával élve a holtmunka-ráfordításhoz) viszonyítja az árbevételt (a kibocsátást); a magyarázóváltozó ezen mutatók 1992 és 2001 közötti relatív növekménye.

⁸ Akárcsak a portfólióelemzésben, itt sem sorolhatók be pozitívnak, illetve negatívnak a balra fel, vagy jobbra le mozgások. Ezekről az ágazatokról (szerencsére csak két ilyen van) eltekintünk.

– A már többször említett jövedelmezőség mutatói közül az egy részvényre jutó eredménymutatójának abszolút változása (D_ROE). Ez esetben kénytelenek voltunk az abszolút változást figyelembe venni, hiszen a mutató intervallum- és nem arányskálán mért (az eredmény lehet negatív is).

– A likviditási mutatók közül a likviditási ráta relatív változása (D_LIKV).

A három különböző csoportosítás mindegyikénél elvégeztük a diszkriminanciaanalízist, amelynek végeredményéből különösen kíváncsiak voltunk arra, hogy a négy – általunk fontosnak vélt – üzemgazdasági mutatószám változása mennyiben magyarázta a csoportosítást, valamint azt, hogy milyen a mutatók magyarázó erejének a sorrendje.

14. tábla

A diszkriminanciaanalízis eredménye, különböző csoportosítások esetén

Mutató/Változó	Csoportosítási elv		
	1. változat (3 csoport, scenárió szerint)	2. változat (2 csoport, scenárió szerint)	3. változat (3 csoport, pozícióváltozás szerint)
Wilks' lambda	0,794	0,889	0,681
Változók bevonási sorrendje	D_LIKV D_ÉCSAA D_SZAA D_ROE	D_ÉCSAA D_ROE D_SZAA D_LIKV	D_ROE D_LIKV D_ÉCSAA D_SZAA
Korrektül besorolt ágazatok aránya (százalék)	52,3	59,1	57,1

A diszkriminanciaanalízis eredményei meglehetősen egyértelműek: tulajdonképpen egyik általunk előre adott csoportosítást sem tudtuk kielégítően megmagyarázni az üzemgazdasági elemzésekben általánosan elfogadott hatékonysági, termelékenységi, jövedelmezőségi mérőszámokkal. A modellek magyarázó ereje, a Wilks' lambda komplementere, 11 és 32 százalék között mozog; a korrektül besorolt ágazatok aránya alig haladja meg az 50 százalékot; a tényezőváltozók bevonási sorrendje semmilyen tendenciát sem mutat.

KÖVETKEZTETÉSEK

A tanulmány nem tűzte maga elé célként a Magyarországon lezajlott gazdasági szerkezetváltás teljes körű és valamennyi tényezőre kiterjedő vizsgálatát. Ugyanakkor úgy gondoljuk, néhány szempontból érdekes adalékkal szolgálhattunk a fenti kérdéskörben, talán néhány kevésbé közismert folyamatra is felhívtuk a figyelmet.

A folytatandó kutatásnak három továbbfejlesztési iránya is felrajzolható.

1. Érdemes lenne megvizsgálni valamennyi évet az elemzett évtizedben, és diszkriminanciaanalízis segítségével végigkövetni, hogyan „veszítik el” eredeti csoportjaikat az ágazatok.

2. Meg kellene vizsgálni, hogy léteznek-e olyan üzemgazdasági, esetleg makrogazdasági változók, amelyekkel a szerkezetváltás megmagyarázható.

3. Érdekes lenne definiálni egy olyan „bázisévet”, amelyhez képest a legkisebb szerkezeti elmozdulás tapasztalható, és a későbbi empirikus kutatásokban ezt lehetne a „rendszerültást követő új időszak első éve”-ként felfogva, a későbbi makrogazdasági elemzések alapjának tekinteni.

Meglehetősen nyugtalanítónak tűnhet, hogy a magyar nemzetgazdaság ágazatainak „fejlődéstörténete” sok tekintetben független a racionális tényezőktől (hatékonyság, termelékenység, jövedelmezőség, likviditás), ugyanakkor azt is megállapíthatjuk, hogy a banki hitel ügyintézésében, illetve üzemgazdasági napi gyakorlatban alkalmazott mutatószám-rendszer az ágazati aggregátumban már nem feltétlenül hasznosítható.

IRODALOM

- ÁCS B. [2004]: Magyar nemzetgazdasági ágazatok elemzése pénzügyi mutatók segítségével. *Gazdaság és Statisztika*. 16. (55) évf. 6. sz.
- FEHÉR M. – SOMOGYVÁRYNÉ CZ. I. – SZABÓNÉ G. M. [1996]: *Mérlegtan és Mérlegelemzés*. Janus Pannonius Könyvkiadó. Pécs.
- FÜSTÖS L. – MESZÉNA GY. – SIMONNÉ M. N. [1986]: *A sokváltozós adatelemzés statisztikai módszerei*. Akadémia Kiadó. Budapest.
- HAJDU O. [2003]: *Többváltozós statisztikai számítások*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HAJDU O. – JÁVOR L. – VIRÁG M. [1995]: A magyar gazdaság szakágazatainak komplex pénzügyi mutatórendszeren alapuló vizsgálata. *Vezetéstudomány*. 10. sz.
- HAJDU O. – JÁVOR L. – VIRÁG M. [1996]: A magyar gazdaság szakágazatainak pénzügyi mutatórendszeren alapuló minősítése. *Ipargazdasági Szemle*. 1–3. sz.
- HUNYADI L. – VITA L. [2002]: *Statisztika közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- JAHN, W. – VAHLE, H. [1974.]: *A faktoranalízis és alkalmazása*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- KOTLER, PH. [1999]: *Marketing menedzsment*. Műszaki Könyvkiadó. Budapest.
- KÖVES P. – PÁRNICZKY G. [1981]: *Általános statisztika I-II*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- KSH [1990]: *Magyar Statisztikai Évkönyv 1989*. Budapest.
- KSH [1994]: *Magyar Statisztikai Évkönyv 1993*. Budapest.
- KSH [1995]: *A vállalatok pénzügyi adatai 1992–1993*. Budapest.
- KSH [1998]: *Magyar Statisztikai Évkönyv 1997*. Budapest.
- KSH [2000.]: *A vállalatok pénzügyi adatai 1995–1998*. Budapest.
- KSH [2002]: *Magyar Statisztikai Évkönyv 2001*. Budapest.
- KSH [2003.]: *A vállalatok pénzügyi adatai 2000–2001*. Budapest.
- KSH [2004]: *Magyar Statisztikai Évkönyv 2003*. Budapest.
- PEARCE, W D. [1993]: *A modern közgazdaságtan ismerettára*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- RAPPAI G. [2000]: Az uniós csatlakozás időpontja egy üzemgazdasági elemzési módszer tükrében. *Statisztikai Szemle*. 78. évf. 12. sz. 981–993. old.
- SÜLYOK-PAP MÁRTA (szerk.) [1998]: *Banküzemtan*. BKE Pénzügyi Intézet. Budapest.
- SVÁB J. [1979]: *Többváltozós módszerek a biometriában*. Mezőgazdasági Kiadó. Budapest.

SUMMARY

As an introduction the authors review the structural changes of the Hungarian industry of the last decade following the economic turn-round applying simple, descriptive statistic methods. With the help of a factor analysis conducted for profitability and liquidity ratios based on the financial data of non-financial enterprises the authors make a grouping for the Hungarian industries. Setting up a modified Boston Consulting Group matrix for both 1992 and 2001 in accordance with the factor analysis results, they conclude that the role of the branches has significantly changed. However the results of a discriminant analysis have not testified the hypothesis assuming productivity and efficiency reasons of the changes.

A STRUKTURÁLIS REFORMOK ÉS A VERSENYKÉPESSÉG ÖSSZEFÜGGÉSEI

DR. ZÁDOR MÁRTA

Ma konszenzus uralkodik abban a kérdésben, hogy az EU Egyesült Államokkal szembeni hátrányának egyik fő oka, hogy halasztódnak a strukturális reformok, elsősorban az unió nagy országaiban. Egyértelmű, hogy valódi piac- és vállalkozásbarát intézményi és szabályozási rendszert meghonosító strukturális reformokra van szükség. Mi is valójában a strukturális reformok tartalma, és mi azok versenyképességi hozadéka? Van-e olyan végrehajthatósága is a strukturális reformoknak, ami lehetővé teszi a stabilitás és a szociális dimenzió egyidejű megőrzését az unióban? Cikkünk öt nagy terület – a pénzügyi szektor, a munkaerőpiacok, a termékpiacok, az adópolitika és a kereskedelem politika – jellemzőit tekinti át. Azt vizsgálja, hogy:

- milyen tényezők határozták meg a lezajlott reformok fő vonulatait a vizsgált területeken? Ennek kapcsán ismertetjük a reformok dinamikája- és hatékonysága közötti összefüggések mérésére kidolgozott módszertan tartalmi jellemzőit;
- melyek a reformok minőségi tényezői? Mi magyarázza a reformok hatókörében és végrehajtásuk gyorsaságában tapasztalható országokénti eltéréseket?
- a reformok meghonosításának üteme és hatóköre milyen mértékben határozza meg annak sikereit és hatékonyságát?

TÁRGYSZÓ: Strukturális reformok. Nemzetközi versenyképesség. Reformhatékonyság aggregált indikátora.

Az utóbbi két évtized OECD-térségen belüli felzárkózási tendenciáiról megjelent elemzésünk (Zádor [2004c]) a makrogazdaság strukturális egyensúlyi állapotának fontosságával, elsősorban az aggregált kereslet belső feszültségeinek a versenyképességet rontó, illetve javító hatásaival foglalkozott. A strukturális politika jelentőségének egy másik megközelítése az intézményi és szabályozási környezet versenyképességének és a fenntartható gazdasági növekedés hatásainak vizsgálata. A munkaerő-, pénz-, tőke- és egyéb tényező piacok, az árrugalmasság-, vagy az innovációs tevékenység korlátozottsága negatívan befolyásolja a növekedést és a beruházásokat, a foglalkoztatás hatékonyságát, és ezzel együtt a termelékenység és a kibocsátás alakulását. Mindez végső soron a versenyképességet, ezáltal a tényleges felzárkózás esélyeit rontja. Nem véletlen, hogy a G-7 országok 2004. tavaszi csúcstalálkozóján elfogadott „Növekedési Agenda” („Agenda for Growth”) középpontjában a strukturális reformok felgyorsításának kérdése áll. Az IMF legutóbbi áprilisi jelentései is külön fejezetet szentelnek az ipari országok strukturális reformjainak (IMF [2003], [2004]).

Természetesen nem új felvetésről van szó. Az 1980-as évek elejétől konszenzus uralkodik abban a kérdésben, hogy egy valódi piac- és vállalkozásbarát intézményi és szabályozási rendszert meghonosító strukturális reformokra van szükség. Ezek ellenére országok és szektorok között is jelentősen eltér a megvalósult reformok hatóköre és sebessége. A fejlett ipari országokat vizsgálva a legjelentősebb eltérés Európán belül uralkodik, ahol a termék- és munkaerőpiacokon fennálló, növekedést akadályozó túlszabályozottság mértéke országonként változik (*Blanchard–Philippon* [2003], *OECD* [2003]). Nem véletlen, hogy az OECD legutóbbi Foglalkoztatási Jelentése új foglalkoztatási reformstratégiát fogalmazott meg, *OECD* [2004a]), emellett a legfrissebb országjelentéseiben a strukturális reformok felgyorsítását sürgeti Németország és Franciaország esetében is (*OECD* [2004b], *OECD* [2004c]).

Tanulmányunkban a gazdasági versenyképesség és az intézményrendszerek, illetve a szabályozási környezet hatékonysága közötti összefüggéseket vizsgáljuk. A 2003. október 16-17-i brüsszeli csúcstalálkozón elfogadott: „Európai Növekedési Kezdeményezés” programja mellett az Európa nagygazdaságaiban beinduló reformok (mindenekelőtt ezek nyugdíjrendszerei és a munkaerőpiacokra vonatkozó elemei), az „Európai Foglalkoztatási Stratégia” gyakorlati megvalósulása arra adnának esélyt, hogy egy 2-3 éves mérsékelt gazdasági növekedés után megindulhasson az Unió felzárkózása az Egyesült Államokhoz.¹ Az egységesülő tőkepiac révén nőhetnek a bevonható működő tőkeforrások és a térség egészének tőkevonzó képessége is erősödhet.

Napjainkban az egyik legjelentősebb politikai és gazdasági kihívás, hogy lehetséges-e egyszerre fenntartani a nyugat-európai jóléti államot, valamint az unió minden polgára számára biztosított szabad munkaerő-áramlást és a szociális jogokat. Milyen összefüggés érvényesül-e a strukturális reformfolyamat végigvitele és a versenyképesség között? Valóban közgazdasági törvényszerűség-e, hogy az egyiket fel kell áldozni a másik javára? Nincs-e egyéb tartalék a „lemaradó” nagygazdaságokban? Mérhető-e a strukturális reformok valódi hozadéka? Mennyiben befolyásolják a vállalkozásbarát intézményi- és szabályozási rendszer, illetve a tényezőáramlás szabadságának intézményi biztosítékai a versenyképesség feltételrendszerét?

A strukturális reformok dinamikájának vizsgálata megfelelő mérési módszertant, mutatórendszert igényel. Erre a célra több aggregált indikátor rendszer is létezik. Vizsgálatunk az IMF 2004. áprilisi jelentésének mutatóit használja (*IMF* [2004]). Ez a mutatórendszer az OECD-tanulmányok alapján kristályosodott ki, és relatíve újnak tekinthető, mivel a strukturális reformpolitikái lépések monitoring rendszerű megfigyelése csak az 1990-es években vált gyakorlattá. Ezért csak viszonylag rövid időszakok állnak rendelkezésre, és a mutatók mélysége, illetve kidolgozottsága is reformterületenként különbözik. Ez ugyan nem kérdőjelezi meg a jelentős trendek és fejlődési tendenciák feltárását, miután azok a politikai lépések hatékonyságát leíró kvantitatív mutatókkal nagyon szoros korrelációt mutatnak, mégis szükségessé teszi egy, a gazdasági hatások mérését segítő makroökonómiai változóegyüttes kidolgozását. Ennek kimunkálása fo-

¹ A növekedés és munkahelyteremtés válik a fő prioritássá. A stabilitás, a biztonság, a gazdasági prosperitás és társadalmi kohézió együttes teljesülésének kudarca miatt kerül az EU vezető szervezetinek napirendjére 2005. első hónapjaiban a három legfontosabb témakör. Nevezetesen: a Lisszaboni Stratégia reaktiválása, a Stabilitási és Növekedési Paktum flexibilizálásának terve, valamint a 2006–2013-as Költségvetés megvitatása és elfogadása. A makroökonómiai feltételek megteremtése nélkül ugyanis teljesíthetetlen a jobb minőségű, és egyben biztosabb munkahelyek megteremtésének célkitűzése.

lyamatban van a nemzetközi szervezetekben, de további finomításuk még a jövő feladata.² Cikkünk az IMF-modellbe beépített öt nagy terület – a pénzügyi szektor, a munkaerőpiacok, a termék piacok, az adópolitika, a kereskedelmi politika – jellemzőit tekinti át. Elemzésünk a modell eredményeit saját ország tanulmányokkal és átfogó, világgazdasági elemzésekkel egészíti ki. Az egyes területek szabályozási és intézményi környezetét, a lezajlott strukturális reformok konkrét hozadékait külön tanulmányokban tekintjük majd át a jövőben.

A fenti területek egyidejű vizsgálata azért fontos, mivel nemcsak az egyes területek regulációs reformja hat vissza a gazdasági növekedésre. A reformok egyidejűsége és kölcsönhatásai ugyanis felerősítik az intézkedések hatékonyságát. Emellett, együttesen hatékonyabb kompenzációt tudnak biztosítani a reformfolyamat „vesztes szektorainak”. A továbbiakban áttekintjük:

– azokat a tényezőket, melyek meghatározták a lezajlott reformok fő vonulatait a vizsgált területeken. Ismertetjük a reformok dinamikája és hatékonysága közötti összefüggések mérésére kidolgozott módszertan tartalmi jellemzőit;

– a reformok minőségi tényezőit, és azt, hogy mi magyarázza a reformok hatókörében és végrehajtásuk gyorsaságában tapasztalható országonkénti eltéréseket;

– a reformok meghonosításának ütemének és hatókörének következményét, azt, hogy ez milyen mértékben határozza meg a reformok sikereit és hatékonyságát.

A REFORMOK DINAMIKAI ÉS HATÉKONYSÁGI MÉRÉSÉNEK TARTALMI ÉS MÓDSZERTANI ELEMEI

Az ipari országok strukturális reformjainak hatékonyságmérése céljából már megszülettek az első kvantitatív indikátorok. Ezek az állami dereguláció, szabályozásmérséklés eszköztárát hasonlítják össze a beavatkozás csökkentésének mértéke, területe, hatóköre szerint. Az elemzésnél figyelembe kell venni, hogy a strukturális reformokat mérő indikátorok használata viszonylag új. Ezek ellenére, hasznos támpontot nyújtanak, és jó alappal szolgálnak a reformok hatékonyságának megítéléséhez.

Tartalmi elemek

A strukturális reformok olyan intézkedésgyűjtést jelentenek, amelyek az intézményi keretek, és az ezek működését segítő szabályozási normák változtatása révén a vállalkozásbarát gazdasági környezet megteremtését szolgálják. A strukturális reformfolyamat akkor éri el célját, ha növeli a nemzetgazdasági szintű hatékonyságot, javítja a gazdaság rugalmasságát és a termelési tényezők szabad áramlásához olyan feltételrendszert teremt, amely mikroökonómiai szinten magasabb termelékenységet, versenyképesebb gazdaságot eredményez. Mindez akkor tekinthető hatékonynak, ha úgy segíti a makroökonómiai stabilizá-

² A fejlett ipari országok strukturális reformjainak hatékonyságát értékelő modellek és aggregált mutatók nem azonosak a leendő csatlakozó országok piaci reformjainak előrehaladását leíró, az EBRD (Európai Fejlesztési és Beruházási Bank) által kifejlesztett tranzíciós indexszel. Ezek néhány eleme közös, de más céllal kerültek kidolgozásra, így az indexben szereplő tényezők súlyozása is eltér. A tagjelölt országok strukturális reformterveit jórészt a működő piacgazdaság megteremtését célzó erőfeszítések jellemezték. A tagjelöltek csatlakozás előtti programjainak célja a koppenhágai kritériumrendszerben fogalmazódott meg, amely a csatlakozáshoz szükséges gazdasági, szabályozási és intézményi fejlettségi szint megteremtését irányozta elő.

ciót, hogy egyben csökkenti az állami beavatkozás szükségességét, illetve, ahol az indokolt, jobb és hatékonyabb államigazgatást eredményez.

Ehhez sok esetben szükségesek a deregulációs folyamatok, az árrugalmasságot biztosító intézkedések és a versenyszabályozási feltételek, a termelő kapacitások feletti állami ellenőrzés leépítése, még a legfejlettebb ipari országokban is. Ugyanakkor, ismeretes, hogy néhány piaci szegmens hajlamosabb a csődre vagy bukásra, és alacsonyabb hatékonysággal működik, mint más tényezőpiacok (hektikusabbak a változások, kiszámíthatatlanabb a piaci szereplők magatartása). Az állami szabályozás újbóli életbe léptetésére ezért alkalmanként szükség lehet. Amennyiben elkerülük a túlszabályozást, ez hatékony gazdaságpolitikai eszköznek bizonyulhat olyan területeken, ahol a piaci mechanizmusok ezt nem képesek helyettesíteni. Ilyen napjainkban a vállalati vezetésnek, a szervezeti rendszer szabályozóinak, vagyis a vállalati transzparencia megteremtésének az állami „re-regulációja”, vagy néhány biztosítási piac állami felügyeletének újbóli életbe léptetése. Bizonyos területeken, nemzetközi szinten is szükség van a transzparencia megteremtéséhez az államok közti együttműködésre, a központi szabályozás tapasztalatainak megosztására. A 2004. június 3–4. között, Berlinben megtartott: „OECD Globális Fórum az Adózásról” c. konferencia a korrekt nemzetközi adózási versenyfeltételek megteremtésének, az egyes országok gyakorlata transzparenciájának, a nemzetközi és bilaterális párbeszéd meghonosításának céldátumául 2006-ot tűzte ki (OECD [2004d]). A strukturális reformok elmúlt két évtizednyi intézményi és szabályozási eredményei alapján megállapítható, hogy azok megvalósulását gyakran hátráltatja a kellő politikai elhatározottság. Az adott „status quo” nyertes szektorai nehezen mondanak le kiváltságaikról, a reformok eredményei pedig időben és az egyes szektorok között egyenlőtlenül fejtik ki hatásukat. Az elmúlt 20 év tapasztalata szerint azonban, a reformok a politikai ellenállás ellenére is utat törnek maguknak.

A nemzetközi szakirodalomban használt kvantitatív indikátorok alapján már értékelhetők a strukturális politikai lépésváltozások eredményei. Ezek az aggregált mutatók a strukturális politikák restriktív szintjének összehasonlítására is alkalmasak. Néhány kiemelkedő szektorban az aggregált mutatók az egész szektor szabályozási környezetének változásáról nyújtanak információt. A mutatók a restriktív, megszorítások, előírások számának csökkenését reformlépésnek tekintik. Az általunk kiválasztott IMF-mutatók köre (IMF [2004]) arra az öt fő területre terjed ki, ahol az utóbbi két és fél évtized legjelentősebb reformjai zajlottak; ezek: a pénzügyi szektor, munkaerő piacok, nemzetközi termékkereskedelem politika, adópolitika és néhány árupiac. Az elemzésnél figyelembe kell venni, hogy a strukturális reformokat mérő indikátorok használata viszonylag új, néhány esetben mindössze egyetlen időpont áll rendelkezésre az országok vagy szektorok közötti összehasonlításra. Például a kiemelt árupiacok mindössze hét energiatermelő és -szolgáltató ágazatot vesznek számításba, mégis megbízható útmutatást nyújtanak a kereskedelempolitikai reformfolyamat fő tendenciáiról. Minél magasabb a mutató értéke, annál kevésbé restriktív szabályozáspolitikát jellemez. A restriktív mértéke ugyanakkor önmagában nem ad lehetőséget a szektorok közötti minősítésre, mindössze a restriktív szintjének változását jelzi. A mutatók az 1975 és 2000 közötti időszakra, 20 ipari országra vonatkoznak. Az országok: Ausztrália, Ausztria, Belgium, Kanada, Dánia, Finnország, Franciaország, Németország, Írország, Olaszország, Japán, Hollandia, Új-Zéland, Norvégia, Portugália, Spanyolország, Svédország, Svájc, Nagy-Britannia és az Egyesült Államok.

1. tábla

A strukturális reformok aggregált indikátorának elemei

Pénzügyi szektor	Munkaerőpiac	Termékpiacok	Adózás	Nemzetközi kereskedelempolitika
Bankverseny, hitel kontroll	A foglalkoztatottak védelme	a) <i>Az 1975–1998-as időszakban, az alábbi nem feldolgozóipari ágakra:</i>	Adóterhelés aránya	Hatályos vámtarifák
Kamatlábak	Munkanélküli segély rátája	Gázellátás	Az indirekt adók aránya az adóbevételeken belül	
A nemzetközi tranzakciók restriktív, árfolyampolitika	A segélyezés időtartama	Villamos áram ellátás	Hatályos munkaadó átlag	
		Postai szolgáltatás	Hatályos tőkeadó átlag	
		Távközlés	Adó torzulás mértékének indexe	
		Légi utas-szállítás		
		Vasúti szállítás		
		Közúti áruszállítás		
		b) <i>Az indikátor a szabályozás alábbi területeit veszi figyelembe:</i>		
		A piacra lépés akadályai		
		Állami tulajdon		
		Piaci struktúra		
		Vertikális integráció		
		Árszabályozás		

Forrás: Thomas Helbling: Structural Policy Indicators. In: World Economic Outlook. 2004 April. Chapter III. „Fostering Structural Reforms in Industrial Countries”. 3.1. függelék. IMF. Washington D. C.

Az elemzésekhez használt indikátorok módszertana³

Az aggregált indikátoradatok négy esetben súlyozatlan átlagok. Ezek azokat a szektorspecifikus elemeket veszik számításba, ahol az állami szabályozók és gazdaságpolitikai tényezők gazdasági versenyt és árrugalmasságot akadályozó restriktív intézkedései meghatározzák a szektor egészének „regulációs” szintjét és hatékonyságát. Ilyenek a maximált árak, a piacra jutás vagy piacról való kilépés vállalati akadályai, az árukínálat behatárolása. Az egyes szektorok között jelentős eltérések vannak a szabályozók jellegében. Ez magyarázza, hogy a vizsgált öt területen más-más

³ Az indikátor kidolgozója, *Thomas Helbling* szektorok szerint az alábbi adatbázist használta: *pénzügyi szektor*: IMF Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, *Bröker Günther*: Competition in Banking, OECD 1989 Paris; OECD: Economic Surveys 1999; *munkaerő piacok*: *Nickell Stephen–Luca Nunziata*: Labour Market Institutions Database. 2001. <http://cep.Ise.ac.uk/pubs/download/data0502.zip>. és IMF: *World Economic Outlook* 2004. április. Chapter IV; *termékpiacok*: *Nicoletti Giuseppe–Stefano Scarpetta*: Regulation, Productivity and Growth: OECD Evidence, „Economic Policy. 18. évf. 36. sz. 19–72. old. OECD 2001.; *adópolitika*: *Carey David–Josette Rabesona*: Tax Ratios on Labour and Capital Income and on Consumption. *OECD Economic Studies*. 35. sz. 129–174. old.

tényezőegyüttes került be az aggregált indikátorba. A vizsgálat keretében – 1975 és 2000 között – 20 ipari országra éves adatokat vesznek alapul. Az egyes szektorindikátorok elemeinek jellemzői:

1. Pénzügyi szektor⁴

a) bankverseny- és hitelkontroll: a modellben 1-es értéket kapott ez a tényező, ha a bankhitelek növekedése korlátozott az egyes hitelfajták többségénél, vagy ha a hitelpiacok erősen fragmentáltak; 2-es értékű, ha a bankhitelek allokációja korlátozott, és 3-as, ha a bankhitelek allokációja indokoltan szabályozott;

b) kamatlábkontroll: a modellben 1-es értéket kapott az indikátor, ha a betéti és hitelkamatlábak központilag, direkt módon szabályozottak; 2-es, ha a betéti és hitelkamatlábak központilag, direkt módon előírtak, vagy a kereskedelmi bankok határozzák meg azokat; 3-as, ha a kamatlábak adminisztratív kontroll nélkül alakulnak, és nem befolyásolják azokat kartell-megállapodások sem;

c) nemzetközi pénzügyi tranzakciók restriktiója: ez a modellváltozó 0-1 értékskálán mozog, és 1-es értéket kap, ha a nemzetközi pénzügyi tranzakciók teljes mértékben liberalizáltak. Ennek a szektornak a szabályozási intézkedései korrelálnak legerőteljesebben a pénzügyi rendszer egyéb reformlépéseivel.

2. Munkaerő-piaci reformok

a) a foglalkoztatottak védelme: az indikátor a foglalkoztatottak védelme területén történő restriktiókat méri (a skála 1–3 érték között mozog);

b) munkanélküli-segély rátája: az indikátor az első évre járó munkanélküliségi ellátásnak az adózás előtti jövedelemhez viszonyított átlagát mutatja, a magasabb ráta az indikátor szempontjából a restriktió nagyobb arányát mutatja;

c) a segélyezés időtartama: a ráta a munkanélküliségi ellátásnak a második évtől az ötödik évig terjedő átlagos szintjét viszonyítja az első évi ellátás rátájához. A magasabb érték itt is növekvő restriktiót jelez.

3. Termékpiaci reformok

Az indikátor az 1975–1998-as időszakban a gáz- és villamosenergia-ellátás, postai szolgáltatás, távközlés, légiutas-szállítás, vasúti szállítás, közúti áruszállítás területén az alábbi intézkedéseket veszi számításba: a piacra lépés akadályai, állami tulajdon (például közbeszerzési eljárás), piaci struktúra, vertikális integráció, árszabályozás. (A skála ez esetben is 1-3 érték között mozog.)

4. Adóreformok

Az indikátor az adópolitika tág szabályozási eszköztárából a személyi jövedelemadó és a fogyasztói adóváltások relatív torzulásainak mértékét hasonlítja össze. Az abszolút érték növekedése az adóterhek fokozódását jelenti. Nemcsak a tőkejövedelmek adóterheit veszi számításba, hanem a munkajövedelmek adóját is. Ez azzal indokolható a modellben, hogy a legkevésbé optimista variáns az, ha a munkaerőköltségbe épülnek be a

⁴ Az indikátor nem veszi számításba a bankversenyt, így ez a terület nem szerepel a tanulmány aggregált indikátorában. Mi igen fontosnak tartjuk a bankverseny szerepét, mivel ennek foka az összes többi tényezőre is hatást gyakorol.

legmagasabb adóterhek. A munkabéreket terhelő adókat a munkanélküliség és a fekete gazdaság egyik ösztönzőjeként veszi számításba az indikátor. A figyelembe vett mutatók az alábbiak:

a) az adóterhelés aránya: az indikátorvariáns rangsorol a maximális effektív adóhatárráta jövedelmeken belüli aránya szerint. A mutató 0–10 közötti skálán mozog, és öt év változásait foglalja magába. Az indikátor magasabb értéke magasabb adótorzulást tükröz;

b) az indirekt adók aránya az adóbevételeken belül: a magasabb ráta kevésbé restriktív környezetet tükröz, mivel az adóterhek ebben az esetben inkább a fogyasztást, mint a jövedelmeket terhelik;

c) hatályos munkaadóátlag: a ráta a hazai jövedelemadókon belüli munkaadóarányt és a bér jellegű adók jövedelmeken belüli hányadát mutatja. A magasabb érték nagyobb abszolút adóterhelést (adótorzulást) jelez;

d) hatályos tőkeadóátlag: a mutató a bruttó nyereségre vetített tőkeadók átlagát adja meg. Emellett beépíti a hazai jövedelmeken belüli tőkeadó, illetve külön elemként a vagyónadó tőkejövedelemhez viszonyított arányát. A magasabb ráta magasabb abszolút adókat jelez;

e) adótorzulás mértékének indexe: a munka- és tőkeadók közötti különbség. A mutatókhoz az adók abszolút értékét használja a modell. A magasabb érték magasabb adótorzulást jelent.

5. Kereskedelempolitikai reformok

A kereskedelempolitika reformját mérő indikátor alapját a hatályos vámtarifák képezik. Ezt a behozatali vámok és illetékek alapján számítják. A magasabb érték a gazdasági inputok torzulását fejezi ki.

A REFORMOK HATÓKÖRE ÉS AZ 1980-AS ÉVEK ELEJÉTŐL SZÁMÍTHATÓ ÜTEME

Az előzőekben ismertetett szempontok alapján készült el a strukturális reformok aggregált indexe és korrelációs mátrixa.

2. tábla

*A strukturális reformok mutatóinak korrelációs mátrixa, éves adatok alapján
(zárójelben az empirikus szignifikanciaszintek)*

Megnevezés	Pénzügyi	Munkaerő-piaci	Termékpiaci	Vám jellegű
Pénzügyi szektor	1,0 0,01			
Munkaerő-piaci	(0,86)	1,0 0,12		
Termékpiaci	–0,06 (0,19)	(0,01)		
Vám jellegű	–0,03 (0,46)	–0,02 (0,60)	0,01 (0,88)	1,0

Forrás: IMF-kalkuláció *Thomas Helbling*: Structural Policy Indicators. In: *World Economic Outlook*. 2004 April. Chapter III. „Fostering Structural Reforms in Industrial Countries”. 3.1. függelék. IMF. Washington D. C. alapján.

3. tábla

*A strukturális reformok mutatóinak korrelációs mátrixa, öt éves adatok alapján
(zárójelben az empirikus szignifikanciaszintek)*

Megnevezés	Pénzügyi	Munkaerő-piaci	Termékpiaci	Vám jellegű	Adó jellegű
Pénzügyi szektor	1,0 0,18				
Munkaerő-piaci	(0,11)	1,0 0,33			
Termékpiaci	0,01 (0,91)	(0,00)	1,0 -0,03		
Vám jellegű	-0,08 (0,44)	-0,12 (0,29)	(0,77)	1,0 -0,08	
Adó jellegű	-0,05 (0,66)	0,25 (0,05)	0,38 (0,002)	(0,48)	1,0

Forrás: IMF-kalkuláció *Thomas Helbling*: Structural Policy Indicators. In: *World Economic Outlook*. 2004. Április. Chapter III. „Fostering Structural Reforms in Industrial Countries”. 3.1. függelék. IMF. Washington D. C. alapján.

A reformok aggregált mutatói eltérő eredményeket mutatnak az egyes szektorok szerint. Egészében – 1975 és 2000 között – a pénzügyi szektorban, a kiválasztott termékek piacain, vagy a nemzetközi kereskedelem szabályozási és intézményi feltételeiben (multilaterális és regionális egyezmények, vámjellegű intézkedések, kereskedelem- és adópolitikai szabályozás) olyan lényegi reformlépések történtek, amelyek az egész strukturális politika minőségi változását eredményezték. A pénzügyi szektor strukturális változását hozta a kamatláb- és hitelkontroll felszámolása, a külföldi beruházások mennyiségi szabályainak eltörlése és részbeni liberalizálása (Zádor [2001a]). Általában a pénztőkepiacok intézményi és szabályozási keretei váltak nemcsak a legliberalizáltabbakká, hanem ezek sok esetben ki is nőtték a nemzetállami intézményi kereteket. A termékpiacokon csökkentek a piacra lépés korlátai, és emellett a vám- és illetékterhek is mérséklődtek, valamint a közlekedési és távközlési szektor is nemzetközi méretekben „építkező” szektorrá vált, így ezeken a területeken az állami tulajdon visszaszorult, és sok helyütt nemzetközi szintű szabályozás és intézményi keretrendszer fejlődött ki (Zádor [2002], [2001b]). Ugyanakkor 1975-höz viszonyítva elégtelen a munkaerőpiacokon és az adórendszerekben elért reformintézkedések szintje és hatékonysága. A restriktiók száma, az adótorzulás mértéke alig csökkent ebben a periódusban (Zádor [2001c], [2001d]). Számos ország korszerűsítette adórendszerét, csökkentette az adók általános szintjét, de ezt a legtöbb esetben más területekről történő bevételemeléssel kompenzálták (például csökkentették a valutaleértékelési lépések szabadságát, ami leértékelte a befizetett adókat is). Ezt igazolják az aggregált indikátor módszerei alapján számolt értékek is, amelyek szerint ezeken a területeken átlagban nem csökkent a restriktió szintje. Néhány európai országban az 1990-es években jelentős erőfeszítések történtek a munkaerőpiacok rugalmasabbá tételére, a foglalkoztatottak védelmének adminisztratív akadályai mérséklésére. Ezek súlya azonban nem volt akkora, hogy az indikátorban ellensúlyozza a restriktiót kifejező 20 országra vonatkozó átlagot.

Megállapítások

A reformok területén jelentősek a regionális különbségek. Ausztrália, Kanada, Új-Zéland, Nagy-Britannia és az Egyesült Államok jóval előbb kezdte el a reformjait, mint a

többi ország. A termékpiacok, illetve az adórendszer strukturális reformjára tett erőfeszítések ezekben az országokban meghaladták a többi országét, függetlenül az induló állapot restriktív szintjétől. A termékpiaci reformokban (például az állami tulajdon korlátozása területén) is a reformot korábban kezdők haladtak gyorsabban. A privatizációs folyamat, valamint a piacra jutás az energiaszektorban is ezekben az országokban volt a leggyorsabb.

A pénzügyi rendszerek és a nemzetközi kereskedelmi feltételek közötti szabályozási eltérés kisebb volt az egyes országok között, mint az árupiaci, vagy adózási rendszerbeli szabályozási rés, ami még tágult is. A kedvezőtlenebb szabályozási feltételekkel induló, „restriktívebb” gazdaságok nagyobb és látványosabb erőfeszítéseket tettek a pénzügyi szektorban és a nemzetközi kereskedelmi kapcsolatokban. Az egyes árupiacok, illetve az adózási szektorok reformlépései és az elért dereguláció között viszont nincs közvetlen összefüggés.

A nemzetközi tényezők szerepe meghatározó volt. A multilaterális és regionális kereskedelem intézményrendszerei (GATT/WTO, EU, NAFTA stb.) elősegítették a nemzetközi deregulációt. E kereteken belül közeledtek egymáshoz a nemzeti kereskedelempolitika szabályozási és intézményi keretei. Ugyanígy az Unió „Egységes Belső Piaci Chartája”⁵ keretében jelentősen liberalizálódtak a belső árupiacok, és a bankszektor-szabályozási, intézményi keretei is egységesültek. Például a légitársasági-piacra történő bejutás korlátozásának csökkentése egyidejűleg történt meg a tagállamokban. Általában elmondható, hogy a strukturális reformok a nemzetközi versenynek leginkább kitett területeken kezdődtek meg, és haladtak előre a legdinamikusabban (így például a szállítási és a pénzügyi szektorokban).

Tendenciának tekinthető, hogy a reformok egy időben indultak meg az országokban, így a pénzügyi szektorról elmondható, hogy az elemzett országokban szinte azonos időben, az 1980-as évek elején csökkentették vagy szüntették meg a piaci irányadó kamatláb központi meghatározását, vagy a hitelek allokációjának központi ellenőrzését. A második nagy „liberalizációs” hullám az 1980-as évek végén, 1990-es évek elején történt az EMU folyamatos életbe léptetésével.

A reformok mindenütt részlegesen és fokozatosan lépnek életbe. A kiválasztott termékpiacokon a dereguláció fokozatosan és részlegesen valósul meg az egyes iparágakban is. Példaként említhető, hogy a közlekedés liberalizációja lépcsőről lépésre halad az 1980-as évek végén, 1990-es évek elején, és azt megelőzik a távközlési szektor privatizációs lépései. Az elektromos áramszolgáltatós- és gázellátó szektorokban azonban még mindig tart a liberalizációs folyamat. Hosszabb távot szemlélve, a szektorok közötti összefüggések azt mutatják, hogy dinamikusabb a reformfolyamat, ha több szektorban, párhuzamosan és egyidejűleg halad előre. Az ötéves periódusok szerinti elemzés azt mutatja, hogy a munkaerő piaci reformok felgyorsulnak, ha a termékpiacokon és az adórendszerben egyidejűleg zajlik a megújulás.

A fent elemzett 20 ipari országban, az 1980-as évek elejétől, erős az eltökéltség a piac- és vállalkozásbarát, a kevésbé restriktív gazdasági és szabályozási intézményrendszer megteremtésére.

⁵ A Single European Act (SEA) 1986-ban került kidolgozásra és 1987. január 1-jén vezették be. Ez a dokumentum szolgált alapul az 1993. január 1-jén életbe lépő Egységes Belső Piac kidolgozásához.

A STRUKTURÁLIS REFORMOK MINŐSÉGI TÉNYEZŐI

Az alapul vett IMF-tanulmány külön ökonometriai modellt dolgozott ki a strukturális reformok minőségi elemeinek mérése céljából (*IMF* [2004], 3.2. függelék). Az egyenletrendszerbe öt tényezőt épít be a módszer: a reformokhoz való hazai és nemzetközi hozzáállás, a makroökonómiai hatások, a politikai folyamatok, a reformok jellege és a reformokat befolyásoló országos/regionális hatások. A tanulmány mind az öt tényező meghatározó elemeit beépíti az egyenletrendszerébe.⁶ Ezek a változók azonosak a 20 ipari országra vonatkozóan. A vizsgálat az 1975–1998-as időszakra terjed ki.

A tanulmány módszertani melléklete a dinamikus reformok költséghatásairól is készített modellt. Ebben az alábbi tényezőket veszik számításba:

- *a demográfiai tényező*: a 65 év felettiek aránya az összlakosságon belül;⁷
- *a nemzetközi hatás*: az adott ország strukturális indikátor mutatója és a három legfontosabb külkereskedelmi partner indikátora közti differencia: az export adatok alapján, a megfigyelt 20 ország esetében;
- *külkereskedelmi nyitottság*: a javak és szolgáltatások exportja és importja GDP-n belüli arányainak összege;
- *kedvezőtlen év*: a változó 1-es értékű, ha adott évben a GDP-növekedés kisebb vagy egyenlő volt mint 1 százalék;
- *a kedvezőtlen évek száma*: a kedvezőtlen (lásd előbb) évek mutatóinak összege az utóbbi három esztendőben;
- *ciklikusan kiigazított elsődleges költségvetési egyenleg*: az elsődleges egyenleg többlete ciklikusan kiigazítva a GDP százalékában;
- *költségvetési kiigazítás*: a ciklikusan kiigazított elsődleges költségvetési többlet első differenciája;
- *többségi választási szabályok*: a változó 1-es értéket kap, ha a parlament alsóháza többségi szavazással lett megválasztva;
- *ideológiai tényező*: a kormányzat és a fő koalíciós partnerek politikai alapállása szerint: 2 = jobboldal, 1 = centripárt, 0 = baloldal
- *a kormányzati többség súlya*: a kormányzó párt parlamenti helyeinek aránya az összes mandátumhoz viszonyítva;
- *választási év*: értéke 1, az adott választási évben;
- *első kormányzati év*: nem teljes választási év esetén.

Minden egyes strukturális reformcsomagnál lényeges, hogy kik lesznek a reformfolyamat győztesei, ki viseli annak költségét, illetve, hogy az mennyire befolyásolja a fennálló status quot. A felsorolt tényezők mindegyike befolyással bír arra, hogy a reformlépések elég politikai támogatást élveznek-e. Az intézményi reformok végrehajtásánál mindig befolyásoló szerepe van annak, hogy a reformok hozzáadéka szektorok között és időben is változóan oszlik meg. A reformok végrehajtása (például az árak rugalmasságának biztosítása, illetve a liberalizáció) mindig sérti az egyes szektorok gazdasági érdekeit. Így a reformoknak általában hatékony kompenzációs transzferekkel együtt kell életbe lépniük. Ehhez azonban megfelelő „ex ante” és „ex post” hatásvizsgálatok szükségesek. A modell

⁶ Tanulmányunknak nem tárgya az ökonometriai egyenletrendszer matematikai összefüggéseinek kritikai elemzése. Így csak az egyenletrendszerbe beépített változókat, minőségi tényezőket ismertetjük, mivel az alapmátrix összefüggéseinek kvalitatív összefoglalásához, az egyes országok reform-esettanulmányaihoz önmagukban is orientációt nyújtanak és helytállóak.

⁷ Az egyenletrendszerben használt IMF-források: az IMF World Economic Outlook kiadványai; OECD, Analytical Database; <http://www.igier.uni-bocconi.it>; World Bank, Database of Political Institutions. A dinamikus reformok költséghatásairól készült modell az alábbi tényezőket veszi számításba: GDP/fő logaritmus alakulása, a külkereskedelem növekedésének cserearány-mutatója, a humán tőke állománya, a népességnövekedés, a részvénytőkekapitalizációja, a magánberuházások aránya a GDP-n belül.

alapján az a megállapítás adódik, hogy amennyiben nincs valós politikai és gazdasági kényszer, akkor a reformok dinamikáját az a kormányzati – politikai döntéshozó – csoport határozza meg, amelyik inkább dönt a fokozatosság mellett, hogy státusát ne veszélyeztesse.

4. tábla

A strukturális reformok ökonometriai vizsgálata

A reformokra ható tényezők	Munkaerő- piacokon	Termék- piacokon	Adózásban	Kereskedelem- politikában	Pénzügyi szektorban
<i>a) Hazai és nemzetközi feltételek a reformok végrehajtására</i>					
– kezdeti struktúrák állapota	negatív	pozitív	negatív	negatív	pozitív
– tanulás	negatív	pozitív	negatív	nincs	pozitív
– demográfia (65 év felettiek aránya a népességben belül)	pozitív	nincs	nincs	pozitív	pozitív
– határon átnyúló hatások	pozitív	pozitív	nincs	pozitív	nincs
– külkereskedelmi nyitottság	pozitív	nincs	negatív	n. a.	nincs
<i>b) Makroökonómiai hatások</i>					
– kedvezőtlen év (1 százalék, vagy az alatti GDP-dinamika)	negatív	pozitív	pozitív	nincs	nincs
– a kedvezőtlen évek száma az utolsó három évben	pozitív	pozitív	nincs	pozitív	nincs
– elsődleges költségvetési többlet (ciklikusan kiigazított)	pozitív	pozitív	nincs	pozitív	nincs
– költségvetési kiigazítás (a ciklikusan kiigazított elsődleges költségvetési többlet növekedése)	negatív	nincs	pozitív		nincs
<i>c) Politikai folyamatok</i>					
– többségi választási törvények	pozitív	nincs	pozitív	pozitív	pozitív
– konzervatív jellegű kormányzat	pozitív	nincs	nincs	negatív	nincs
– a kormányzati többség nagysága	pozitív	nincs	nincs	pozitív	nincs
– választási év (végrehajtó hatalomé)	nincs	nincs	nincs	pozitív	nincs
– a kormányzás első éve (végrehajtó hatalomé)	nincs	nincs	nincs	pozitív	nincs
<i>d) A reformok jellege</i>					
– egyéb reformok (oktatási, csomagterv, egyedi reformlépés)	pozitív	nincs	pozitív	nincs	nincs
<i>e) Országos/regionális hatás</i>					
– EU-tagság	pozitív	pozitív	negatív	pozitív	nincs

Megjegyzés. Az ökonometriai modell leírását lásd a hivatkozott anyag 3.2. függelékében. A modellben pozitív, illetve negatív jelzöt csak az az összefüggés kap, melyben szignifikáns statisztikai összefüggés mutatható ki az adott reform hatásában, az említett területen a modellben szereplő minimum egy egyenletben. A „nincs” jelentése, hogy egyetlen egyenlet alapján sem mutatott ki a modell statisztikailag szignifikáns összefüggést.

Forrás: IMF-kalkuláció *Thomas Helbling*: Structural Policy Indicators. In: *World Economic Outlook*. 2004. Április. Chapter III. „Fostering Structural Reforms in Industrial Countries”. 3.1. függelék. IMF. Washington D. C. alapján.

A reformok ökonometriai vizsgálata (lásd a 4. táblát) után következzen néhány gondolat, a reformokra ható fő tényezők szerint csoportosítva.

a/1) Az induló strukturális intézményi és szabályozási környezet hatásai

Ezek elsősorban a kezdeti intézményi struktúrák állapotától, a tanulási folyamatától, a demográfiai tényezőktől (65 év feletti népesség aránya a teljes népességen belül), a határon átnyúló hatásoktól, illetve a külkereskedelmi nyitottság mértékétől függenek.

A végrehajtott reformlépések súlya összefüggésbe hozható az induló intézményrendszer elemeinek restriktív szintjével. A kiinduló állapot hatással van arra is, hogy mennyire jelentkezik késztetés a leendő reformok tényleges végrehajtására. Egy túlszabályozott, a gazdasági feltételeket torzító adórendszerrel bíró gazdaság esetében erőteljesebb a kényszer a kormányzat részéről a reformok végrehajtására. Másrészt az is igaz, hogy az ilyen szigorú regulációs környezetben nehezebb végrehajtani a reformokat, mert a leendő „vesztes” szektorok ellenérdekeltsége jelentős lehet, ami több esetben szervezett politikai ellenállásként is megjelenik. (Lásd a német, francia és olasz szakszervezeti mozgalmak megélénkülését a jelenlegi reformintézkedések ellen.) Ilyen helyzetben a kedvezőtlenebb induló állapot hátrányként jelentkezhet. A vizsgált 20 ipari ország adott periódusban lezajlott reformfolyamatai alapján mégis megengedhető az a megállapítás, hogy – a termékpiacokat kivéve – a kedvezőtlenebb, restriktívebb kondíciókkal jellemezhető országokban erőteljesebb volt a reformkényszer, és jelentősebb reformok történtek. A legjelentősebb reformbarát időszak az 1988–1998 közötti periódus volt, átfogóbb, mint az 1978–1988 közötti tíz esztendő (*IMF* [2004], 3.2. függelék). A kedvezőbb periódusban erőteljes nemzeti, olykor nemzetközi konszenzus uralkodott a kereskedelmi, a pénzügyi, és a termékpiaci liberalizáció kérdésében is. A munkaerő-piaci, illetve az adóreformok területén viszont elégtelen volt az előrehaladás. E területen a megtett reformlépések hatóköre országspecifikusabb, mint a többi vizsgált tényező esetén, és az adott periódusban ezek a reformok kevésbé befolyásolták az országok nemzetközi versenyképességét. (Ez a helyzet mára – a jelenlegi dezinvestíciós hullám, valamint a külföldi tőkevonás érdekében kibontakozott nemzetközi adóverseny miatt – gyökeresen megváltozott.) Ez az a két terület, ahol a reformok „rövid távú költsége, áldozata” jelentős rétegeket érint, mivel mindkét reformterület közvetlenül befolyásolja a nemzeti jövedelem szektorok közötti megoszlását.

a/2) A nemzetközi feltételek hatásai

Az ország külgazdasági nyitottsága több szempontból is befolyásolja a reformkényszert. Amennyiben nyitottabb egy gazdaság, a partnerek reformintézkedéseinek hatása közvetlenebb. A nemzetközi multilaterális egyezmények tartalma is meghatározó keret számos reformterületen. A nyitottság hatással van a hazai versenyképességre, és a tőkevonzó potenciálra is (elsősorban a termékpiacokon és a pénzügyi szektorban). A partnerországokban megkezdett reformok olykor ténylegesen reformkényszert eredményezhetnek. Empirikus vizsgálatok alátámasztják, hogy ha egy ország három legfontosabb külkereskedelmi partner országában reformok zajlanak, ez az adott országra nézve kényszerítő erejű.

Egy adott gazdasági integrációhoz tartozás meghatározó erővel bír a reformfolyamatokra. Példaként említhető, hogy az EU Egységes Belső Piaci Chartája jelentős ösztönzést adott a tagállamokban a termékpiacok és a külkereskedelem liberalizálására. A vizsgálatok alapján megállapítható, hogy a kifelé nyitott gazdaságok előbb-utóbb rákényszerülnek a munkaerő-piaci reformok végrehajtására. Ugyanakkor az empirikus

elemzések azt is mutatják, hogy a nyitottabb gazdaságok nehezebben hajtanak végre hatékony adóreformot. Ezek a gazdaságok összességében jobban ki vannak téve a külső sokkhatásoknak az intézményi reformok területén is. A vizsgált periódus végéig, több esetben is, az adott országcsoport nyitottabb gazdaságaiban a kormányzati szerepvállalás erősítését, a költségvetési stabilizálást és az általános adószint csökkentésének halogatását preferálták.

b) Makroökonómiai hatások

A makroökonómiai hatások szintén befolyásolják a reformfolyamat jellegét, annak intenzitását és sikereit. Ebből a szempontból az alábbi elemek a leghangsúlyosabbak: kedvezőtlen év (1 százalék vagy az alatti GDP-növekedés), a kedvezőtlen évek száma az utolsó három évben, az elsődleges költségvetés állapota (többlet, ciklikusan kiigazítva), a költségvetési kiigazítás szükségessége (a ciklikusan kiigazított elsődleges költségvetési többlet növekedése). Egyéb tényezőkről is képet ad az 5. tábla.

5. tábla

A reformok és a makroökonómiai mutatók korrelációs mátrixa

Változó	GDP/fő ^{a)}	Növekedési dinamika ^{b)}	Növekedési eltérések ^{c)}	Aggregált kormányzati intézkedések ^{d)}	Tulajdonjog	A végrehajtó hatalom összetétele
GDP/fő ^{a)}	1,00					
Növekedési dinamika ^{b)}	0,65	1,00				
Növekedési eltérések ^{c)}	-0,53	-0,36	1,00			
Aggregált kormányzati intézkedések ^{d)}	0,86	0,59	-0,61	1,00		
Tulajdonjog	0,76	0,54	-0,62	0,79	1,00	
A végrehajtó hatalom összetétele	0,72	0,45	-0,64	0,73	0,63	1,00

Megjegyzés. Minden korreláció 5 százalékos szinten szignifikáns. *a)* Reál GDP/fő dollárban 1995-ös árakon, *b)* A reál GDP átlagos éves növekedési üteme 1960 és 1998 között, *c)* A reál GDP/fő standard éves eltérései 1960 és 1998 között, *d)* Erre vonatkozóan mérvado: *Kauffman, D. – Kraay, A. – Zoido-Lobaton, P.* [1999]: *Aggregating Governance Indicators*. World Bank Policy Researching Working Paper. 2195. sz. (Washington World Bank).

Forrás: IMF-kalkuláció *Thomas Helbling*: Structural Policy Indicators. In: *World Economic Outlook*. 2003. Április. Chapter III. „Fostering Structural Reforms in Industrial Countries”. 3.1. függelék. IMF. Washington D. C. 4. old. alapján.

Az előzőekben ismertetett korrelációs mátrixok alapján az alábbi összefüggések emelhetők ki: Makrogazdasági strukturális egyensúlytalanságokkal, növekedési problémákkal küzdő gazdaságok erősebb elkötelezettséget mutathatnak a reformok és azok végigvitele mellett, mivel egyértelmű, kik az adott „status quo” nyertesei, ami gyengítheti az ellenállás erejét. Ez ellentmond annak a nézetnek, mely szerint kedvezőbb makroökonómiai körülmények között jobb lehetőség van a reformokra, mivel kevésbé fájdalmas elviselni a költségét; egy növekvő gazdaságban, ahol az aggregált kereslet nő, kevésbé érzékelhetőek a jövedelemelosztás új „normái”. Az empirikus vizsgálatok azonban azt mutatják, hogy a reformok intenzitása egy hosszabb időszakot felölelő gazdasági dekonjunkció után erősödött. Ez alól csak a pénzügyi szektor volt kivétel, mivel az nagyon érzékeny a külföldi versennyel szemben.

Az alábbiakban ismertetett jellemzők és tapasztalatok szerint Új-Zéland és Nagy-Britannia a legjobb példa arra, hogy a gazdasági visszaesés időszaka után, az 1980-as években, a korábbinál mennyivel nagyobb mértékben jelentkezett az eltökéltség a politikai és gazdasági reformok bevezetésére (csak a munkaerőpiac volt kivétel). Ez azt mutatja, hogy a gazdaságilag nehéz évek után a kormányzat tart attól, hogy áthárítsa a kiigazítás költségeit a foglalkoztatottakra. Általában (több országban is) a „nagyvonalú” munkanélküli-ellátás negatívan korrelál a gazdasági ciklusokkal.

6. tábla

Új-Zéland növekedése és a reformfolyamat (GDP/fő, vásárlóerő-paritáson)

Ország	Éves átlagos növekedési ütem				Éves helyezés az OECD-országok rangsorában (GDP/fő alapján)						
	1973–2002	1973–1983	1984–1992	1993–2002	1965.	1970.	1975.	1985.	1990.	1995.	2002.
Új-Zéland	1,5	1,1	0,8	2,6	6	9	12	16	17	18	18
Ausztrália	1,9	1,1	1,9	2,7	7	6	7	11	15	11	8
Kanada	1,9	2,0	1,4	2,4	2	2	2	2	2	4	3
Finnország	2,3	2,6	1,1	3,0	15	15	13	14	12	16	13
Írország	4,4	2,5	3,9	7,0	19	20	20	19	18	17	2
Ipari országok átlaga	2,3	2,2	2,4	2,4							

Forrás: IMF-kalkuláció *Thomas Helbling*: Structural Policy Indicators. In: *World Economic Outlook*. 2004. Ápril. Chapter III. „Fostering Structural Reforms in Industrial Countries”. IMF. Washington D. C. 16. old.

A táblából jól látszik, hogy Új-Zéland 1965-ben még a 6. helyet foglalta el a GDP/fő mutatója alapján, az 1980-as évek végére viszont már a 17. helyre esett vissza. Ebben szerepet játszott, hogy az Egyesült Királyság az EK-csatlakozás után elveszítette fő piacát. 1973-tól a kőolajválság, illetve az agrártermékekre kivetett vámok is megviselték a gazdaságot. Az 1984-ben kibontakozott nemzetközi kamat-boom tetézte a problémákat, felborult a makroökonómiai egyensúly. Nőtt az infláció, az államháztartás eladósodása, a munkanélküliség növekedése egyre nehezebbé tették a külső sokkhatások kezelését.

Mindezek hatásaként az 1984-ben hatalomra került Munkáspárt reformokat indított el, amelyeket szisztematikusan, csaknem tíz év alatt valósítottak meg. Első lépésként bevezették a lebegőárfolyam-rendszert, megszüntették az árfolyamkontrollt, liberalizálták a kamatlábakat. Ez jó alapot nyújtott az árupiacok liberalizálásához, és a privatizációs program levezényléséhez. A monetáris politika az infláció csökkentésére központosított, míg a költségvetési politika adóreformmal és a közszféra modernizálásával párosult. 1990-ben indultak be a munkaerő-piaci reformok.

Mindezek hatására az infláció az 1989-es 8 százalékról 1992-ig 0,5 százalékra csökkent. A költségvetés működési egyenlegének 7 százalékos GDP-arányos hiánya 1993-ra 1 százalékos szintre redukálódott. A gazdaság növekedése mindazonáltal lassan bontakozott ki, a munkanélküliség szintje is csak fokozatosan csökkent. A kritikák jó része a reformok lassúságát érte. Azt is felróták, hogy a munkaerő-piaci reformok sokat késlekedtek az árupiaci változtatásokhoz képest. A reform védői a költségvetési és fizetési mérleg ikerdeficitjének súlyosságára és a reform folyamatát lassító hatásaira hívják fel a figyelmet. Abban egyetértés van, hogy a reformok halogatása vagy végrehajtása nélkül az ország gazdasága nem tudta volna átvészelni az 1990-es évek vége után kezdődő dekonjunkciót. Amint a 6. táblából látjuk, 1993 és 2002 között az új-zélandi gazdaság már az OECD-átlag feletti dinamikával nőtt.

Összességében ma a kompetitív és nyitott piacgazdasági reformok iránti elkötelezettség jellemzi az országot. Új-Zéland számára igen fontos, hogy a WTO keretében történő agrárliberalizáció nagy lépésekkel halad előre. A kormány az innovációk ösztönzése, a szakképzett munkaerő alkalmazása, valamint a nemzetközi gazdasághoz történő erősebb kötődés révén kívánja támogatni a reform folyamatait, amelyek tanulmányozása igen hasznos lehet. (*Conway–Hunt* [2000]).

Nagy-Britannia strukturális reformjairól bőséges hazai szakirodalom áll rendelkezésre. A legkomplexebb összefoglalót *Card–Freeman* [2002] tanulmányában találjuk. A reformok fő elemei a következők.

Az állami szerepvállalás csökkentése, privatizálások: a közszféra létszámának erőteljes csökkentése, a kormányzati működés intézményrendszerének korszerűsítése; az állami részvétel szerepének mérséklése a nyugdíjbiztosítási rendszerben, az állami nyugdíjak relatív összegének csökkentése, a magánnyugdíj-rendszer kiépítése. Ezek eredményeként csökkent az állami beruházások teljes beruházásokon belüli súlya.

A szociális reformok terén csökkentették a munkanélküli-ellátmány összegét, azáltal, hogy eltörölték a keresetarányos kiegészítést, megszűnt az ellátások indexálása, és csökkentették azok adókedvezményeit. Kiépítették az álláskereső monitoring rendszerét az 1986-ban indított „Újrakezdési Program” keretében, ami hat hónapos álláskereső tanácsadást jelent. Ezek hatására a munkanélküli-ellátások, -segélyek összege mintegy egyegyedével csökkent az 1980-as években.

Az adóreform keretében csökkentették a személyi jövedelemadó sávokat. Enyhítették az adószinteket, néhány adónemet el is töröltek, a tőkeadókat mérsékeltek. Nőtt az indirekt adók aránya. A vállalati adók csökkentése nem okozott gondot, mivel a gazdaság dinamizálódásával együtt nőtt az adóbázis.

A szakszervezeti reform keretében új törvényi előírás lépett életbe, amely szabályozta a sztrájkjogokat és csökkentette a szakszervezeti immunitás hatókörét.

A pénzügyi piacok liberalizálása keretében 1979-ben megszűnt a devizakülföldiek kontrollja, és a nemzetközi pénzügyi műveleteket is liberalizálták. A bankhitelek adminisztratív korlátozását felszámolták. A pénzügyi szolgáltatások felszabadítására is ekkor került sor (az 1986-os „Big Bang”).

Ösztönözték a vállalkozásokat és az önfoglalkoztatás rendszerét. Ebbe beletartozott a kedvezményes banki hitelrendszer és az adókonnyítések. A kis- és középvállalkozások számára helyi tanácsadást, marketing-központokat hoztak létre. Az 1980-as években töretlenül nőtt az önfoglalkoztatottak száma.

Összességében: Nagy-Britannia rugalmasabb, piacorientáltabb gazdasággá vált. A munkaerő-piaci reformok hatására, az európai átlaggal ellentétben, itt nem lett kevesebb az évi ledolgozott munkaórák száma. A munkanélküliségi ráta az 1990-es években kezdett csökkenni látványosan, mikor beért a reformok összhatása. Ugyanakkor, a reformok eredményeként, maga a termelékenység nem nőtt lényegesen. A teljes tényező termelékenység szintje 1,75 százalékos szint körül mozog. Az is igaz azonban, hogy az aggregált termelékenység növekedése nem csökkent olyan mértékben, mint ahogyan az Európa nagy gazdaságaiban történt.

A reformok támogatottsága, végigvitelük sikere a legtöbb esetben attól függött, hogy az adott ország kormányzatának volt-e kompenzációs stratégiája a vesztes szektorok megnyerésére. Ez ott lehetett erőteljesebb, ahol jobb volt a költségvetés pozíciója. A reformok dinamikája tehát pozitívan korrelál a költségvetés pozíciójával, amit a modell az elsődleges költségvetési egyenleg javuló pozíciójával (GDP-n belüli kisebb arányával) ír le.

A modell egyenletrendszerében nagyon erős a pozitív korreláció az adóreformok és a munkaerő-piaci reformok között. Ezek jelentik a szabályozási és intézményi keretek de-regulációjának, korszerűsítésének legnehezebb területeit, aminek több oka is van. Általában a költségvetési kiigazítások már „felélik a politikai tőkét”, miközben a lényegi, hatékony reformnak kompenzációs csomaggal kell kiegészülnie. Ez átmenetileg strukturális költségvetési deficithez vezethet, ami épp a költségvetési kiigazítás céljának mondhat el. (Hollandiának az 1990-es években végrehajtott munkaerő-piaci reformjai azért érhetek el átütő sikert, mert optimális kompenzációs csomaggal együtt vezették be azokat.) Az sem mellékes, hogy a költségvetési kiigazítás bizonyos területeken adónövekedéssel jár, így nő a társadalmi ellenállás azzal szemben, hogy egyidejűleg hajtsanak végre munkaerő-piaci reformokat.

Általában elmondható, hogy az elsődleges strukturális költségvetési többlet nagyobb reformeltökéltséggel párosul. Ha nem áll fenn egy közeli költségvetési kiigazítás szükségességének a veszélye, akkor a kormányzat kevésbé fél a „politikai tőke felélésétől” nép-

szerűtlen reformok végrehajtásakor. Az ilyen helyzet lehetőséget ad kedvezőbb kompenzációs csomagok életbe léptetéséhez is.

c) A politikai folyamatok

A politikai folyamatok hatása – mint azt korábban láttuk – többségi választási törvényeken, a konzervatív jellegű kormányzaton, a kormányzati többség mértékén, a választás évén (végrehajtó hatalomé), a kormányzás első évén (végrehajtó hatalomé) keresztül hathatnak.

A politikai intézményrendszer szerkezete nem lebecsülhető tényező, amikor a hatékony strukturális reformok végigviteléről van szó. Már Új-Zéland és Nagy-Britannia példája is mutatta, hogy a kormányzati váltás befolyásolhatja a reformelkötelezettséget. Mind a választási rendszer, mind a kormányzás formája befolyással bír a jövedelem újraelosztására és a költségvetésekre. Kisebbségi kormányzás esetén például jobban tarthat a kormányzat esetleges átütő reformoktól, mivel az ellenzék, a parlamentben elfoglalt többségi helyzete miatt ezeket végigviheti. Az empirikus vizsgálatok a 20 példaszáznál azt mutatták, hogy a többségi kormányzás esetén jelentősebb volt a reformelkötelezettség, elsősorban a munkaerőpiacokon és a kereskedelmi ágazatban.

A politikai környezet befolyásolja az igazságosság, az egyenlőség vagy a hatékonyság preferenciáját. A kormányzati ciklus vége felé ritkán került sor igazán népszerűtlen reformok bevezetésére, azok jelentős rövid távú „költségei” miatt. Valamennyi országban a kormányzat első éveiben hajtották végre a legjelentősebb reformokat, mivel a politikai „szándék” ilyenkor még erősebb.

A politikai megosztottság (közigazgatási autonómiák, politikai pártok) vagy az ideológiai polarizáció, az érdekkonfliktusok, a stabil koalíciós kormányzás hiánya szintén kedvezőtlen környezetet teremt a reformok végrehajtására. Általában az is jellemző, hogy a konzervatív kormányok nagyobb eltökéltséget mutatnak a munkaerő-piaci reformok végrehajtására, és kevesebbet az árupiacok reformjára.

d) Egyéb tényezők

A reformok sikere a fentiekén kívül függ más tényezőktől is, ilyenek a reformlépések kölcsönhatásai, vagy a reformfolyamat optimális dinamikája.

Mivel a termék-, munkaerő- és tőkepiacok egymással szoros kölcsönhatásban működnek, az egyik területen elért eredmény kedvezően hat a másik területre is. Az egyik terület reformja esetleg kompenzálhatja a másik területen elszenvedett veszteségeket. Jellemző, hogy a legtöbb témát felölelő reformcsomagok révén lehet a legszélesebb politikai támogatottságot megszerezni. Bár ennek is van hátulütője, mivel széles körű reformcsomag esetén nehéz annak átláthatóságát, így a kompenzáció mértékét elfogadhatóvá tenni az egyes rétegek számára.

Az empirikus vizsgálatok azt bizonyítják, hogy azokban az országokban, ahol hamarabb kezdődött el a strukturális reformfolyamat, könnyebb volt az adó- és a munkaerő-piaci reformok keresztülvitele. E területek intézményi és szabályozási reformjai jelentős befolyással bírnak a többi terület strukturális állapotára. Ezzel együtt, általában elmondható, hogy könnyebb a termékpiaci és külkereskedelmi, vagy akár a pénzügyi reformokat végigvinni, mint a másik két területét. A munkaerő-piaci és termékpiaci intézményi reformok között viszont a 20 ország esetében erős volt a korreláció. A kompetitív árupiaci

reformok a vállalati szféra gyenge alkupozíciója esetén csökkentik a vállalati szektor jövedelmeit, így a két reform egyidejűsége átrendezi a két szektor közötti jövedelemelosztást, ami növelheti a vállalati szféra ellenállását a reformokkal szemben. A strukturális reformok összetettségét, sikereinek bonyolult feltételrendszerét Hollandia példája alapján lehet megvilágítani.

Hollandia reformjainak vizsgálata hasznos annak tanulmányozására is, hogy a munkaerő-piaci és az adóreform együttesen miként növelheti a foglalkoztatottság szintjét. A reformokat az 1970-es évek gyenge gazdasági teljesítményei kényszerítették ki. Ebben az időszakban a foglalkoztatás szintje stagnált, a vállalati szférában még csökkent is. Ehhez gyorsan növekvő reálbérek és jövedelmek társultak.⁸ A reálbérek emelkedése a vállalkozói szektort a tőkeintenzív termelésre sarkallta. A nem élők munkáigényes termelést preferáló beruházások tovább mérsékeltek a foglalkoztatási szintet. Amikor a munkanélküliség szintje, a gazdaság dekonjunktúrájával egyidejűleg, 1979-ben a legmagasabb lett, egyre erősebbé vált a konszenzus a tekintetben, hogy reformokat szükséges végrehajtani.

A reformok 1982-ben kezdődtek meg. Új kormány került hatalomra, amely nagy parlamenti többséget tudva maga mögött erős reformelkötelezettséget mutatott.

A reálbérek csökkentésében társadalmi közmegegyezés jött létre. A szakszervezetek és a munkáltatók megállapodást írtak alá a bérek csökkentéséről munkahelyteremtés fejében („Wassenaar” Agreement). A meg egyezés megszüntette az automatikus bérimdexálást, nemcsak az új, hanem a már létező kollektív szerződésekre vonatkozóan is.

A következő kormányok költségvetési és munkaerő-piaci reformok sorát kezdték meg. A minimálbérek reálértékét erőteljesen korlátozták. Először 3 százalékkal csökkentették, később pedig befagyasztották. 1997-re a minimálbérek reálértékben az 1979-es csúcsertékükről 22 százalékkal csökkentek (a pályakezdők minimálbérét még erőteljesebben korlátozták). A közszféra dolgozóinak bére hasonlóan mérséklődött.

A munkanélküli-segélyek rátája is csökkent, összege a megelőző bér 80 százalékáról 70 százalékra módosult, és jelentősen csökkentették a jogosultság időtartamát is. A minimálbérek szintjéhez kötött munkanélküli-segélyek szintje is jelentősen mérséklődött.

Ezzel egyidejűleg a munkabérek adóját és a munkavállalók által fizetett társadalombiztosítási járulékot is csökkentették. Mindezek eredményeként a rendelkezésre álló jövedelmek nőttek, még a reálbércsökkenés éveiben is.

Az adócsökkentések finanszírozását az állami kiadások GDP-hez képest mért 14 százalékos mérséklésével biztosították. Tehát egyszerre visszafogták az adókat és a költségvetési deficitet. A költségvetés GDP-arányos 1982-es 6,2 százalékos szintű deficitje 2000-ben 2,2 százalékra csökkent.

A reformok következtében gyorsan nőtt a foglalkoztatás. Ennek üteme a pénzügyi és árupiaci reformok hatálya lépésével párhuzamosan, folyamatosan emelkedett. Magasabb lett a nők és a frissen végzettek munkába állásának aránya. A nők többsége részmunkaidőben dolgozik, ez a kulturális hagyományoknak is jobban megfelel Hollandiában.

A sikerek ellenére számos strukturális feszültséggel küzd a gazdaság. Igaz, hogy a munkanélküliség 2001-ben már csak 3,3 százalékos volt, ez azonban részben a lakosság elöregedését tükrözi. Nőtt azon időskorú munkanélküliek aránya, akik már nem keresnek állást, de még részesednek a munkanélküli-segélyekből. A valamilyen juttatást (munkanélküli-, rokkantsági-, egészségügyi segély stb.) élvezők aránya 20 százalékot tesz ki a munkaképes korú lakosságon belül.

Az 1990-es években a bérek színvonala már kisebb mértékben csökkent. A bérek növekedése bérinflációt vitt a gazdaságba, és az meghaladta az uniós átlagot. A versenyképesség jelentősen megrendült a 2001-ben kibontakozó recesszióval. Az egység munkaköltség jelentősen emelkedett. Csökkent a jövedelmezőség, ami elmélyítette a gazdasági dekonjunktúrát. Megnőttek az erőfeszítések a bérek csökkentésére, a szakszervezetek és munkáltatók újabb megállapodást kötöttek a bérek két éves befagyasztásáról.

⁸ Netherlands Bureau of Economic Policy Analysis.

Hollandia példája mutatja, hogy a gazdaság alacsony teljesítménye miként kényszerítheti ki a reformok következetes végrehajtását. Amennyiben a parlament többségi kormányzata elkötelezett a reformok iránt, az megerősíti azok sikeres végigvitelét. Arra is tanulság Hollandia, hogy amennyiben a költségvetési politika támogatja a munkaerőpiaci reformokat, csökkentve a reform terheit viselő szektorok terheit, az erősítheti a reform iránti elkötelezettséget. Az is tanulság, hogy a munkaerőpiacok növekedése nem elégséges, ha az csak a foglalkoztatottságot növeli, de nem segíti az inaktív munkaerő újbóli bekapcsolását a piacba. Így további reformok szükségesek a juttatások jogosultsági körének újraszabályozására. A reformtörekvések sikerei érződnek a gazdaság teljesítményeiben.

e) Országos/regionális hatás – a tanulási folyamat, illetve az adott ország integrációs tagságának szerepe

Igen fontos a reformok során a „tanulási folyamat”, vagyis a korábbi reformokból le kell tudni vonni a tanulságokat (*Abiad–Mody* [2003]).⁹ Általános tanulsága a reformoknak, hogy (a termékpiacon reformok kivételével) azok dinamikája a kitűzött célok eléréséhez közeledve lassul, ahol pedig erősebb volt az induló helyzet restriktív szintje, nagyobb ellenállásba ütközött a reformok végrehajtása.

Egyes országokban a népesség struktúrája befolyásolta a reformfolyamatokat. Ahol a népesség elöregedése nagyobb, ott a reformszándék jelentősebb ellenállásba ütközik. Ugyanakkor a tapasztalatok azt is mutatják, hogy ennek ellentmondásaként, ahol magasabb a 65 év feletti korosztály aránya, nagyobb támogatást élveznek a munkaerőpiaci és kereskedelmi reformok, mivel ennek révén, javuló foglalkoztatás mellett, több aktív foglalkoztatott gondoskodik a nyugdíjasokról.

A politikai reformok legkényesebb kérdése a jövedelmek társadalmi szintű újrendezése. A reformok hozadéka időben elhúzódhat, és nem jelentkezik azonnal. A reformok az erőforrások reallokációjával (időszakos munkanélküliség, bizonyos termelő kapacitások kihasználásának csökkenése, vagy a vállalati szférában csődök, felszámolások, illetve új vállalati szektorok kiépítése) járhat együtt, ami társadalmi feszültségeket szülhet. A dinamikus hatások ellentmondásosak. A politikai hibák is szerepet játszhatnak bizonyos reformlépések elcsúszásában. Túl korai piacliberalizálás, piacnyitás, vagy privatizáció sokszor jár jelentős társadalmi, gazdasági veszteséggel. Természetesen a politikai vezetést mindig a rövid távú reformhozadék mozgatja. A strukturális reformok legegyszerűbb haszna, illetve vesztesége – a dinamikától függően – a növekedés, illetve a foglalkoztatás alakulása.

A strukturális reformok hozadéka megmutatkozik a makroökonómiai mutatókban is. Ezek közül ki kell emelni a többlettermelési hatékonyságot. A reformoknak a gazdaság erőforrásainak hatékonyabb elosztását kell eredményezniük már középtávon is. Ez nagyobb munkaerő-felhasználást, innovációs tevékenységet feltételez, ami az általános termelési hatékonysági színvonalat is növeli. Ugyanakkor nőhet a szakképzett és szakképzetlen dolgozók közti jövedelemrész. Egyértelmű, hogy a munkaerőpiaci, termékpiacon és adóreform növeli a foglalkoztatást, vagyis csökkenti a munkanélküliségi rátát. Ma még nem állnak rendelkezésre empirikus vizsgálatok arról, milyen mértékű a számszerű összefüggés.

⁹ *Abiad–Mody* [2003] tanulmánya felhívja a figyelmet ennek veszélyeire is. A korábbi reformok kudarcai sokszor elbizonytalanítják a reformerőket.

gés a reformok dinamikája és a reformok hozadéka között. Az már a 20 ország példája alapján is egyértelmű, hogy az adóreformok és a termékpiaci reformok pozitív korrelációt mutatnak a foglalkoztatás növelésével, vagyis a munkanélküliségi ráta csökken ezek hatékony és konzisztens, egyidejű végrehajtása révén. Mivel a foglalkoztatás növelése a fogyasztói keresletben is jelentkezik, összességében pozitív hatást gyakorol a gazdasági növekedésre és a versenyképességre.

A strukturális reformok első időszakában a nemzetközi hatások csak kisebb reformkényszert gyakoroltak a munkaerőpiacokra és az adórendszerekre, azok szabályozásában a hazai gazdaságpolitika hosszabb ideig megőrizte autonómiáját. A munkaerő vándorlása, a migráció, a nemzetközi nagyvállalatok költségtakarékossági politikája következtében állandósuló delokalizáció és dezinvestíció, valamint az adóverseny napjainkban számos országban vált ki erőteljes reform-, sőt ezekre vonatkozó törvénymódosítási kényszert. Az Unióban erős az adóharmonizációval szembeni ellenállás, de mint a német példa alapján látjuk majd, az országok számos intézkedéssel igyekeznek kivédeni, hogy vállalataik külföldre települjenek a kedvezőbb adózás miatt. Ugyanakkor például a pénzügyi szektor, vagy a külkereskedelem erősen meghatározott a nemzetközi játékszabályok által. A bankrendszer működését a „Bázeli elvek” határolják be, ez határozza meg a kereskedelmi bankok működési kereteit. Másutt WTO-szintű, vagy regionális integrációs szintű szabályozás jelöli ki a hazai reformok jellegét. Ugyanígy ma, a technológiai jelleg miatt a távmunka révén – elsősorban az informatikai szektorban – a munkaerőpiacok is ki vannak téve a „globalizációs” hatásoknak, ami a nemzeti jövedelemelosztást sem hagyja érintetlenül. Az Unió Lisszaboni Stratégiája pedig az integráción belüli munkaerő szabad mozgását is hívatott szolgálni.

Az európai uniós tagság hatással van mind az öt vizsgált terület reformjaira. Az EMU elmélyítése valós intézményi forradalmat kell, hogy kikényszerítsen, amennyiben a Lisszaboni folyamatban tényleges áttörést kíván elérni az európai térség. Az integráció elmélyülése során az 1957-es Római Szerződést követően jelentős állomás volt az 1986-ban elfogadott Egységes Belső Piaci Charta, ami már a közösségen belüli szabad tényezőáramlást hívatott szolgálni. Fontos volt az első és második bankszabályozás, az Egységes Belső Piac 1993-as életbe léptetése, az EMU kiépítése, és végül az euró bevezetése. Ezek folyamatos intézményi megújulást hoznak mind az öt vizsgált területen.

Az egyértelműen megállapítható, hogy az integrációs kényszer nélkül az intézményi és szabályozási reformok korántsem haladtak volna előre ilyen mértékben az egyes országokban. Ugyanakkor, amint a német példa is mutatja, az unión belül az egyes területeken önmagukban is igen erős a divergencia. A termékpiaci reformok esetében például még nem ért el akkora liberalizációt az Unió, mint más ipari fejlett országok, de a munkaerő-mobilitás is alacsony a régióon belül, az adóharmonizáció folyamata pedig nagyon nehezen halad előre. Uniós szinten felismerték, hogy a „reformdeficit” a növekedési deficitben, és az Egyesült Államokkal növekvő gazdasági „gap”-ban, versenyképességi hátrányban is megjelenik.

AZ EURÓPAI UNIÓ VERSENYKÉPESSÉGÉNEK KÉRDÉSE

Az „Új Európa” alapelveiben liberális célokat fogalmaz meg, de egyúttal a szociális kohézió alapértékét is erősíteni kívánja. A szabad munkavállalást biztosítani kell a kibő-

vített unióban is. Ha viszont ehhez – amint az az alkotmány szövegében olvasható – korlátok nélkül kiterjesztik a szociális juttatásokat is, az minden bizonnyal aláássa a jóléti államot. A német újraegyesítés tapasztalatai szerint a nyugati szociális juttatások kiterjesztése a keleti tartományokra nagymérvű munkanélküliséghez vezetett, az utóbbi években nőtt a jóléti szakadék a keleti és nyugati tartományok közötti. A jóléti állam a magángazdaság versenytársa a munkaerő piacon, és nem dőlt el, vajon a piac-e a hatékonyabb. Mindenesetre az Unió régi tagállamaiban az éves ledolgozott munkaidő növelése a cél. A jóléti juttatásokat minden bizonnyal decentralizálni kellene, az egyes tagállamok teherbíró képességéhez igazítva. Ehhez azonban újra kell gondolni a „mindenkinek egyforma juttatásokat” elvet.

Az Unió hátrányban van Amerikával szemben a rugalmatlan munkaerőpiacok miatt is, melynek következtében, például mintegy 400 ezer európai kutató él az Egyesült Államokban. A magas munkanélküliség ellenére, csak Németországban egymillió állás nincs betöltve, és reális a veszély, hogy amennyiben az Unió régi tagállamainak munkaerőpiacai zártak maradnak, akkor a csatlakozó országok piacképes tudással rendelkező polgárai máshol, elsősorban az Egyesült Államokban vállalnak munkát. Az Államokban jelenleg dolgozó tudósok 40 százaléka Európában született, és kis részük kíván csak visszatérni. Az „agyelszívás” a Lisszaboni Stratégia megvalósítását is akadályozhatja, ugyanakkor a munkaerőpiacok csak 2010 táján nyílnak meg az új tagállamok munkavállalói előtt. Ma az európai versenyképesség pótlólagos munkaerő-források nélkül nem növelhető. Természetesen, ha az európai munkaerőpiacok rugalmassága nem nő, akkor egy jelentősebb munkaerőlétszám befogadása csak a munkanélküliek táborának növelését eredményezi.

A fő kérdés: lehet-e az EU egyszerre liberális és szociális? Természetesen elvileg lehet, de nem a jelenlegi viszonyok között. A jóléti juttatások nyomán ugyanis a közszféra a cégek versenytársává vált. Sokak szerint, ha a szociális juttatásokat nem terjesztik ki automatikusan az új tagállamok polgáira, ha igazi versenyhelyzetet teremtenek, akkor a bérek is rugalmasak lesznek, több lesz az állás, és nem lesz „jóléti migráció”. Némelyek szerint néhány kedvezményt mindenképp meg kell vonni a munkavállaló bevándorlóktól, a munkanélküliek szociális költségeit teljes egészében a hazájukra kell hárítani, így elkerülhető a migrációs deficit.

Több tanulmányunk is rámutatott, hogy az európai munkaerő termelékenysége nem marad el az amerikai munkaerőétől – az Egyesült Államok a ledolgozott munkaórák számát tekintve van előnyben. Mindazonáltal a munkaidő a termelékenység egyik fontos, de korántsem egyetlen tényezője. Ha a munkaidő meghosszabbítása nem párosul költséghatékonyság-növekedéssel, az azt szolgáló munkaszervezési reformokkal, akkor a munkaidő önmagában nem elégséges felzárkózási tartalék. A munkaidőt helyi szinten, a körülményekhez és munka jellegéhez alkalmazkodva kellene megválasztani.

Az innováció mellett tehát a közösségi szabályozás egyszerűsítése, átláthatóbbá tétele, a növekedést serkentő strukturális reformok végrehajtása a térség versenyképessége növelésének egyetlen járható útja. Mint láttuk, a versenyképesség nem egyszerű technikai fogalom, a strukturális reformoknak jelentős társadalmi-gazdasági feltételük és vonzatuk van. Úgy látjuk, az Uniónak 2010-re nem az Egyesült Államok „lekörözését” kell célul kitűzni. Olyan strukturális reformokra van szükség amelyek nem térnek ki a globalizáció kihívásai elől, és egy időben növelik a térség tőkevonzó képességét, a munkahely-

teremtést, a humánerőforrásokkal való hatékonyabb gazdálkodást. Ez az igazi „kihívás” az Unió számára.

A strukturális reformok tanulságai

A strukturális reformok eddigi vizsgálata alapján az alábbi fő megállapítások, gazdaságpolitikai tanulságok adódnak.

Mint láttuk, minden egyes strukturális reform sikerét befolyásolja, hogy kik lesznek a reformfolyamat haszonélvezői. Meghatározó az is, mely rétegek állják annak költségét, illetve, hogy a reformok mennyire befolyásolják a fennálló status quót. A reform végigvitelének fontos tényezője, hogy a reformlépések elég politikai támogatást élveznek-e. A reformok hozadéka szektorok között és időben is változóan oszlik meg. A reformoknak hatékony kompenzációs transzferekkel együtt kell életbe lépniük, mivel a versenyfeltételek változása mindig sértik egyes szektorok gazdasági érdekeit.

A strukturális reformok elmúlt két évtizedének intézményi és szabályozási eredményei alapján megállapítható, hogy a reformok megvalósulását gyakran a kellő politikai elhatározottság hátráltatja. Az adott status quo nyertes szektorai nehezen mondanak le kiváltságaikról, a reformok eredményei pedig időben és az egyes szektorok között egyenlőtlenül fejtik ki hatásukat. Az elmúlt 20 év tapasztalata szerint azonban a reformok a politikai ellenállás ellenére is utat törnek maguknak. Ezt bizonyítja a Stabilitási és Növekedési paktum megreformálása, rugalmasabbá tétele iránti Unión belüli eltökéltség.

Makrogazdasági strukturális egyensúlytalanságokkal, növekedési problémákkal küzdő gazdaságok esetén nőhet a reformok melletti elkötelezettség és azok végigvitelének sikere, mivel egyértelmű, kik az adott status quo nyertesei. Ez gyengítheti a reformokkal szembeni ellenállást. Ez ellentmond annak a nézetnek, mely szerint kedvezőbb makroökonomiai körülmények között kedvezőbb a lehetőség a reformokra, mivel kevésbé fájdalmas azok költségét elviselni, és növekvő gazdaságban, ahol az aggregált kereslet nő, kevésbé érzékelhetőek a jövedelemelosztás új „normái”. Az empirikus vizsgálatok szerint hosszabb periódusú gazdasági dekonjunkció után is erősödött a reformok intenzitása. Ez alól csak a pénzügyi szektor volt kivétel, amely nagyon érzékeny a külföldi versennyel szemben. Nagy-Britannia és Új-Zéland a legjobb példák arra, hogy a gazdasági visszaesés időszaka után a 80-as években milyen erővel nőtt meg az eltökéltség a politikai és gazdasági reformokra. Ez alól csak a munkaerőpiac volt a kivétel. Ez azt mutatja, hogy a gazdaságilag nehéz évek után a kormányzat általában tart a kiigazítás költségeinek a foglalkoztatottakra történő áthárításától. Általában (több országban is) a „nagyvonalú” munkanélküli-ellátás negatívan korrelál a gazdasági ciklusokkal.

A reformok támogatottsága, sikeres végigvitelük a legtöbb esetben attól függött, hogy a kormányzatnak volt-e kompenzációs stratégiája a vesztes szektorok megnyerésére. Ez ott lehetett erőteljesebb, ahol jobb volt a költségvetés pozíciója. A reformok dinamikája tehát pozitívan korrelál a költségvetés pozíciójával, amit a modell az elsődleges költségvetési egyenleg javuló pozíciójával (GDP-n belüli kisebb arányával) ír le.

Nagyon erős a pozitív korreláció az adóreformok és a munkaerő-piaci reformok között. Ezek a szabályozási és intézményi keretek deregulációjának, korszerűsítésének legnehezebb területei. Ennek több oka is van. Általában a költségvetési kiigazítások már „felélik a politikai tőkét”. Másrészt a lényegi, hatékony reformnak kompenzációs cso-

maggal kell kiegészülnie. Ez átmenetileg strukturális költségvetési deficithez vezethet, ami épp a költségvetési kiigazítás céljainak mondhat ellent. (Hollandia 1990-es években végrehajtott munkaerő-piaci reformjai azért érthettek el sikert, mert optimális kompenzációs csomaggal együtt vezették be azokat.) Az sem mellékes, hogy a költségvetési kiigazítás bizonyos területeken adónövekedéssel jár, így nő a társadalmi ellenállás az egyidejűleg végrehajtandó munkaerő-piaci reformokkal szemben.

Általában az elsődleges strukturális költségvetési többlet nagyobb reformeltökéltséggel párosul. Ha nem áll fenn egy közeli költségvetési kiigazítás szükségességének a veszélye, akkor a kormányzat kevésbé fél a „politikai tőke felélésétől” népszerűtlen reformok végrehajtásánál. Ez lehetőséget ad kedvezőbb kompenzációs csomagok életbe léptetéséhez is.

Az empirikus vizsgálatok azt bizonyítják, hogy azokban az országokban, ahol hamarabb kezdődött el a strukturális reformfolyamat, könnyebb volt az adó és munkaerő-piaci reformok keresztülvitele. E területek intézményi és szabályozási reformjai jelentős befolyással bírnak a többi terület strukturális állapotára. Ezzel együtt, általában elmondható, hogy könnyebb a termékpiaci- és külkereskedelmi, vagy akár pénzügyi reformokat is végigvinni, mint a másik két területét. A munkaerő-piaci és termékpiaci intézményi reformok között viszont a 20 ország esetén erős volt a korreláció. A kompetitív árupiaci reformok a vállalati szféra gyenge alkupozíciója esetén csökkentik a vállalati szektor jövedelmeit, így a két reform egyidejűsége átrendezi a két szektor közötti jövedelemelosztást, ami növelheti a vállalati szféra ellenállását a reformokkal szemben.

*

Mára az EU-nak az Egyesült Államokhoz történő felzárkózása – egyfajta belső kényszerként – egyre jelentősebb kérdéssé válik, hiszen a vezető európai országok, szektorok vagy vállalatok egyáltalán nincsenek az Egyesült Államokkal szemben hátrányban. A versenyképességi problémák fő oka is inkább intézményi és regulációs, mint technológia jellegű. A nagyvállalati szektor elemzése (Zádor [2004a], [2004b]) is azt mutatta, hogy az európai cégek sok szállal kötődnek technológiai és termelési téren is az amerikai és japán vetélytársakhoz. A háttéripárok ma jelentősen integrálódtak nemzetközi szinten, a transznacionális struktúrák is meghatározók. A termelékenység vizsgálatánál láttuk, hogy az éves egy főre eső kibocsátás és az egy órára jutó termelési adatok eltérnek. Ez utóbbi tekintetében jobbak az európai pozíciók, és mivel ez a valódi termelékenység, a munkaerőpiacok intézményi reformja jelentős növekedési tartalékokat szabadíthat fel. A foglalkoztatás növelése Európában a kereslet fejlesztése révén a kínálati tényezők mellett felértékelné a keresleti tényezőket is. Az egyes területek legújabb reformfolyamatait és -eredményeit egyéb tanulmányaink elemzik.

IRODALOM

- ABIAD, A. – MODY, A. [2003]: *Financial reform: what shakes it? What shapes it?* IMF Working Paper 03/70. International Monetary Fund. Washington.
- ALLEN, F. – GERBACH, H. – KRAHNEN, J. P. – SANTOMERO A. M. [2001]: Competition among banks: introduction and conference overview. *European Finance Review*. XV. évf. 5. sz. 1–11. old.
- BLANCHARD, O. – PHILIPPON, T. [2003]: The decline of rents, and the rise and fall of european unemployment. <http://econ-www.mit.edu/faculty/blanchar/papers.htm>
- BRÖKER, G. [1989]: *Competition in Banking*. OECD. Paris.

- CARD, D. – FREEMAN, R. [2002]: *What have two decades of british economic reform delivered?* NBER Working Paper. 8801. sz. National Bureau of Economic Research. Cambridge. Massachusetts.
- CAREY, D. – RABESONA, J. [2001]: Tax ratios on labour and capital income and on consumption. *OECD Economic Studies*. 35. sz. 129–174. old.
- CARLETTI, E. – HARTMANN, PH. [2002]: *Competition and concentration in the EU Banking Industry*. De Nederlandsche Bank. Hague.
- CONWAY, P. – BENT, H. [2000]: *Productivity growth in New Zealand: Economic reform and the convergence hypothesis*. Reserve Bank of New Zealand Working Paper No. G98/2. Reserve Bank of New Zealand. Wellington.
- EURÓPAI BIZOTTSÁG PENZÜGYI ÉS KÖZGAZDASÁGI FŐIGAZGATÓSÁGA [2002]: *Statistical Annex of European Economy*. Spring 2002.
- IMF [1999]: *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*. April. Washington D. C.
- IMF [2003]: *World Economic Outlook*. 2003 April. Washington D. C.
- IMF [2004]: *World Economic Outlook*. 2004 April. Washington D. C.
- NICKELL, S. – NUNZIATA, L. [2001]: *Labour market institutions database*. <http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/data0502.zip>.
- NICOLETTI, G. – SCARPETTA, S. [2001]: Regulation, productivity and growth: OECD evidence. *Economic Policy*. 18. évf. 36. sz. 19–72. old.
- OECD [2003]: *The sources of growth in OECD countries*. Paris.
- OECD [2004a]: *Reassessing the OECD jobs strategy*. OECD Employment Outlook. Paris.
- OECD [2004b]: *France needs more regulatory reform to strengthen its economy*. *Says OECD*. 06/07/2004. Paris.
- OECD [2004c]: *OECD calls for further reform and a more dynamic regulatory framework in Germany*. 30/06/2004. Paris.
- OECD [2004d]: *OECD and non-OECD economies agree to continue work on tax information exchange*. Paris.
- OECD [2004e]: *Foreign direct investment into OECD countries fell in 2003 for third consecutive year*. 28/06/2004. Paris.
- OECD [2004f]: *Employment protection legislation*. OECD Employment Outlook. Paris.
- OECD [2004g]: *OECD Employment Outlook 2004. Statistical annex*. Paris.
- OECD [2004h]: *Economic Surveys*.
- U.S. CENSUS BUREAU [2002]: *Quarterly financial report*. 2002. I. n. év. Washington D. C.
- U.S. DEPARTMENT LABOR, BUREAU OF LABOR STATISTICS [2001]: *Employment Cost Index*. Washington D. C.
- ZÁDOR M. [2001a]: Társadalmi folyamatok az OECD erőközpontjaiban. *Bővülő Európa*. 1. sz. Budapest.
- ZÁDOR M. [2001b]: Globalizációs egymásrautaltság. Az OECD-térség erőközpontjai, és a „bővülő Európa” világgazdasági esélyei. *Bővülő Európa*. 2. sz. Budapest.
- ZÁDOR M. [2001c]: A világkereskedelem meghatározó folyamatai. Regionalizmus és globalizáció. *Bővülő Európa*. 3. sz. Budapest.
- ZÁDOR M. [2001d]: A világkereskedelmet meghatározó folyamatok. Multilateralizmus, és a transznacionális vállalatok szerepe a világkereskedelem dinamizálásában. *Bővülő Európa*. 4. sz. Budapest.
- ZÁDOR M. [2002]: Az egyensúlyi gazdasági növekedés és a költségvetési politika összefüggései az OECD erőközpontokban. *Bővülő Európa*. 2. sz. Budapest.
- ZÁDOR M. [2004a]: A gazdasági szerkezet változásai, valamint az információ- és távközlési technológia (ICT) szerepe az egyes OECD erőközpontok versenyképességében. Az Európai Unió felzárkózási tartalékai, a lisszaboni stratégia I. *Bővülő Európa*. 1. sz. Budapest.
- ZÁDOR M. [2004b]: A gazdasági szerkezet változásai, valamint az információ- és távközlési technológia (ICT) szerepe az egyes OECD erőközpontok versenyképességében. Az Európai Unió felzárkózási tartalékai, a lisszaboni stratégia II. *Bővülő Európa*. 1. sz. Budapest.
- ZÁDOR M. [2004c]: A nemzetközi gazdasági kibontakozás strukturális feltételrendszere. *Statistikai Szemle*. 82. évf. 4. sz. 345–369. old.

SUMMARY

Nowadays there is a consensus on the main reason of the gap between the European Union and the USA. It says that structural reforms are being postponed mostly in the major EU countries. However, effective structural reforms are more than needed with the aim of implementing an institutional and regulation regime favouring a really friendly environment for market and entrepreneurship. What is the content of the structural reforms and their benefits of competitiveness? Do these reforms afford a form of implementation allowing to preserve simultaneously stability and social dimension within the EU? The article puts under analysis five aggregate fields of these reforms: financial sector, labour markets, markets of goods, tax policy and trade policy. Focus is on the following questions:

- Factors determining the mainstreams of the reforms implemented in the above fields. Principal characteristics of the methodology to measure relationship between the dynamics and efficiency of the reforms are described.
- The qualitative factors of the reforms. Discussion of the differences experienced country by country referring both the comprehensiveness and the speed of the reforms.
- Showing if the fastness and the extension of the reforms had direct impact on their success and efficiency.

A HÁNYADOSBECSLÉS NÉHÁNY TULAJDONSÁGA ÉS EGY ÚJ BECSLŐFÜGGVÉNYE

HUNYADI LÁSZLÓ

A hányadosbecslés a gyakorlati statisztika egyik kedvelt eszköze, mellyel az elsődlegesen a statisztikai összehasonlításokban kulcsszerepet játszó viszonyszámokat lehet mintából becsülni, de ezekre építve jó tulajdonságú átlag- és értékösszeg-becslések is készíthetők. Ugyanakkor a hányadosbecslés tulajdonságaira csak közelítő eredmények ismertek. Jelen cikk bevezet egy új becselőfüggvényt, majd széles körű Monte-Carlo-szimulációkra támaszkodva megvizsgálja és összehasonlítja a hányadosbecslés különféle becselőfüggvényeinek tulajdonságait. A szimulációk eredményei megerősítették az eddigi ismereteket, emellett rámutattak arra, hogy a leggyakrabban használt becselőfüggvény még nem túl kedvező körülmények között is meglepően jó mintavételi tulajdonságokkal rendelkezik, ezért használata pontos és intervallumbecslési céllal általánosan is javasolható. Az új becselőfüggvény kis minták és megfelelő külső információk mellett multa felül az ismerteket, ezért a vele kapcsolatos további kutatásokat erre az irányra célszerű összpontosítani.

TARGYSZÓ: Hányadosbecslés. Becslőfüggvények. Monte-Carlo-szimuláció.

Ez a tanulmány a hányadosbecslés egyes kérdéseivel foglalkozik. A hányadosbecslés (két sokasági várható érték hányadosának mintából történő becslése) a statisztika egy igen régi problémája. A mintavételes statisztika hőskorában, a múlt század 50-es éveiben már igen sok eredményt tudtak felmutatni a hányadosbecslés különféle becselőfüggvényeinek elemzése kapcsán. Ezeket a korai eredményeket *Cochran* mérőföldkönek számító könyve (*Cochran* [1977]) foglalta össze a legnagyobb alapossággal. A korai kutatók elsősorban a hányadosbecslés torzítatlanságát és varianciáját, valamint ez utóbbinak a becslését célozták meg, és lényegesen kevesebbet foglalkoztak eloszlási eredményekkel. A múlt század vége felé az érdeklődés kicsit elfordult a hányadosbecsléstől, majd a századfordulón elsősorban az eloszlási eredmények és az ebből adódó intervallumbecslés vizsgálata is egyre nagyobb teret nyert.

A probléma természetéből adódóan azonban egzakt, analitikusan kezelhető eredményeket eddig nem sikerült kapni, és valószínűleg ez a jövőben sem várható. A hányadosbecslés mindamellert kivételes fontosságú a gyakorlati statisztikában, ezért talán nem érdemtelen ismét elővenni a már-már lerágott csontot. Mivel a matematika kezelhetetlen problémákkal szembesül, a statisztika egyre gyakrabban nyúl a számítástechnikához, a számítógép-intenzív módszerekhez. Ezt tesszük mi is ebben a tanulmányban, hi-

szen kiinduló kérdésünk az, hogy a tankönyvekben (például *Éltető* [1985], *Hunyadi-Vita* [2004]), tényként elfogadott eloszlási eredmény – nevezetesen az, hogy nagy minták esetén a szokásos becslőfüggvény eloszlása jól közelíthető normális eloszlással – megállja-e a helyét, illetőleg milyen feltételek mellett érvényes. Erre a kérdésre a választ Monte-Carlo-szimulációk segítségével kerestük. Ennek kapcsán azonban szinte természetesen adódott egy olyan ötlet, amely a hányadosbecslés becslőfüggvényeinek egy új osztályához vezetett. A korábban használt becslőfüggvények értékelésével együtt ezt az új becslőfüggvény-családot is elemeztük a szimulációk során.

A dolgozat, ennek megfelelően, először röviden áttekinti a hányadosbecslés jelentőségét és fontosabb ismert becslőfüggvényeit. Ezt követően bemutatjuk az ismert elméleti és tapasztalati eredményeket, melyek ezen becslőfüggvények tulajdonságára vonatkoznak. Ezután részben egyszerű elméleti megfontolások, részben pedig nem kevésbé egyszerű példák alapján bevezetjük az új becslőfüggvényt. A dolgozat következő, leglényegesebb fejezete a szimuláció módszereit és eredményeit mutatja be, majd ezen eredmények összefoglaló értékelése zárja a tanulmányt.

A dolgozat nem egy lezárt kutatás eredményének beszámolója, sokkal inkább egyfajta közbenső termék, amelyet azért szeretnénk közreadni, hogy a felmerülő kérdéseket a szakma elé tárjuk, azok megoldásában segítséget kérjünk az érdeklődő szakemberektől. Kérdés maradt bőven, szinte azt mondhatnánk, hogy az összefoglaló kapcsán több a kérdés, mint az állítás. Mindazonáltal úgy véljük, hogy a hányadosbecslésre vonatkozó szimulációs eredmények közt több olyan is van, ami határozottan megerősíti vagy esetleg cáfolja a korábbi tapasztalatokat (esetleg hiedelmeket), ezért gyakorló szakemberek számára is szolgálhat némi információval. Ez indokolhatja az eredmények ilyen, nem teljesen kiérlelt formában történő megjelentetését.

1. HÁNYADOSBECSLÉS A STATISZTIKÁBAN

A statisztikában a két sokaság vagy egy sokaság két (esetleg több) ismervének összehasonlítása olyannyira gyakori művelet, hogy egyesek (például *Hunyadi-Vita* [2004]) egyenesen statisztikai *alapműveletnek* nevezik. Az összehasonlítás történhet különbséggel, de gyakoribb, hogy hányadossal. Ez utóbbi egyebek közt azért preferált, mert így két különböző jellegű, akár különböző mértékegységben mért változó is összevethető. Az összehasonlítás eredményeként kapott hányadosokat a statisztika *viszonyszámoknak* nevezi.

Nem célunk itt részletes áttekintést adni a viszonzyszámokról, hiszen ez a hivatkozott statisztikai alapmunkákban megtalálható. Annyira megyünk csak bele a viszonzyszámok csoportosításába, amennyire ez a későbbi tárgyalás szempontjából szükséges. A viszonzyszámoknak alapvetően három csoportját szoktuk megkülönböztetni:

- a két különböző jellegű sokaság vagy változó hányadosát, melyet *intenzitási viszonzyszámnak* nevezünk. Ezekre jellegzetes példa a népsűrűség (fő/km²) mutatója, vagy a termésátlag, melynek egy lehetséges mértékegysége t/ha;
- a rész és az egész viszonyát megadó *megoszlási viszonzyszámokat*, melyekre példa a létminimum alatt élők aránya (százalék) a teljes népességen belül, és végül
- a *dinamikus viszonzyszámokat*, amelyek egyazon mennyiség (változó) időbeli alakulását jellemzik. Ilyen például a GDP növekedése (százalék) a bázisévről a tárgyévre.

Ezeket a viszonyszám-típusokat most csupán azért különböztettük meg, mert azt szeretnénk vizsgálni, hogy a hányados számlálójában, illetve nevezőjében megjelenő mennyiségek közt a vizsgálat egységeinek szintjén van-e, lehet-e kapcsolat, avagy nem. Mivel ez a kérdés a későbbiek szempontjából lényeges lesz, természetesen visszatérünk rá, és ekkor majd utalunk a viszonyszámok fenti csoportjaira.

A statisztika általában nem teljes körű felvételek eredményeiből állítja össze ezeket a viszonyszámokat, hanem mintából (vagy mintákból) becsli. Ez vezet tehát a hányadosbecslés problémájához, ami azért lényegesen nehezebb kérdés, mint a szokásos átlag-, értékösszeg-, vagy aránybecslés, mivel a hányados képzése nemlineáris művelet, aminek matematikai-statisztikai kezelése általánosságban nem megoldott feladat.

Definiáljuk tehát pontosan a feladatot! Tekintsünk két sokaságot, melyeket a későbbiekben Y -nal és X -szel jelölünk, s amelyeknek (természetesen ismeretlen) jellemzői a következők¹:

$$E(Y) = \bar{Y} = \mu_Y, \quad \text{Var}(Y) = \sigma_Y^2, \quad \text{és} \quad V_Y = \frac{\sigma_Y}{E(Y)},$$

$$E(X) = \bar{X} = \mu_X, \quad \text{Var}(X) = \sigma_X^2, \quad \text{és} \quad V_X = \frac{\sigma_X}{E(X)}, \quad \text{továbbá}$$

$$\text{Cov}(Y, X) = E(XY) - E(X)E(Y) \quad \text{és} \quad r(Y, X) = \frac{\text{Cov}(Y, X)}{\sqrt{\text{Var}(Y)\text{Var}(X)}}.$$

A fentiekkel kapcsolatban egyrészt megjegyzendő, hogy véges sokaságok esetén a várható érték a sokasági elemek egyszerű átlaga (erre utal például az első két sor első egyenlősége), míg a μ egy általánosabb, minden sokaság esetén használható várható érték fogalomra utal. A későbbiekben – tekintve, hogy a társadalmi-gazdasági statisztikai gyakorlatban szinte kizárólag véges sokaságokkal dolgozunk – a sokasági átlagokat fogjuk használni. Emellett megemlítendő, hogy az utolsó sorban megjelenő kovarianciát, illetve korrelációt csak abban az esetben értelmezzük, amikor az elemek szintjén páros kapcsolat feltételezhető a sokasági elemek közt. A hányadost, amire a hányadosbecslés irányulni fog a

$$H = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}}$$

módon, azaz a két sokasági változó átlaga hányadosaként definiáljuk. Alapfeladatunk tehát az lesz, hogy ezt a hányadost becsüljük mintából.

Itt egy pillanatra meg kell állni, ugyanis *hányadosbecslés* elnevezéssel egy másik fogalmat is szoktak jelölni: azt, amikor egy mintából becsült hányados segítségével átlag- vagy értékösszeg-becslést végeznek. Ez a becslés, amit szabatosan a hányadoson alapuló (vagy hányadost felhasználó) átlag-, illetve értékösszeg-becslésnek nevezhetnénk, szoro-

¹ A dolgozatban a Budapesti Corvinus Egyetemen rendszeresített statisztika könyv (*Hunyadi-Vita* [2004]) fogalom- és jelölésrendszerét, valamint konvencióit használjuk.

san kapcsolódik a mi becslésünkhöz, de némiképp túlmegy azon. A (szűkebb értelemben vett) hányadosbecslés tulajdonságainak ismeretében ez utóbbi bővített feladat könnyen megoldható, mi azonban egyelőre maradunk a szűkebb értelmezésnél. Végül megemlítjük, hogy technikai értelemben hányadosbecslés adódik egy sor egyéb, eredendően nem viszonyszámok becslésére irányuló feladat esetén is. Legismertebb ezek közül az az eset, amikor két- vagy többlépcsős mintavétel esetén átlagot becslünk, nem egyenlő csoportnagyságok esetén. Itt valójában átlag becslése a cél, mégis az itt bemutatásra kerülő technikát kell alkalmaznunk, hiszen az átlagszámítás nevezőjében a szóban forgó csoport nagysága valószínűségi változó.

2. HAGYOMÁNYOS BECSLŐFÜGGVÉNYEK – ISMERT EREDMÉNYEK

A hányadosbecslésre a szakirodalom alapvetően két becslőfüggvény-típust használ; ezeket a következőkben rendre h_1 -gyel és h_2 -vel jelöljük.

A h_1 becslőfüggvényt csak párosítható minták esetén használhatjuk, definíciója:

$$h_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i}, \quad /1/$$

ahol y_i és x_i a megfelelő mintaelemeket, n pedig a (közös) mintanagyságot jelöli. Itt jegezzük meg, hogy a továbbiakban csak FAE, illetőleg egyszerű véletlen mintákat feltételezünk, a bonyolultabb esetek (rétegzett, csoportos, vagy nem véletlen minták) tárgyalását mellőzzük.

A h_1 becslőfüggvény tulajdonságait a szakirodalom (például Cochran [1977], Éltető [1985], Cicchitelli et al. [1992]) részletesen elemezte. Könnyű kimutatni, hogy a becslőfüggvény torzított, ám az is egyszerűen belátható, hogy a torzítás egy korrekcióval viszonylag könnyen kiszűrhető. Így kapható a Hartley–Ross-féle becslőfüggvény (idézi Cochran [1977] 174. old.). Ugyancsak megmutatható, hogy eltérve az egyszerű véletlen kiválasztási elvtől, a mintavételi terv csekély módosításával elérhető, hogy az /1/ becslőfüggvény torzítása eltűnik. Így nyerhetők a Lahiri-, valamint a Midzuno-becslőfüggvények, amelyek szintén a h_1 rokonainak tekinthetők (lásd Cochran i.m. 174–175. old.)

A h_1 becslőfüggvény kedvező tulajdonsága egyszerűsége és jó interpretálhatósága mellett az, hogy nagymintás eloszlása egyszerűen meghatározható, hiszen azonos eloszlású, független változók átlaga a központi határeloszlás tétele értelmében normális határeloszláshoz konvergál. Azt pedig aligha kell hangsúlyozni, hogy milyen kényelmes olyan becslőfüggvénnyel dolgozni, amelyik elegendően nagy minták esetén legalább közelítőleg normális eloszlást követ. Mindazonáltal sem ez a becslőfüggvény, sem ennek változatai nem terjedtek el a gyakorlatban, aminek oka nagyfokú instabilitásuk, az, hogy eloszlásuk igen lassan konvergál a normálishoz. Ezt a 4. fejezet szimulációs eredményei is alá fogják támasztani.

A h_2 becslőfüggvényt a

$$h_2 = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} \quad /2/$$

módon definiáljuk. Ez a becslőfüggvény alkalmazható páros és független mintákra egyaránt. Ennek az állításnak a jelentőségét az adja meg, hogy a gyakorlati statisztika vizsgonyszámait általában páros mintákból számítják ugyan, de előfordulhat, hogy a számláló és a nevező két különböző felvétel eredményéből adódik. Ekkor a párosítás már csak az eltérő minta-elemszámok következtében sem értelmezhető. Az *intenzitási viszonyszámok* esetén fordulhat elő leggyakrabban ilyen eset, hiszen például a termelékenységi mutatóknál (egy foglalkoztatottra jutó eredmény) a foglalkoztatottak számának és a termelési értéknek a becslését külön-külön felvételekre alapozhatják. A *megoszlási viszonyszámok* esetén a rész és egész kapcsolata nyilvánvaló, így a számláló és a nevező függetlensége aligha tartható, míg a *dinamikus viszonyszámok* esetén is általában páros megfigyeléseket hajtanak végre. Példa lehet erre az az eset, amikor átlagárakat számítanak a bázis- és a tárgyidőszakra ugyanazon termékekre, azonos helyen és időben végzett adatfelvételeknél. Az a tulajdonsága tehát, hogy ez a becslőfüggvény mindkét esetre alkalmazható, feltétlen kedvező.

A h_2 becslőfüggvény szintén torzított, ám konzisztens. A becslőfüggvény Taylor-sorba való fejtésével kaphatók azok a közismert eredmények, melyek szerint:

- a torzítás nagyságrendje n^{-1} , és speciális esetben el is tűnhet;
- a variancia speciális esetben véges minták esetén is eltűnhet, de a mintanagyság növelésével mindenképpen 0-hoz konvergál;
- mind a torzítás, mind a variancia a mintanagyság mellett döntően függ a változók (kiváltképp a nevezőben szereplő változó) relatív szórásától: a nagy relatív szórás ceteris paribus növeli a torzítást és a varianciát (standard hibát) is.

Ezek az eredmények általánosan ismertek, ám jóval kevésbé mondható ez el a becslőfüggvény eloszlására vonatkozó eredményeiről, holott intervallumbecsléshez ezek elengedhetetlenek. Ezek egyik lehetséges kiindulópontja az, hogy nagy minták esetén a számlálóban és a nevezőben megjelenő átlagok a központi határeloszlás tételének értelmében közelítőleg normális eloszlást követnek. Ekkor tehát két normális eloszlású változó eloszlásának meghatározása a feladat. Ismert eredmény, hogy amennyiben a számláló és a nevező független normális eloszlású változók, a hányados Cauchy-eloszlást követ. Ez, adhat némi támpontot a konfidenciaintervallum meghatározásához, azonban nem szabad elfelejteni, hogy a Cauchy-eloszlás elsősorban barátságtalan tulajdonságai okán került be a köztudatba: ennek az eloszlásnak sem várható értéke, sem varianciája nem létezik. Ez természetesen adódik az elméleti levezetésekéből, és annak következménye, hogy a fent említett momentumokat meghatározó integrálok nem végesek. Intuitíve ez annyit jelent, hogy az eloszlás annyira szélsőséges, hogy nincsenek egyértelműen meghatározható első momentumai. Ennek demonstrálására az 1. táblában egy Cauchy-eloszlású szimulált változó (két független standard normális eloszlású változó hányadosa) néhány leíró statisztikáját mutatjuk be.

Az öt különböző, egymástól független futás mindegyikében 20 000 (!) ismétlést végeztünk, és amint az a táblából látható, a kapott empirikus eloszlások sem a várható érték (átlag), sem a variancia, sem pedig az egyéb alakmutatók szempontjából nem hasonlítanak egymásra. Ezek az instabil (és ezért) meghatározhatatlan mutatók jellemzik a Cauchy-eloszlást, és ez az instabilitás és kiszámíthatatlanság fejeződik ki abban, hogy az eloszlásnak elméletileg nincs se várható értéke, se szórása. A tábla alapján talán már érthető, hogy miért nehéz, sőt gyakorlatilag lehetetlen ezzel az eloszlással dolgozni.

1. tábla

<i>Cauchy-eloszlású változók empirikus jellemzői</i>					
Mutatószám	1.	2.	3.	4.	5.
	futas				
Átlag	-1,22	-6,88	2,65	0,61	1,83
Medián	-0,01	-0,02	0,01	0,00	-0,02
Variancia	30 790	736 487	75 134	17 452	61 279
α_3	-72	0	0	-30	0
α_4	9 346	∞	∞	4 793	∞
Minimum	-20 242	-114 697	-2 307	-12 516	-4 216
Maximum	9 106	21 582	37 500	7 027	34 137

A Cauchy-eloszlás tehát nem segít az intervallumbecslés feladatának megoldásában, ráadásul amennyiben a számláló és a nevező nem függetlenek, az eloszlás még kevésbé kezelhető. Ebben, a gyakorlatra jellemző esetben csak közelítő megoldások jöhetnek szóba. Már a korai elemzések rámutattak arra, hogy nem független változók esetén, ha kicsi a változók relatív szórása, akkor nagy minta esetén a normális eloszlással való közelítés megengedhető. Amennyiben a relatív szórás növekszik, a normális közelítés kérdésessé válhat, és erre az esetre egy meglehetősen bonyolult transzformáció végrehajtását javasolják (Cochran [1977] 156–157. old.). Ugyanakkor más kutatók szerint az ilyen transzformációk nem adnak megfelelő közelítést, így az intervallumbecslés torzított lesz.

A másodlagos mintavételi eljárások (jackknife, bootstrap) elvben segíthetnének az intervallumbecslés feladatában, ám ezeket – legalábbis korábban – elsősorban a hányadosbecslés, illetve annak varianciája becslési torzításának csökkentése érdekében alkalmazták (Quenouille [1956]). Az utóbbi években különféle sorbafejtési technikák alkalmazásával próbáltak meg közelítést adni a hányados eloszlására (Kawai [2003]). A sok különféle kísérlet és próbálkozás ellenére a hányadosbecslés tulajdonságai, elsősorban az eloszlás nem megoldott kérdés, ezért úgy véljük, minden további, erre irányuló kutatásnak helye lehet.

3. A BECSLŐFÜGGVÉNYEK EGY ÚJ OSZTÁLYÁRÓL

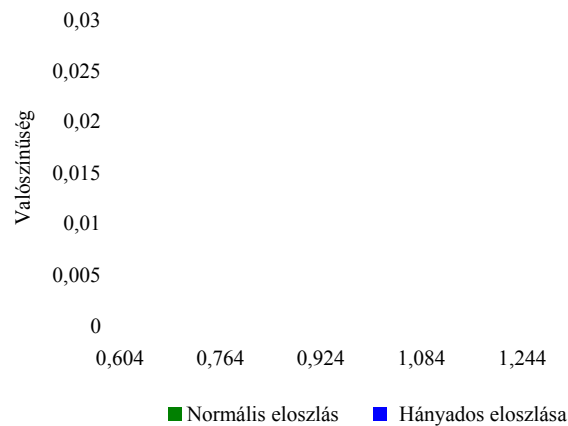
Abból a megfontolásból kiindulva, hogy az általánosan használt h_2 becslőfüggvény varianciája (és jószerivel eloszlásának normalitása) döntő módon a változók relatív szórásától függ, megkíséreltünk egy olyan transzformáció segítségével új becslőfüggvényhez jutni, amely csökkentené ezt a relatív szórást. Az ötlet, amely a becslőfüggvények új osztályához vezetett, az, hogy ha egy hányados számlálójához és nevezőjéhez egy-egy konstans hozzáadunk, a szórásuk nem változik, ám a relatív szórás így tetszés szerint kicsire csökkenthető. Az 1. és 2. ábrákon szimulációs technikával² azt mutatjuk be, hogy két normális eloszlású változó hányadosának jellemzői hogyan változnak meg arra az egyszerű transzformációra, hogy a számlálót és a nevezőt ugyanazzal a konstanssal eltoljuk. Az 1. ábrán két $N(10,1)$, a 2. ábrán pedig két $N(100,1)$ eloszlású változó hányadosainak empirikus eloszlását ábrázoltuk. Érdeemes megfigyelni, hogy a 90-es konstans hozzáadása a számlálóhoz és a nevezőhöz

² A szimulációk részben EXCEL makrókkal, részben az e célra készített QBasic célprogramok segítségével készültek.

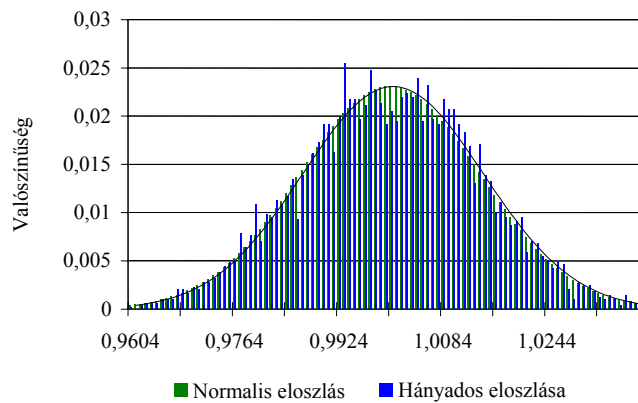
a hányados értékét ($H = 1$) változatlanul hagyja, ugyanakkor szórását csökkenti, az eloszlás alakját pedig közelebb viszi a normálishoz. Nem szabad ugyanakkor megfeledkezni arról, hogy ez az eset speciális abból a szempontból, hogy a számláló és a nevező várható értéke megegyezik, azaz a H elméleti (sokasági) értéke 1.

Bár látszólag a két eloszlás nagyon hasonló, érdemes figyelni a skálára, ami világosan mutatja, hogy a 2. ábrán bemutatott eloszlás jóval szűkebb intervallumban helyezkedik el, ugyanakkor közelebb áll a normálishoz.

1. ábra. Két független $N(10,1)$ eloszlású változó hányadosának eloszlása



2. ábra. Két független $N(100,1)$ eloszlású változó hányadosának eloszlása



Közelítve eredeti problémánkhoz, azaz két sokasági várható érték (átlag) hányadosának becsléséhez, egy nagyon egyszerű, konstruált példán mutatjuk be azt, hogy miként kell értelmezni diszkrét sokaságok esetén magát a feladatot, és mit jelent az előbb említett konstanssal való eltolás – egyelőre sokasági szinten.

Legyen X sokaság 3 elemű: $X = 1, 2, 3$ és minden elemének előfordulása egyenlően valószínű, továbbá legyen Y sokaság is 3 elemű: $Y = 7, 8, 9$, ugyancsak egyforma valószínűséggel. Feladatunk a két sokasági várható érték hányadosának becslése mintából. Látható, hogy a két várható érték:

$\mu_X = \bar{X} = 2$, $\mu_Y = \bar{Y} = 8$, a szóban forgó hányados pedig $H = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} = 4$. A sokasági variancia mindkét változó esetében $2/3$, ami annyit jelent, hogy a két sokasági relatív szórás: $V_X = 0,577$ és $V_Y = 0,144$.

Vegyük ki mindkét sokaságból az összes lehetséges kételemű mintát visszatevés nélkül, majd készítsük el a megfelelő mintaátlagokat! Ekkor a következő kis táblát kapjuk:

2. tábla

<i>Minták és mintaátlagok</i>				
Minta sorszáma	X minták	Y minták	\bar{x}	\bar{y}
1.	(1,2)	(7,8)	1,5	7,5
2.	(1,3)	(7,9)	2	8
3.	(2,3)	(8,9)	2,5	8,5

Tekintsük a szokásos $h = \frac{\bar{y}}{x}$ becslőfüggvényt, és állítsuk elő annak összes lehetséges értékét:

$$h = \left[\frac{7,5}{1,5} = 5; \frac{7,5}{2} = 3,75; \frac{7,5}{2,5} = 3; \frac{8}{1,5} = 5,33; \frac{8}{2} = 4; \frac{8}{2,5} = 3,2; \frac{8,5}{1,5} = 5,67; \frac{8,5}{2} = 4,25; \frac{8,5}{2,5} = 3,5 \right]$$

Ha feltételezzük, hogy a számláló és a nevező korrelálatlan, akkor minden párosítás egyforma valószínűséggel fordulhat elő, ezért a várható érték súlyozatlan átlagolással kapható:

$$E(h) = \frac{\sum h_i}{9} = \bar{h} = 4,1778,$$

ami megerősíti azt az ismert tényt, hogy ez a becslőfüggvény nem torzítatlan. Ekkor varianciája³ a következő:

$$Var(h) = \frac{\sum (h_i - \bar{h})^2}{9} = 0,9067,$$

és ennek gyöke a mintavételi szórás, azaz a standard hiba: $Se(h) = 0,9522$.

Növeljük most meg egy-egy konstanssal mind az X mind az Y változó értékeit! Ez a művelet nyilván nem változtatja meg a változók szórásait, sőt a konstansok alkalmas

³ Pontosabban ez nem variancia, hanem MSE, de ettől a megkülönböztetéstől átmenetileg eltekintünk, hiszen a mondanivaló szempontjából lényegtelen. Nagy minták esetén egyébként a kettő közti eltérés 0-hoz tart.

megválasztásával elérhető, hogy a várható értékek hányadosa (H) sem változik. Változik viszont a relatív szórás, ami kedvező lehet a becslés szempontjából. Legyen új sokaságunk a következő:

$$X = 4,5,6; \text{ és } Y = 19,20,21.$$

A sokasági jellemzők ekkor a korábbiakhoz hasonlóan számíthatók: $\mu_X = \bar{X} = 5$, $\mu_Y = \bar{Y} = 20$, $H = 4$, $Var(X) = Var(Y) = \frac{2}{3}$, végül $V_X = 0,231$ és $V_Y = 0,05$. Látható, hogy a relatív szórások lényegesen lecsökkentek, ami igen előnyös lesz a becslés szempontjából, hiszen a becslőfüggvény lehetséges értékei most az alábbiak lesznek:

$$h = [4,33; 3,9; 3,545; 4,44; 4; 3,63; 4,555; 4,1; 3,727],$$

várható értéke és varianciája és standard hibája pedig:

$$E(h) = \bar{h} = 4,026; \quad Var(h) = 0,341; \quad Se(h) = 0,5839.$$

Látható tehát, hogy a számláló és a nevező alkalmas eltolásával lényegesen kisebb torzítású és kisebb mintavételi hibával rendelkező (pontosabb) becslőfüggvény készíthető. A kérdés persze az, hogy ez az *alkalmas* eltolás hogyan készíthető el. Ez a kérdés azonban már átvezet a mintából való becslésre.

Az eddigiekben részletesen bemutatott elvet alkalmazva becslőfüggvény készítésére, a továbbiakban h_3 -nak nevezett becslőfüggvényt a következőképp definiáljuk:

$$h_3 = \frac{\overline{y + c_2}}{\overline{x + c_1}} = \frac{\overline{y + h_0 c_1}}{\overline{x + c_1}}, \quad /3/$$

ahol a konkrét becslőfüggvény c_1 és c_2 , illetve c_1 és h_0 értékeinek megválasztásától függ. Vegyük észre, hogy a /3/ utolsó alakjában megjelenik egy h_0 , ami arra utal, hogy a két konstans megválasztásakor, ha jó tulajdonságú (konzisztens) becslőfüggvényt akarunk kapni, nem lehet c_1 -et és c_2 -t tetszőlegesen megválasztani, hanem figyelembe kell venni bizonyos korlátokat.

Nézzük tehát meg a /3/ becslőfüggvény tulajdonságait, először a torzítatlanság, illetőleg a konzisztencia szempontjából! Ennek érdekében képezzünk különböző becslőfüggvényeket úgy, hogy h_0 -nak kitüntetett értékeket adunk:

a) Ha $h_0 = H$, akkor a becslőfüggvény torzításáról semmit se tudunk mondani, ám h_3 konzisztens, hiszen

$$p \lim h_3 = \frac{p \lim \bar{y} + H c_1}{p \lim \bar{x} + c_1} = \frac{\bar{Y} + (\bar{Y}/\bar{X}) c_1}{\bar{X} + c_1} = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} = H. \quad /4/$$

b) Ha $h_0 = h_2$, akkor

$$h_3 = \frac{\bar{y} + h_2 c_1}{\bar{x} + c_1} = \frac{\bar{y} + (\bar{y}/\bar{x})c_1}{\bar{x} + c_1} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} = h_2. \quad /5/$$

Ebben az esetben tehát visszakapjuk a szokásos h_2 becslőfüggvényt, és mivel tudjuk, hogy $p \lim h_2 = H$, a becslőfüggvény ebben az esetben is konzisztens.

c) Ha $h_0 = \sum_{i=1}^{n1} y_i / \sum_{i=1}^{n1} x_i$, továbbá $\bar{y} = \frac{\sum_{i=n1+1}^n y_i}{n - n1}$ és $\bar{x} = \frac{\sum_{i=n1+1}^n x_i}{n - n1}$, akkor valójában egy két-

fázisú becslőfüggvényt definiálunk: az első fázisban $n1$ elemű véletlen mintából („előminta”) adunk egy első, ideiglenes becslést a hányadosra, majd ezt beírva a korrekciós tagba a második fázisban az átlagokat már csak a maradék mintából számítjuk. Könnyen belátható, hogy ez a becslőfüggvény is konzisztens, hiszen $p \lim h_0 = H$, és ezért a /4/-ben bemutatottakkal analóg módon adódik, hogy

$$p \lim h_3 = H.$$

d) Végül készíthető becslőfüggvény úgy, hogy h_0 értékét külső forrásból vesszük át, vagy mintán kívül becsüljük. Ilyen becslés lehet valami hasonló, de időben, térben vagy a vizsgálat hatókörét illetően eltérő jelenségek hányadosa, szakértői becslés vagy éppen egy feltételezés. Nem nehéz belátni, hogy amennyiben feltételezhető, hogy ez a külső becslés konzisztens, akkor a h_3 becslőfüggvény a korábbiakban kifejtettek értelmében szintén konzisztens lesz.

Az itt definiált négy becslőfüggvény közül az első kettő (a és b) a gyakorlat számára nem használható. Az a) nyilvánvalóan azért nem, mert ha ismerjük H -t, akkor értelmetlen trivialisává válik becslése, a b) pedig, bár szemléletében eltérő, empirikusan ekvivalens a szokásos h_2 becslőfüggvénnyel. A d) becslőfüggvény érdekes és hasznos lehet, hiszen egyfajta bayesi szemléletet tükröz, de részletes kidolgozása és alkalmazása csak egyes konkrét esetekben látszik reményt keltőnek. A c) becslőfüggvény az, aminek tulajdonságait részletesebben célszerű vizsgálni, hiszen ez konzisztens, egyszerűen megvalósítható és reményt nyújt arra, hogy bizonyos szempontokból felülmúlja a szokásos h_2 -t.

Ezért a továbbiakban, amikor a három becslőfüggvényt össze akarjuk hasonlítani, a h_1 és a h_2 mellett alapértelmezésben a h_3 -nak ezt a kétfázisú változatát fogjuk használni, ahol természetesen specifikálni kell az előminta nagyságát ($n1$), valamint az eltolási konstans (c_1). Két tábla, és a hozzájuk kapcsolódó elemzések erejéig azonban a külső információt felhasználó változatot is meg fogjuk vizsgálni.

Eddig tehát csak a konzisztencia oldaláról vizsgáltuk meg az új becslőfüggvényt. Variációjára eddig egzakt (vagy akár közelítő) formulát nem sikerült találni, és természetesen nem tudunk elméletileg semmiféle eloszlási eredményt se származtatni. Ez még független számláló és nevező esetén is bonyolult eloszlás-mixek kezelését jelentené.

Ezért a továbbiakban szimulációs vizsgálatokra támaszkodva próbáljuk meg felderíteni az új becslőfüggvény tulajdonságait. Ezeket a szimulációs vizsgálatokat egyben arra is felhasználjuk, hogy a két hagyományos becslőfüggvény (h_1 és h_2) egyes tulajdonságait (torzításukat, varianciáikat és normalitásukat) jobban megismerjük és összehasonlítsuk a h_3 megfelelő jellemzőivel. Mindezt a következő, a szimulációs vizsgálatokat tárgyaló fejezetben mutatjuk be.

4. A MONTE-CARLO-KÍSÉRLETEK ÉS EREDMÉNYEIK

A hányados-becslőfüggvények tulajdonságainak összehasonlításakor igen sok ismérvet kellene figyelembe vennünk, hiszen a korábbi tapasztalatok alapján sok tényező befolyásolja a szóban forgó jellemzőket. Mivel ilyen sok tényező változtatása áttekinthetlenné tenné az eredményeket, megpróbáltuk, legalábbis ebben a szimulációs kísérletsorozatban, szűkíteni a szóba jöhető tényezőket. Ezáltal persze romlik a vizsgálatok általánosíthatósága, de áttekinthető eredményeket kapunk, és a későbbiekben – amennyiben mutatnak rá jelek – további futtatásokkal a most kimaradt hatásokat is megvizsgálhatjuk. Ezekre az eredmények összefoglalásakor még visszatérünk.

4.1. A szimuláció keretei

A szimuláció során a korábban definiált három becslőfüggvény (h_1, h_2, h_3) viselkedését hasonlítottuk össze több mutató alapján, melyek közül itt csak az alábbi hármat fogjuk elemezni:

- torzítás;
- standard hiba;
- Jarque–Bera-próba; ez utóbbival a becslőfüggvény empirikus eloszlásának normalitását kívánjuk tesztelni.

Megjegyezzük, hogy a futások során kiszámítottunk még egy sor leíró statisztikai mutatót (például kvartilisek, csúcosság és ferdeségi mutatók), illetve tesztstatisztikát (Geary-próba), de ezeket csak ellenőrzésképp használtuk fel; úgy tűnt, hogy részletes bemutatásuk és elemzésük egyelőre nem vitt volna közelebb a végső következtetésekhez.

A minták kialakításakor a következők szerint jártunk el.

– Szétválasztottuk a nagymintás és a kismintás eseteket. A nagymintás futásoknál (ezek tették ki a kísérletek többségét) $n = 500$ elemű mintanagyságot rögzítettünk, és ezt a futások során nem változtattuk. Ezt azt is jelenti, hogy a mintanagyság változtatásának hatását ebben a menetben nem tudtuk expliciten mérni. Kismintás futásokat korlátozott számban végeztünk, és csak $n = 20$ választásával.

– A futások során minden esetben X és Y változók egyenletes eloszlását feltételeztük, mégpedig úgy, hogy várható értékeik hányadosa (a sokasági H) 1,5 legyen. Az egyenletes eloszlás feltételezése mögött főként az állt, hogy olyan eloszlást kerestünk, amely jól paraméterezhető, és emellett kellően távol áll a normális eloszlástól. A hányados rögzítése tetszőleges, ezért külön nem kell indokolni. Legfeljebb annyit lehet hozzá tenni, hogy

a gazdaságstatisztikában igen jellemző hányadosbecslések a dinamikus viszonyszámokra vonatkoznak, amelyek többnyire éves növekedést, azaz 1 körüli, 1-nél többnyire kicsit nagyobb értékeket adnak.

– A futások során egy-egy scenárió esetében ezer ismétlést végeztünk. Ez a szám talán kicsinek tűnhet, ám az esetek nagy részében elegendőnek bizonyult a stabilitáshoz. Emellett több olyan eset volt, ahol többször is megismételtük ugyanazon elrendezés futtatását, és az eredmények megnyugtatók voltak az ismétlések számát illetően.

– A befolyásoló tényezők közül minden becslőfüggvény esetében alapvetően két tényező hatását vizsgáltuk: az egyik a számlálóban és a nevezőben szereplő változók relatív szórása volt. A futásokban nagy (100%), közepes (50%), kicsi (20%) és elhanyagolhatóan kicsi (5%) relatív szórásokat vettünk figyelembe. Mind a számlálóban, mind a nevezőben azonos relatív szórású változókat feltételeztünk.

– A másik általánosan vizsgált faktor a számláló és a nevező változóinak feltételezett korrelációja volt. Kísérleteztünk nagy (0,9), közepes (0,5) és gyenge (0,1) korrelációval, valamint a korreláció hiányával ($r=0$) is, ám ezek közül az $r=0,1$ eset nem volt elég karakterisztikus ahhoz, hogy külön értékeljük. Ugyancsak végeztünk néhány számítást negatív korrelációs együtthatók esetére, de ezeket végül, mint a gyakorlat számára érdektelen eseteket, nem elemeztük.

– Végül külön részletes elemzéseket végeztünk a h_3 becslőfüggvényre vonatkozóan, hiszen ez új, ennek tulajdonságairól gyakorlatilag semmit se tudunk. Ezért itt a korábbiakon túlmenően vizsgáltuk azt, hogy miként viselkedik a függvény különböző nagyságú előminták (és következésképp különböző nagyságú második fázisú minták) esetén. Erre vonatkozóan 5 százalékos, 10 százalékos és 50 százalékos előmintákat (első fázisban végrehajtott becsléseket) feltételeztünk. Az eltolási konstans értékét is 3 változatban vizsgáltuk: a $c_1=10$, a $c_1=100$ és a $c_1=1000$ értékeket próbáltuk ki.

Valamennyi szimulációs futás esetén 1-1 ismétléshez új, a korábbiaktól független véletlen számokat generáltunk, de az egyes ismétléseken belül a különböző becslőfüggvények értékeinek számításához azonos véletlen számsort használtunk. Mivel a véletlen számokat folytonos eloszlásokból (nem pedig véges sokaságokból) generáltuk, a visszatevéses, illetve visszatevés nélküli mintavétel megkülönböztetése értelmetlenné vált.

4.2. A szimulációs kísérletek eredményei

Az eredmények értékelését a jóval fontosabb nagymintás vizsgálatokkal kezdjük; a kismintás esetekben csak kis számú, inkább csak tájékozódó futtatást végeztünk.

a) Nagymintás eredmények

A futások során először a h_1 becslőfüggvény (a hányadosok átlaga) tulajdonságait elemeztük. A változók nagy relatív szórását (100%) feltételezve egyértelmű eredmény az volt, hogy a h_1 becslőfüggvény *értékelhetetlen eredményeket adott*. Igen nagy volt a torzítás (a relatív torzítás az esetek nagy részében messze meghaladta a 100 százalékot), nagy standard hibák mellett a normalitás hipotézisét minden szignifikanciaszinten elutasíthattuk. Valamelyest javuló eredményeket tapasztaltunk abban az esetben, ha

növeltük a változók közti korrelációt 0,9-ig, ám ez a javulás is csak nagyon viszonylagos volt, hiszen az eredmények a nagy ismétlésszám ellenére sem látszottak igazán stabilizálódni.

Közepes és kis relatív szórás esetén ($V = 50\%$, illetve $V = 20\%$) ennek a becslőfüggvénynek a tulajdonságai még erősebben függenek a számláló és nevező korrelációjától, ahogy ez a 3. táblából is kitűnik.

3. tábla

A h_1 becslőfüggvény a relatív szórás és a korreláció függvényében

	$V = 50\%$			$V = 20\%$		
	\bar{h}	$Se(h)$	JB-eszt (p -érték)	\bar{h}	$Se(h)$	JB-eszt (p -érték)
$r = 0$	2,28	0,10	0,71	1,57	0,02	0,71
$r = 0,5$	1,89	0,07	0,04	1,53	0,01	0,41
$r = 0,9$	1,57	0,03	0,72	1,51	0,006	0,44

Közepesen nagy relatív szórás és korrelálatlan változók esetén a relatív torzítás meghaladja az 50 százalékot, ám ez a mutató 0,9-es korreláció esetén már 5 százalék körül alakul. A standard hiba monoton csökken a korreláció növekedésével, ám a normalitásvizsgálat eredményei ambivalensek: $r = 0,5$ esetén 5 százalékos szinten elutasítjuk a normalitás hipotézisét, a többi esetben nem.⁴ (A későbbi tapasztalatok is azt erősítik meg, hogy a Jarque–Bera-statisztika még ilyen, sőt még nagyobb ismétlésszám esetén is meglehetősen hektikusan viselkedik.) A kis relatív szórás szemmel láthatóan stabilizálja az eredményeket. A torzítás a korreláció növekedésével monoton csökken, és a nagy korreláció esetén (ami a gazdaságstatisztikai felvételek esetén, dinamikus viszonyszámokat alapul véve egyáltalán nem irreális feltételezés) már sikerül 1 százalék körüli relatív torzítást elérni, ami már gyakorlatban is használható eredmény. A becslések mintavételi hibája a relatív szórás csökkenésével és a korrelációs együttjáró növekedésével monoton nő, és legkedvezőbb esetben igen kis relatív standard hiba érhető el. Az alapváltozók kis relatív szórása esetén a Jarque–Bera-teszt (JB-teszt) minden esetben azt mutatta, hogy a becslőfüggvény normális eloszlásának hipotézisét a szokásos 1, 5 vagy 10 százalékos szignifikanciaszinten nem lehet elvetni.

A futtatások során kipróbáltunk egy még kisebb, már-már irreálisan kis relatív szórást (5%) is, amely mellett még mindig a h_1 becslőfüggvényt értékelve a 4. táblában látható eredmények adódtak.

4. tábla

*A h_1 becslőfüggvény jellemzői szélsőségesen kis relatív szórás esetén
($V=5\%$)*

	\bar{h}	$Se(h)$	JB-teszt (p -érték)
$r = 0$	1,50	0,005	0,04
$r = 0,5$	1,50	0,003	0,27
$r = 0,9$	1,50	0,001	0,32

⁴ A Jarque–Bera-teszt nullhipotézise az, hogy az eloszlás normális, ezért a kicsi, 0-hoz közel álló p -értékek a normalitás elutasítását jelentik, a nagy (0-tól távoli) értékek pedig nem javasolják a normalitás feltételezésének elvetését.

Ebből az látszik, hogy bár a normalitást a $r = 0$ esetén 5 százalékos szinten elutasítja, mind a gyakorlatilag eltűnő torzítás, mind pedig a korreláció növekedésével csökkenő, sőt szoros korreláció esetén igen kicsire zsugorodó standard hiba azt mutatja, hogy ilyen esetben ez a becslőfüggvény – ha szükséges – jó eredmények reményével alkalmazható.

A következőkben a leginkább elterjedt h_2 becslőfüggvényt (az átlagok hányadosa) értékeltük. Nagy (100%) relatív szórás esetén ez a becslőfüggvény az előzőnél *minden vizsgált mutató tekintetében jobb teljesítményt mutatott*. Anélkül, hogy a részletes futási eredményeket itt bemutatnánk,⁵ megállapíthatjuk, hogy ez a becslőfüggvény még nagy relatív szórás esetén is, ha a változók nem függetlenek, de köztük legalább gyenge (pozitív) korreláció van, a relatív torzítás 1 százalék alatt marad, a standard hiba elfogadható mértékű, ám a normalitás feltételezése kis korreláció esetén sérül. Nagyobb (0,9 körüli) korreláció esetén azonban elég magas szignifikanciaszintet választva a becslőfüggvény normalitása már az esetek egy jó részében nem utasítható el.

Amennyiben kisebb relatív szórást feltételezünk, eredményeink egyre javulnak, és stabilizálódnak. Annak érdekében, hogy eredményeink megbízhatóságát ellenőrizzük, három egymástól független 1000 elemű ismétlést végeztünk a h_2 tulajdonságainak vizsgálatára kis és extrém módon kis relatív szórások esetére. Az eredményeket az 5. és 6. táblák mutatják.

5. tábla

A h_2 becslőfüggvény értékei ismételt futások esetén ($V=20\%$)

Futás sorszám	r	\bar{h}	$Se(h)$	JB-teszt (p -érték)
1.	0	1,50	0,02	0,51
	0,5	1,50	0,01	0,15
	0,9	1,50	0,006	0,49
2.	0	1,50	0,02	0,47
	0,5	1,50	0,01	0,74
	0,9	1,50	0,006	0,97
3.	0	1,50	0,02	0,24
	0,5	1,50	0,01	0,27
	0,9	1,50	0,006	0,41

6. tábla

A h_2 becslőfüggvény értékei ismételt futások esetén ($V=5\%$)

Futás sorszám	r	\bar{h}	$Se(h)$	JB-teszt (p -érték)
1.	0	1,50	0,005	0,09
	0,5	1,50	0,005	0,76
	0,9	1,50	0,005	0,58
2.	0	1,50	0,005	0,84
	0,5	1,50	0,005	0,54
	0,9	1,50	0,005	0,40
3.	0	1,50	0,005	0,57
	0,5	1,50	0,005	0,96
	0,9	1,50	0,005	0,93

A két tábla eredményei talán triviálisnak tűnnek, de éppen azt szerettük volna bemutatni, hogy az egyes ismétléssorozatok szinte tökéletesen ugyanazt az eredményt adják, azaz módszerünk megbízható. Ami a tartalmat illeti, felhívjuk a figyelmet arra, hogy a torzítás olyan kicsi, hogy egyik vizsgált esetben sem mutatható ki, a standard hiba pedig a relatív szórással együtt csökken. A 6. tábla azt is mutatja, hogy a standard hiba itt már olyan kicsi, hogy a növekvő korreláció sem tudja lényegesen tovább csökkenteni. A normális eloszlás nullhipotézise ilyen relatív szórások mellett a szokásos 5 százalékos szinten egyik esetben sem utasítható el.

⁵ Erre már csak azért sincs szükség, mivel ennek a becslőfüggvénynek néhány jellemzőjére (várható érték, variancia, MSE) általánosan ismert jó közelítések léteznek.

A h_3 becslőfüggvény nagymértékben hasonlóan viselkedik, mint a h_2 , ám a várakozásokkal ellentétben gyakorlatilag semmiben sem múlja felül azt. A 7. és 8. táblákban közepes, és kis relatív szórások esetén hasonlítottuk össze a két becslőfüggvényt, ám az összehasonlítást egy sor egyéb, itt nem közölt esetben is elvégeztük.

7. tábla

A h_2 és h_3 becslőfüggvény összehasonlítása
($V = 50\%$)

Becslőfüggvény	r	\bar{h}	$Se(h)$	JB-teszt (p -érték)
h_2	0	1,50	0,05	0,05
	0,5	1,50	0,03	0,61
	0,9	1,50	0,015	0,32
h_3	0	1,50	0,06	0,09
	0,5	1,50	0,04	0,05
	0,9	1,50	0,019	0,95

8. tábla

A h_2 és h_3 becslőfüggvény összehasonlítása
($V = 5\%$)

Becslőfüggvény	r	\bar{h}	$Se(h)$	JB-teszt (p -érték)
h_2	0	1,50	0,005	0,58
	0,5	1,50	0,003	0,96
	0,9	1,50	0,0015	0,48
h_3	0	1,50	0,006	0,79
	0,5	1,50	0,005	0,49
	0,9	1,50	0,002	0,93

Az összehasonlítás eredménye:

– A torzítás tekintetében a két becslőfüggvény nagyjából egyenértékű; mindkettőnek olyan kicsi a torzítása, hogy azok alapján nem lehet egyiket vagy másikat előnyben részesíteni.

– A becslések standard hibáit illetően a h_2 ha esetenként kis mértékben is, de *mindig hatásosabb* a h_3 becslőfüggvényénél, azaz az előző standard hibái minden esetben kisebbek az újonnan bevezetett becslőfüggvényénél.

– A normalitás tekintetében nem ilyen egyértelmű a kép: mint az a fenti táblákból is kikövetkeztethető, a vizsgált esetek nagyjából felében a h_3 alacsonyabb JB értékeket eredményezett, azaz az ebből számított becslések eloszlása közelebb áll a normálishoz, mint a hagyomány becslőfüggvényből számítottaké. Hozzá kell azonban tenni azt is, hogy a különbségek nem nagyok, a két becslőfüggvény eloszlása nem különbözik egymástól lényeges mértékben.

A h_3 becslőfüggvény esetében megvizsgáltuk azt is, hogy miként viselkedik speciális paraméterei (az előminta nagysága ($n1$) és az eltoló konstans (c_1)) függvényében. A nagyszámú futás ellenére ezen a területen csak sovány eredményeket értünk el. A legfontosabb következtetések az alábbiak voltak:

– Általában nem találtunk határozott tendenciát a különböző jellemzőkkel készített becslőfüggvények teljesítménye és a jellemzők között.

– Halványan bár, de úgy tűnt, hogy a viszonylag nagy (a teljes minta 50 százalékát elérő) előminta adta viszonylag a jobb eredményeket; érthető módon az egészen kis előminta (főleg nagy eltolással kombinálva) nagy szórású becsléseket eredményezett.

– Az előzővel összhangban talán leszűrhető az a következtetés, miszerint a nagy eltolási konstans nem stabilizálja, hanem éppen változékonyabbá, ingatagabbá teszi az eredményeket.

Jóllehet az eddigi eredmények a h_3 becslőfüggvénnyel nem voltak biztatók, elvégeztünk még egy vizsgálatot arra vonatkozóan, hogy amennyiben a /3/-ban szereplő h_0 -t nem mintából becsüljük, hanem kívülről adjuk, milyen tulajdonságú becsléseket kapunk. Az itt bemutatásra kerülő eredmények esetén $h_0 - t$ annak elméleti értéke körül választottuk meg, feltételezve, hogy ez valami külső becslés eredménye. Ennek a forgatókönyvnek néhány mozzanatát mutatja a 9. tábla. Ezt a kísérletet a korábbiakkal azonos szimulációs paraméterek mellett végeztük el; $V = 50\%$ és $c_1 = 1000$ volt. Az egyes futások során a külső forrásból adottnak tekintett h_0 értékeire rendre az 1,50, 1,49, 1,51, 1,48 és 1,52 értékeket feltételeztük.

9. tábla

Becslés külső információ felhasználásával

Futás	Becslő-függvény	$r = 0$			$r = 0,5$			$r = 0,9$		
		\bar{h}	$Se(h)$	P -érték	\bar{h}	$Se(h)$	P -érték	\bar{h}	$Se(h)$	P -érték
1.	h_2	1,50	0,05	0,37	1,50	0,03	0,11	1,50	0,015	0,21
	h_3	1,50	0,03	0,59	1,50	0,02	0,18	1,50	0,011	0,21
2.	h_2	1,50	0,05	0,87	1,50	0,03	0,14	1,50	0,015	0,58
	h_3	1,50	0,03	0,74	1,50	0,02	0,16	1,50	0,010	0,55
3.	h_2	1,50	0,05	0,06	1,50	0,03	0,25	1,50	0,015	0,90
	h_3	1,50	0,03	0,15	1,50	0,02	0,42	1,50	0,010	0,92
4.	h_2	1,50	0,05	0,50	1,50	0,03	0,03	1,50	0,015	0,49
	h_3	1,49	0,03	0,43	1,49	0,02	0,07	1,49	0,010	0,43
5.	h_2	1,50	0,05	0,77	1,50	0,03	0,51	1,50	0,015	0,89
	h_3	1,51	0,03	0,82	1,51	0,02	0,67	1,51	0,010	0,90

Az eredmények azt mutatják, hogy ez a becslőfüggvény valóban stabilizálja az eredményeket, hiszen a becslés standard hibája a h_3 alkalmazásakor minden esetben kisebb volt a h_2 -vel történő becslés standard hibájánál, emellett az esetek nagyobb részében a h_3 eloszlása – legalább is a vizsgált Jarque–Bera-tesztstatisztika alapján – közelebb áll a normálishoz. Ezzel kapcsolatban meg kell azonban jegyezni, hogy gyakorlatilag egyik futási eredmény esetén sem utasíthatjuk el a normális eloszlás hipotézisét, így ez az eredmény nem túl erős. A táblázatból az is látható, hogy a külső információ bevitele, ha az „nem pontos”, torzítja a becslést, ezért az értékeléskor a torzítást és a varianciát egyaránt figyelembe vevő MSE-mutatót célszerű számítani. Mivel például az 5. futásnál $r=0,5$ esetben a torzítás négyzete $0,01^2$, a varianciában pedig szintén nagyságrendileg $0,01^2$ eltérés van a h_3 javára, a kettő az itt vizsgált esetekben nagyjából kioltja egymást, így az MSE alapján a két becslés nagyjából egyenértékű. Ez tehát azt jelenti, hogy az itt vizsgált esetekben a külső információ bevezetése sem javít annyit a h_3 teljesítményén, hogy az bátran ajánlható lenne gyakorlati kipróbálásra. Mindazonáltal itt már némi elő-

neyei megmutatkoztak, ami arra utal, hogy a későbbi kutatások során érdemes foglalkozni ezzel a becslőfüggvénnyel, és megkeresni azon változatát (változatait), amelyek gyakorlatban is realizálódó előnyökkel kecsegtetnek.

b) Kismintás eredmények

Mivel a hányadosbecslés elsősorban nagymintás eszköz, és alkalmazási területén, a gyakorlati statisztikában (gazdaságstatisztika) a nagy minták valóban jellemzők, a kismintás tulajdonságokat csak másodlagos céllal, jóval kevesebb eseten keresztül vizsgáltuk. Az eredményekből ezúttal csak két táblára valót emelünk ki. A 10. táblában bemutatott mutatók a következő paraméterekkel rendelkező szimulációból adódtak: $n = 20$; $m = 1000$, $n_1 = 10$, $c_1 = 1$.

10. tábla

A három becslőfüggvény kismintás tulajdonságai

Becslő- függvény	r	$V = 50\%$			$V = 20\%$			$V = 5\%$		
		\bar{h}	$Se(h)$	p -érték	\bar{h}	$Se(h)$	p -érték	\bar{h}	$Se(h)$	p -érték
h_1	0	2,26	0,55	0,00	1,56	0,10	0,01	1,50	0,02	0,41
	0,5	1,88	0,36	0,00	1,53	0,07	0,01	1,50	0,02	0,97
	0,9	1,58	0,15	0,00	1,51	0,03	0,62	1,50	0,007	0,05
h_2	0	1,51	0,24	0,00	1,50	0,10	0,02	1,50	0,02	0,51
	0,5	1,50	0,17	0,00	1,50	0,07	0,01	1,50	0,02	0,97
	0,9	1,50	0,07	0,05	1,50	0,03	0,00	1,50	0,007	0,04
h_3	0	1,54	0,35	0,00	1,51	0,13	0,00	1,50	0,03	0,00
	0,5	1,51	0,25	0,00	1,50	0,09	0,17	1,50	0,03	0,27
	0,9	1,51	0,10	0,00	1,50	0,04	0,09	1,50	0,01	0,36

Az eredmények azt mutatják, hogy a h_2 becslőfüggvény kis minták esetén is a leginkább használható a vizsgált 3 közül. Jól látható ezúttal is, hogy a korreláció növekedésével, illetőleg a relatív hiba csökkenésével mindhárom becslőfüggvény torzítása és varianciája csökken. Ami a normalitást illeti, 50 százalékos relatív hiba esetén minden becslőfüggvény esetén gyakorlatilag minden esetben és minden szinten elvethető a normalitás feltételezése. Ugyanakkor igen kis relatív szórás esetén a kis minta ellenére sem vethető el általában a becslések normális eloszlásának feltételezése.

Tovább lépve kis mintákon is megvizsgáltuk a h_3 -nak a külső információt felhasználó változatát. Ebben a változatban 20 százalékos relatív szórást, az egyes futások során a külső forrásból adottnak tekintett h_0 értékeire pedig rendre az 1,50, 1,49, 1,51, 1,48 és 1,52 értékeket feltételeztük. Az eredményeket a 11. tábla mutatja.

Ennek a táblának a legfontosabb eredménye az, hogy a h_3 standard hibája minden esetben egy nagyságrenddel (!) kisebb, mint a h_2 megfelelő mutatója. Az eredmények az egyes futások közt elég nagy stabilitást mutatnak, így erre az esetre ezt valós, értékelhető tendenciának ítéljük meg. Némiképp rontja az eredmények értékét, hogy érthető módon, a kis minta következtében a külső információk jobban befolyásolják az eloszlás várható értékét,

mint nagy minták esetén, ezért nem pontos külső információ viszonylag nagy torzítást visz a becslésbe. Mivel azonban a standard hibában realizált javulás jóval nagyobb, mint a torzításban való romlás, a fenti táblában vizsgált esetekben az MSE alapján a h_3 határozottan felülmúlja vetélytársát. Ha ehhez hozzávesszük még azt is, hogy az esetek döntő többségében a h_3 becslőfüggvényhez tartozó p -érték nagyobb, azaz kevésbé tagadja a normális eloszlást, azt mondhatjuk, hogy az újonnan javasolt becslőfüggvény kis minták és külső információk felhasználásával érdemben javíthatja a hányadosbecslés tulajdonságait, ezért a jövőben érdemes ebben az irányban folytatni és mélyíteni a kutatásokat.

11. tábla

Kismintás becslés külső információ felhasználásával

Futás	Becslő-függvény	$r = 0$			$r = 0,5$			$r = 0,9$		
		\bar{h}	$Se(h)$	p -érték	\bar{h}	$Se(h)$	p -érték	\bar{h}	$Se(h)$	p -érték
1.	h_2	1,49	0,093	0,00	1,50	0,070	0,06	1,50	0,03	0,03
	h_3	1,50	0,007	0,40	1,50	0,005	0,83	1,50	0,002	0,00
2.	h_2	1,50	0,095	0,00	1,50	0,067	0,05	1,50	0,03	0,76
	h_3	1,49	0,007	0,50	1,49	0,005	0,38	1,49	0,002	0,91
3.	h_2	1,50	0,094	0,00	1,50	0,067	0,29	1,50	0,03	0,06
	h_3	1,51	0,007	0,01	1,51	0,005	0,83	1,51	0,002	0,16
4.	h_2	1,50	0,096	0,16	1,50	0,066	0,08	1,50	0,03	0,03
	h_3	1,48	0,007	0,56	1,48	0,005	0,07	1,48	0,002	0,07
5.	h_2	1,50	0,092	0,13	1,50	0,067	0,00	1,50	0,03	0,12
	h_3	1,52	0,007	0,97	1,52	0,005	0,02	1,52	0,002	0,15

*

Ez a tanulmány a hányadosbecslés néhány tulajdonságát elemezte Monte-Carlo-szimulációkkal, és a szokásos becslőfüggvényeken túlmenően javasolt egy új becslőfüggvényt is. Ami a becslőfüggvények viselkedését illeti, a kísérletek megerősítették az elméletből és a szakirodalomban feldolgozott kísérletekből nagyrészt ismert eredményeket, miszerint mindhárom vizsgált becslőfüggvény nagy minták, a változók kis relatív szórása, és a köztük lévő erős pozitív korreláció esetén ad jó eredményeket. Ezen belül az összehasonlítások alapján a szokásos (mintaátlagok hányadosaként számított) becslőfüggvény rendelkezik általában a legjobb tulajdonságokkal. Az eredmények igen biztatók a gyakorlat szempontjából, hiszen kedvező, de még nem túl kedvezőtlen esetekben is az adódott, hogy a becslőfüggvények torzítása elhanyagolható, standard hibájuk kicsi, eloszlásuk pedig közel áll a normálishoz, így az intervallumbecslés feladata jó közelítéssel kényelmesen elvégezhető.

Az újonnan bevezetett becslőfüggvény kétfázisú változata nem váltotta be a hozzá fűzött reményeket, hiszen, bár stabilizálta némiképp az eloszlásokat, torzításban többnyire,

standard hibában mérve pedig minden vizsgált esetben rosszabb teljesítményt nyújtott a szokásos hányadosnál. A külső információt felhasználó változata ugyanakkor biztató eredményeket adott. Nagy minták esetén a szokásos becslőfüggvénnyel azonos értékűnek bizonyult, kis minták esetén pedig számottevően felülmúlta azt. Ezért a kutatások további iránya az lehet, hogy megvizsgáljuk, milyen külső információk, hogyan építhetők be ebbe a becslőfüggvénybe. Érdemes lenne megvizsgálni azt is, hogy bayesi szemléletű megközelítésből milyen becslőfüggvény adódhat, hiszen az is versenytársa lehet az itt bevezetettnek.

Végül módszertani szempontból – úgy gondoljuk – érdekes kísérletet végeztünk, ugyanakkor nyilvánvalóan látszanak ennek korlátai és a továbblépés néhány lehetősége. Eredményeit meg kellene erősíteni normális és lognormális eloszlású változókon, alaposabban vizsgálni kellene a mintanagyság hatását a becslésekre (elsősorban azok eloszlására) és árnyaltabban kellene értékelni a becslések empirikus eloszlását. Amennyiben az eloszlás típusa (normalitása) az egyik döntő kérdés, több statisztikai próba (például Kolgorov–Szmirnov-, Geary- és Pearson-féle χ^2 -próba, grafikus tesztek) alkalmazásával lehetne megalapozottabb eredményekre jutni.

IRODALOM

- CICCHITELLI, G. – HERZEL, A. – MONTANARI, G. E. [1992]: *Il campionamento statistico*. Il Mulino. Bologna.
- COCHRAN, W. G. [1977]: *Sampling techniques* (3rd edition). J. Wiley & Sons. New York.
- ÉLTETŐ Ö. [1982]: Mintavételi eljárások. In *Éltető Ö. – Mészéna Gy. – Ziermann M.: Sztochasztikus módszerek és modellek*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- HUNYADI L. – VITA L. [2004]: *Statisztika közgazdászoknak* (3. kiadás). KSH. Budapest.
- KAWAI, S. [2003]: Higher order approximation of the probability distribution of the ratio estimator for a regression model. *Journal of the Japan Statistical Society*. 33. évf. 1. sz. 65–76. old.
- QUENOUILLE, M. H. [1956]: Notes on bias in estimation. *Biometrika*. 43. évf. 353–360. old.
- RAO, P. S. R. S. [1988]: Ratio and regression estimators. *Handbook of Statistics*. (Szerk.: Krishnaiah, P. R. – Rao, C. R.) North-Holland. Amsterdam. 6. évf. 449–468. old.

SUMMARY

Although ratios are widely used in statistical comparisons, properties of their estimators are not known exactly. Approximations for the bias and the mean squared error exist but no relevant results for the distribution of the different estimators are available. Therefore the common practice, i.e. using normal distribution may be questionable.

The paper first investigates two traditional ratio estimators and their properties. Based on Monte-Carlo simulations conclusions are that mainly in case of large samples, small coefficients of variation and strong positive correlation between the variables the normal distribution seems to be an acceptable approximation. In order to reduce the variance and ensure the normality of the distribution a new estimator is proposed. The basic idea of this estimator is to add some constants to the variables occurring in the numerator and the denominator of the conventional estimator (ratio of the two sample means). This transformation could decrease both the coefficient of variation of the two variables and the standard error of the estimator.

Simulation experiments showed that the new estimator performs better than the conventional ones if the sample is small and external information for the ratio is available.

STATISZTIKUSOK EGYMÁS KÖZÖTT

TIZENÖT ÉVES AZ UNDP HUMAN DEVELOPMENT REPORT CÍMŰ SOROZATA

FRIGYES ERVIN

„Nem csak kenyérral él az ember...” – mondja a szállóigévé lett bibliai tanítás,¹ melyet az Egyesült Nemzetek Fejlesztési Programjának (UNDP) 1990 óta immár tizenöt alkalommal megjelent Humán Fejlettségi Jelentése (Human Development Report – HDR)² is érvényre juttatott a nemzetközi összehasonlításokban, amikor szakított azzal a hagyománnyal, hogy a fejlettséget csupán az anyagi termeléssel és fogyasztással mérje.

A sorozat indulásának idején a közgazdászok jelentős többsége még a makrogazdasági mutatók bővületében élt. Az országok fejlettségének mértéke a nemzetközi összehasonlítások többségénél még szinte kizárólag az egy főre jutó GDP volt. Kevés átfogó jellegű, több szempontot is magába foglaló összehasonlítás született.³

Az évenként újabb és újabb szempontokra kiterjedő – és módszertani tekintetben is állandóan fejlődő – jelentések három legfontosabb összefoglaló mutatója a humán fejlettségi index (Human Development Index – HDI), a nők helyzetét bemutató mérőszám (Gender Related Development Index – GDI) és a szegénység mértékét bemutató humán szegénységi index (Human Poverty Index – HPI), amelyet két változatban készítenek el. Az egyik változatot (HPI1) a szegényebb országokra, a másikat (HPI2) a tehetősebb országokra számítják.

A HDR-ek jelentőségét a nemzetközi szakirodalomban kialakult széles körű módszertani vita is mutatja.⁴

A jelentések legtöbb vitát kiváltó eleme maga a humán fejlettségi index megjelentetése volt. Ez a mérőszám a humán fejlettség három mutatóját: a születéskori várható élettartamot, az írástudással és közép- és felsőfokú oktatásba történő bruttó beiskolázások⁵ mértékével jellemzett kulturális színvonalat és az egy főre jutó (vásárlóerő paritáson

¹ Mózes (V. 8,3.), Lukács (4,4.), Máté (4,4.).

² A világhálón (pdf-formátumban) bárki számára hozzáférhető a sorozat 15 kötete a <http://hdr.undp.org> címen.

³ Az úttörők közé sorolható publikációk például: Morris, D. [1979]: *Measuring the condition of worlds poor: the physical quality of life index*. Pergamon Press. New York.; Mc Granahan, D. – Pizarro, E. [1985]: *Measurement and analysis of socio-economic development*. UNRISD. Geneva.

⁴ Az ezredfordulóig megjelent kommentárok kitűnő összefoglalása olvasható dr. Szilágyi György tollából a *Statistikai Szemle*. 2001. 79. évf. 7. sz. 587–595. old.) „Gazdag országok – szegény országok.” címen. A vita egyik sarkalatos pontja a GDP figyelembe vételének módja volt. A HDR szerkesztői levonták a vita tanulságait és így például az egy főre jutó GDP-t vásárlóerő-paritáson veszik figyelembe. A fejlődő országok egy főre jutó GDP-jének számításánál azonban egy nagyon nehezen kiküszöbölhető probléma jelentkezik. A tapasztalatok szerint ezen országok statisztikusai nagyon nehezen bírkóznak meg a nemzetgazdaság nagy részét kitevő önfenntartó gazdaságok (subsistence farming) teljesítményének becslésével.

⁵ A közép- és felsőfokú oktatási rendszerben tanulók (életkorukra való tekintet nélkül) az iskoláskorú népesség hányadában. Az oktatás deprivációs indexében az írástudást kétharmad, a beiskolázást egyharmad súllyal veszik figyelembe.

számított) GDP – csökkenő hozadékkal – figyelembevett nagyságát fejezi ki ún. deprivációs mutatók segítségével.⁶

Ezen mutatók alapja az egyes országoknak a különféle mutatókra képzett deprivációs mutatója, amelyet a következő formulával számítanak:

$$I_{ij} = \frac{\max_j x_{ij} - x_{ij}}{\max_j x_{ij} - \min_j x_{ij}},$$

ahol x_{ij} a j -edik ország i -edik mutatójának értéke, I_{ij} pedig ugyanezen országnak ugyanezen mutatóra vonatkozó deprivációs indexe. A mutató sajátos konstrukciójából látszik, hogy az I -k értéke (és természetesen a később ezekből számított aggregált mutatók is) függ más országok megfelelő mutatójától, pontosabban az e mutató tekintetében legjobb és legrosszabb ország mutatóitól. Ez annyit jelent, hogy egy adott ország fejlettségi indexe akkor is változhat, ha az országban semmi változás nem történt a vizsgált mutatók tekintetében. Ezt a tulajdonságot az értékeléskor mindig szem előtt kell tartani.

A j -edik ország átlagos deprivációs indexét a három részmutató egyszerű (súlyozatlan) aritmetikai átlagolásával

$$I_j = \frac{1}{3} \sum_i I_{ij},$$

a j -edik ország humán fejlettségi indexét pedig a

$$HDI_j = 1 - I_j$$

formulával számítják.

A HDI számítási módszerei az évek során jelentős változásokon mentek keresztül. Így például az első HDR-jelentésben (HDR [1990]) csak az írástudást vették figyelembe az oktatási változónál, 1991-től már a népesség iskoláskorú részéből a szervezett oktatásban részt vevők arányát is beszámítják. A legnagyobb változás azonban az egy főre jutó GDP figyelembe vételénél következett be. A GDP csökkenő hozadékkal való reprezentálásánál érdekes időbeli ingadozás volt tapasztalható. Indulásként a csökkenő hozadék figyelembe vételénél *Atkinson* formulájából indultak ki:

$$W(y) = \frac{1}{1-\varepsilon} y^{1-\varepsilon},$$

ahol $W(y)$ az egy főre jutó GDP haszonfüggvényének értéke, ε pedig ennek a függvénynek az elaszticitása. Ennek a transzformációnak az az értelme, hogy az egyes országok közötti – esetenként igen nagy – eltéréseket összehúzza, a szegényebb és gazdagabb országok távolságát csökkentse. Ha ugyanis nem ez történt volna, és az eredeti különbségek maradtak meg, a hatalmas fejlettségbeli eltérések okán ez a mutató dominálta volna a

⁶ Mivel a HDR módszertana jelentős mértékben fejlődött az évek folyamán, ebben az írásban elsősorban a jelenleg hozzáférhető legújabb kiadványban (HDR [2004]) alkalmazott módszereket ismertetjük.

fejlettségi indexet, és az egész számítás gyakorlatilag értelmetlenné vált volna (hiszen az egy főre jutó GDP alapján történő összehasonlításhoz igen közeli eredményt adott volna).

1990-ben az $\varepsilon = 1$ paramétert alkalmazták, aminek következtében az Atkinson-formula határértékben a $W(y) = \log(y)$ függvényhez tart. Így a j -edik ország GDP-re vonatkozó deprivációs indexét az

$$I_{ij} = \frac{\max_j \log(x_{ij}) - \log(x_{ij})}{\max_j \log(x_{ij}) - \min_j \log(x_{ij})}$$

formulával fejezték ki.

1991-ben változtattak a csökkenő hozadék figyelembe vételének módszerén, és más degressziós formulát vezettek be. Az y^* küszöb (az 1 főre jutó GDP dollár értékben számított vásárlóerő-paritáson – GDP PPP\$) alatt az $\varepsilon = 0$ elaszticitással, tehát a tényleges értékkel, az y^* -nál nagyobb jövedelmekre pedig egységesen az $\varepsilon = 1/2$ értékkel számoltak. 1992-től újabb változás következett be. Az y^* -nál kisebb egy főre jutó GDP-nél magát az y^* értéket vették figyelembe, az y^* küszöbértéknél magasabb jövedelmek diszkontálásának *Maghnad Desay* módszerére a következő formulát adta meg a HDR [1995].⁷

$$W(y) = y^*, \text{ ha } 0 < y < y^*,$$

$$W(y) = y^* + 2[(y - y^*)^{1/2}], \text{ ha } y^* \leq y \leq 2y^*,$$

$$W(y) = y^* + 2(y^{*1/2}) + 3[(y - 2y^*)^{1/3}], \text{ ha } 2y^* \leq y \leq 3y^*$$

és így tovább, vagyis az y^* k -szorososa és $k-1$ -szerese közé eső részének

$$k[(y - (k-1)y^*)^{1/k}]$$

hányadát vették csak figyelembe. A HDR 1995-ben az y^* értékét az 1992-évi világátlagnak megfelelően PPP\$ 5120-ban határozták meg.

A mutató számítására és viselkedésére bemutatjuk a Görögországra vonatkozó 1995-ös számítást. Itt az egy főre jutó GDP PPP\$ 8310 volt, s mivel ez a szegénységi küszöbnek tekintett érték, és annak kétszerese közé esett, azaz

$$y^* < 8310 < 2y^*,$$

a diszkontált értéknek a *Maghnad Desay*-formula alapján

$$W(y) = y^* + 2(y - y^*)^{1/2} = 5120 + 2(8310 - 5120)^{1/2} = 5233$$

adódott.

⁷ HDR [1995] 134–135. old. Az 1995-ös HDR-ben ismertetett módszernek az y^* -nál alacsonyabb jövedelmekre vonatkozó része sajnálatosan kisebb (pontosan egy y^* -nyi) sajtóhibát tartalmaz. Ez azt sugallná, hogy az y^* -nál alacsonyabb értékű egy főre jutó GDP-vel rendelkező (PPS\$) országok jövedelemváltozóját egységesen a küszöbértéken vennék figyelembe. A számításoknál a szerzők által a „Desay-formula” bevezetéséként hivatkozott (és azóta is változatlanul alkalmazott) 1992-es HDR-nek 91. oldalán a $W(y) = y$ (ha $y \leq y^*$) formulát alkalmazták. Az 1995. évi kiadványban leírt diszkontálási formula nemcsak a gazdagabb országokat „büntetné”, hanem elmosná az y^* -nál kisebb, de egymástól mégis lényegesen különböző egy főre jutó GDP-t létrehozó országok közötti, gyakran lényeges – például Tunézia és Mali között több, mint hatszoros – eltéréseket.

A maximális PPP\$ 40 000 értéket pedig, mivel $7y^* < 40\,000 < 8y^*$, a következő formula segítségével diszkontálták:

$$W(y) = y^* + 2(y^{*1/2}) + 3(y^{*1/3}) + 4(y^{*1/4}) + 5(y^{*1/5}) + 6(y^{*1/6}) + 7(y^{*1/7}) + 8[(y - 7y^*)^{1/8}] ,$$

ami behelyettesítés után 5448-at eredményez. Így a maximális értéknek megfelelő diszkontált érték PPP\$ 40 000-ról PPP\$ 5448-ra csökkent.

Azt, hogy a GDP-változó ezen a módon történő leértékelése milyen szigorú, a következő összehasonlító tábla mutatja:

*Az egy főre jutó GDP diszkontálási módszereinek eltérő hatása
(Görögország példája)*

Megnevezés	Tényleges GDP (PPP\$)	Diszkontált érték Desay-formula (PPP\$)	$\varepsilon = 1$ (logaritmussal számolva*)
Maximális érték	40 000	5 448	4,60206
Görögország	8 310	5 233	3,91960
A maximális érték Görögország százalékában	481,3	104,1	117,4

* A táblában tizes alapú logaritmust tüntettünk fel, de nyilvánvaló, hogy az arányok nem függenek a logaritmus alapjától.

A táblából jól látható, hogy a példában alkalmazott diszkontálási módszer túlságosan is szigorú, így még az egyébként szintén erős logaritmikus transzformáció is jóval elfogadhatóbbnak tűnő arányokat eredményez. Ezért 1999-től felhagytak a (szegénységi küszöb többszörösein alapuló), a magas jövedelmeket „súlyosan büntető”, és – nem utolsó sorban – bonyolult számítható, emellett nem is túlságosan meggyőző módon jövedelemfüggő elaszticitások figyelembe vételével és a haszonfüggvénynek egységesen az $\varepsilon = 1$ elaszticitásával számolni, vagyis ismét a logaritmusokat tekintetik az egy főre jutó GDP haszonfüggvényének.

A HDR természetesen nem korlátozódik legvitatottabb részének, a HDI-nek bemutatására, bár gyakorlatilag mindenki – akiben csak egy kis patriotizmus szorult – némi aggodalommal figyel a fejlettségi indexeket bemutató rangsorokra: hazája előbbre, vagy hátrább került-e a nemzetek között.⁸ Kimondatlanul ez a jelenség, illetve a HDI orientációs lehetőségének elismerése húzódik meg *Kristóf Tamás* érdekes írásában is.⁹

A jelentések azonban nem csak ezeket az összevont indexeket tartalmazzák. A gazdag, más forrásoknál ilyen együttesben aligha megtalálható, táblázatos anyag számos társadalmi-gazdasági statisztikai adatot közöl a világ csaknem valamennyi országáról. Az esetleges összehasonlíthatósági problémákról és az adatok forrásairól bőséges jegyzetek tájékoztatnak. A jelentések azonban a mutatószámok és a táblázatos anyagok közlése és a

⁸ A szerző először a HDR 1990-évi kiadásával találkozott, amelyben hazánk a 36. helyen szerepelt. A 2004. évi jelentésben a 38-ik helyen állunk a sorban. Ennek azonban több ország (például Portugália) gyorsabb fejlődése mellett az is oka, hogy például Szlovákia, Észtország és Szlovénia immár önálló entitásként szerepelnek. A XX. század utolsó évtizedének politikai-geopolitikai változásai sajnos nem kedveznek a nemzetközi statisztikai adatsorok összehasonlíthatóságának.

⁹ *Kristóf T.* [2003]: Magyarország gazdasági fejlettségének lehetséges forgatókönyvei. *Statisztikai Szemle*. 81. évf. 12. sz. 1090–1106. old.

színvonalas elemzése és magyarázata mellett bizonyos – az adott kiadvány fő jellegzetességét képviselő – speciális témákat tárgyalnak. Ezt a témát a kiadványok borítólapja is feltünteti. A legelső HDR-kiadvány (HDR [1990]) természetesen „A humán fejlettség koncepciója és mérése” címet viseli (Concept and measurement of human development).

A további évek vezértémái a következők voltak:

- HDR [1991]: „A humán fejlődés finanszírozása” (Financing of human development).
- HDR [1992]: „A humán fejlődés globális dimenziói” (Global dimensions of human development).
- HDR [1993]: „A népszerűség részvétele” (People’s participation).
- HDR [1994]: „Az emberi biztonság új dimenziói” (New dimensions of human security).
- HDR [1995]: „Nemek és humán fejlődés” (Gender and human development).
- HDR [1996]: „Gazdasági növekedés és humán fejlődés” (Economic growth and human development).
- HDR [1997]: „Humán fejlődés a szegénység megszüntetéséért” (Human development to eradicate poverty).
- HDR [1998]: „Fogyasztás és humán fejlődés” (Consumption for human development).
- HDR [1999]: „Emberarcú globalizáció” (Globalization with a human face).
- HDR [2000]: „Emberi jogok és humán fejlődés” (Human rights and human development).
- HDR [2001]: „Az új technológiáknak a humán fejlődés szolgálatába állítása” (Making new technologies work for human development).
- HDR [2002]: „A demokrácia elmélyítése a megosztott világban” (Deepening democracy in a fragmented world).
- HDR [2003]: „Ezredfordulós fejlesztési célok: nemzetek összefogása az emberi szegénység felszámolására” (Millennium development goals: a compact among nations to end human poverty).
- HDR [2004]: „Kulturális szabadság mai sokarcú világunkban” (Cultural liberty in today’s diverse world).

A jelentések összeállítói széles körű adatforrásokra támaszkodnak. Az ENSZ szervezeteinek (WHO, WTO, UNICEF, FAO stb.) statisztikai feldolgozásain kívül – többek között – a nemzeti statisztikai hivatalok és a Világbank, valamint a Nemzetközi Valutaalap adatai is szerepelnek az adatforrások között. A legfontosabb statisztikai források referenciaadatai három sűrűn nyomtatott oldalt töltenek ki a HDR 2004-ben. A kiadvány az alkalmazott mutatószámok részletes magyarázatát tartalmazza. A jelentések legtöbbet idézett és leginkább vitatott részét képviselő, a fejlettségi szint különböző aspektusait rangsoroló mutatók azonban csak a jéghegy csúcsai. A kutatók és a világban, a világ országaiban lezajló folyamatok és feszültségek iránt érdeklődők releváns – és más forrásokban így, együtt nehezen megtalálható – kvantitatív információhoz juthatnak.

Mint említettük, például a HDR [2004] 33 többoldalas, a világ csaknem valamennyi országára kiterjedő táblázata igényes és alapos tájékoztatást nyújt a szakmai felhasználó(k) és az érdeklődő(k) számára. Ebben a vitatott – sokak nemzeti büszkeségét tápláló, másokét sértő – módon rangsoroló indexek mellett megtalálhatók a világ országainak főbb gazdasági, szociális, egészségügyi, demográfiai mutatói. Ha valaki aziránt érdeklődik, hogy például milyen szinten van a világ 177 adatszolgáltató országában az egészségügy, az oktatás, a technológiai vívmányok létrehozása vagy fogadása, a telepített aknák száma, a menekültek származási és befogadó országok szerinti megoszlása, a költségvetés főbb arányai, az alapvető egészségügyi mutatók, az emberi jogok és a kriminalitás helyzete stb., az forgassa bizalommal a kiadványt, vagy töltsse azt le a 2. lánkjegyzetben megadott internetcímről.

STATISZTIKAI „EGYPERCESEK”

A PARCIÁLIS AUTOKORRELÁCIÓ ÉRTELMEZÉSÉHEZ*

A parciális autokorreláció becslésére idősoros ARMA modellek esetén a szakirodalom többnyire (például *Greene* [2003], *Hamilton* [1994]) a modellben szereplő utolsó AR együttható OLS becslését javasolja.¹ Eközben más módszer is elterjedt, ám a különböző módon számított eredmények nem esnek egybe, a szakirodalom pedig nem indokolja az eltérések okait. Az itt következő rövid tanulmány bemutatja a parciális autokorreláció elméleti származtatását *ordinálisan* rendezett – alapvetően idősoros – változók esetére, és ennek kapcsán bemutatja, hogy pontosan mik a feltételei annak, hogy a parciális regressziós együttható egyben parciális korrelációként (autokorrelációként) is értelmezhető legyen.

Elméleti alapok

Tekintsük az y jelenség

$$y_{t-k}, y_{t-k+1}, y_{t-k+2}, \dots, y_{t-1}, y_t$$

időbeli (rendezett) lefutását, ahol t növekvő értékkel egyre későbbi időpontot, k pedig a tőle k periódusra lévő időpontot azonosítja. Ekkor y_t k -rendű AR(k) autoregressziója

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_{k-1} y_{t-k+1} + \beta_k y_{t-k} + \varepsilon_t = & /1/ \\ &= \beta_0 + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x} + \beta_k y_{t-k} + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

ahol $\mathbf{x} = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k+1})'$ és a független változókkal való *standard* korrelálatlansági követelmény:

$$\text{Cov}(y_{t-i}, \varepsilon_t) = 0, \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad /2/$$

Reziduális u változók képzésével szűrjük ki az \mathbf{x} magyarázó változók lineáris hatását mind az y_t mind az y_{t-k} változókból.

Előbb

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_{k-1} y_{t-k+1} + u_t = & /3/ \\ &= \alpha_0 + \boldsymbol{\alpha}' \mathbf{x} + u_t, \end{aligned}$$

majd

$$\begin{aligned} y_{t-k} &= \delta_0 + \delta_1 y_{t-k+1} + \delta_2 y_{t-k+2} + \dots + \delta_{k-1} y_{t-1} + u_{t-k} = & /4/ \\ &= \delta_0 + \boldsymbol{\delta}' \tilde{\mathbf{x}} + u_{t-k} \end{aligned}$$

* Ez az írás folyóiratunk korábbi számában hibásan, a szerző nevének feltüntetése nélkül jelent meg. Helyreigazításként, a szerző kérésére, az egész tanulmányt újból közöljük.

¹ *Greene, W. H.* [2003]: *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New York.; *Hamilton, J. D.* [1994]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton. Ezt a gyakorlatot követi például a *Stata 8.0* ökonometriai program is.

adódik, ahol $\tilde{\mathbf{x}} = (y_{t-k+1}, y_{t-k+2}, \dots, y_{t-1})'$ fordított sorrendben, de az időbeli ordinalitást megőrizve tartalmazza az \mathbf{x} jellegű magyarázó változókat, továbbá

$$\text{Cov}(y_{t-i}, u_t) = 0, \quad \text{Cov}(y_{t-i}, u_{t-k}) = 0, \quad i = 1, 2, \dots, (k-1). \quad /5/$$

Behelyettesítve y_t és y_{t-k} /3/ és /4/ szerinti lineáris dekompozícióját az /1/ egyenletbe, átrendezés után

$$(\alpha_0 - \beta_0) + (\alpha - \beta)' \mathbf{x} + u_t = \beta_k \delta_0 + \beta_k \delta' \tilde{\mathbf{x}} + \beta_k u_{t-k} + \varepsilon_t.$$

Véve mindkét oldal kovarianciáját az u_{t-k} véletlen változóval és kihasználva a /2/ és /5/ korrelátlansági követelményeket adódik, hogy β_k a lineáris hatásoktól megtisztított u_t és u_{t-k} eltérésváltozók egyszerű kétféle regressziós paramétere:

$$\beta_k = \frac{\text{Cov}(u_t, u_{t-k})}{\text{Var}(u_{t-k})}.$$

Ugyanakkor, mivel a parciális korreláció definíció szerint a közös hatásoktól megtisztított maradékok közti egyszerű lineáris korreláció, ezért esetünkben ez y_t és y_{t-k} között

$$r_{y_t, y_{t-k} | \mathbf{x}} = \frac{\text{Cov}(u_t, u_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(u_t) \text{Var}(u_{t-k})}},$$

így, ha $\text{Var}(u_t) = \text{Var}(u_{t-k})$ akkor β_k (az utolsó parciális regressziós együttható) egyben *parciális korreláció* is. Vizsgáljuk meg, hogy ez milyen feltételek mellett teljesül!

Mindenekelőtt vezessük be a standard stacionaritási követelményt, miszerint az azonos időbeni távolságra lévő változók között a kovariancia *konstans*:

$$\text{Cov}(y_j, y_l) = \gamma_{|j-l|} \quad j, l = t, (t-1), \dots, (t-k), \quad /6/$$

ahol

$$\text{Var}(y_j) = \gamma_0. \quad /7/$$

Most a /7/ *homoskedaszticitási* követelményt kihasználva, a többszörös determinációs együttható definíciója alapján

$$\text{Var}(u_t) = \gamma_0 (1 - R_{y_t, \mathbf{x}}^2),$$

$$\text{Var}(u_{t-k}) = \gamma_0 (1 - R_{y_{t-k}, \mathbf{x}}^2),$$

ahol a determinációs együttható a standard regressziós algebra szerint

$$\gamma_0 R_{y_t, \mathbf{x}}^2 = \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i \text{Cov}(y_t, y_{t-i}) = \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i \gamma_i = \mathbf{a}' \boldsymbol{\gamma},$$

$$\gamma_0 R_{y_{t-k}, \mathbf{x}}^2 = \sum_{i=1}^{k-1} \delta_i \text{Cov}(y_{t-k}, y_{t-k+i}) = \sum_{i=1}^{k-1} \delta_i \gamma_i = \boldsymbol{\delta}' \boldsymbol{\gamma}.$$

A megfelelő regressziós paraméterek – *tengelymetszetet nem tartalmazó* – vektorát a klasszikus módon kifejezve (kovariancia osztva a magyarázó változó varianciájával)

$$\mathbf{a} = \mathbf{C}_{\mathbf{x}\mathbf{x}}^{-1} \boldsymbol{\gamma}, \quad \boldsymbol{\delta} = \mathbf{C}_{\mathbf{x}\mathbf{x}}^{-1} \boldsymbol{\gamma}$$

adódik. A *stacionaritás* és az időbeli *ordinalitás adottsága* következtében a

$$C_{xx} = C_{\tilde{xx}} = \begin{array}{c|cccccc} y & y_{t-1} & y_{t-2} & y_{t-3} & y_{t-4} & \cdots & y_{t-k+1} \\ \hline y_{t-1} & \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & & \gamma_{|k-2|} \\ y_{t-2} & \gamma_1 & \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & & \gamma_{|k-3|} \\ y_{t-3} & \gamma_2 & \gamma_1 & \gamma_0 & \gamma_1 & & \gamma_{|k-4|} \\ y_{t-4} & \gamma_3 & \gamma_2 & \gamma_1 & \gamma_0 & & \gamma_{|k-5|} \\ \vdots & & & & & \ddots & \\ y_{t-k+1} & \gamma_{|k-2|} & \gamma_{|k-3|} & \gamma_{|k-4|} & \gamma_{|k-5|} & & \gamma_0 \end{array}$$

együttható mátrixok megegyeznek, így a parciális paraméterek α és γ vektorai is azonosak, következőképpen $R_{y_t, x}^2 = R_{y_{t-k}, x}^2$, amiből $Var(u_t) = Var(u_{t-k})$, végül pedig $\beta_k = r_{y_t, y_{(t-k)}, x}$ következik.

A fentiekből látszik, hogy a $\beta_k = r_{y_t, y_{(t-k)}, x}$ azonosság nem teljesül akkor, ha

- akár a /6/ akár a /7/ stacionaritási követelmény nem teljesül, vagy
- az x jellegű változók vektorában a szomszédos változók között nem azonos az időbeni távolság.

Következtetésként megállapíthatjuk, hogy az $y_{t-k}, y_{t-k+1}, y_{t-k+2}, \dots, y_{t-1}, y_t$ idősorban még ha teljesül is a /6/, /7/ stacionaritási követelmény, a parciális korrelációs együttható csak a két *szélső* időszak viszonylatában vezethető vissza parciális regressziós paraméterre. A parciális autokorreláció ily módon való definiálása ok-okozati szempontból elgondolkodtató, hiszen az y_{t-k} változóból tőle *későbbi* $y_{t-k+1}, y_{t-k+2}, \dots, y_{t-1}$ változók lineáris hatását szűrjük ki!

Egy példa: az AR(1) és az AR(2) folyamatok

Az AR(1) folyamat esetén, ha kiindulunk az $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ folyamatból, azonnal látható, hogy a β_1 regressziós együttható, melyet $\beta_1 = \frac{Cov(y_t, y_{t-1})}{Var(y_t)}$ alakban írhatunk fel, önmagában a $Var(y_t) = Var(y_{t-1}) = \gamma_0$ homoszkedaszticitási (stacionaritási) követelmény fennállása esetén korrelációs (triviálisan autokorrelációs) együtthatóként értelmezhető, azaz $\beta_1 = r$.

Az AR(2) folyamat vizsgálatához induljunk ki az

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$$

háromváltozós regressziós modell parciális meredekségeinek ismert² formájából:

$$\beta_1 = \frac{\sigma_y r_{y1} - r_{y2} r_{12}}{\sigma_{x1} (1 - r_{12}^2)}, \quad \beta_2 = \frac{\sigma_y r_{y2} - r_{y1} r_{12}}{\sigma_{x2} (1 - r_{12}^2)},$$

ahol r_{y1} a megfelelő két változó közötti lineáris korrelációs együttható megszokott jelölése. Adaptáljuk ezt az

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

stacioner AR(2) folyamatra, ahol r_k az egymástól időben k távolságra lévő változók közötti konstans *autokorreláció*:

$$\beta_1 = \frac{r_1 - r_2 r_1}{1 - r_1^2}, \quad \beta_2 = \frac{r_2 - r_1 r_1}{1 - r_1^2}.$$

² A formula indoklása megtalálható például a Hajdu O. [2001]: Összefüggések a lineáris regressziós modellben. *Statistikai Szemle*. 79. évf. 10–11. sz. 891–894. old. munkában.

Nyilvánvaló, hogy

$$\beta_2 = \frac{r_2 - r_1 r_1}{\sqrt{1 - r_1^2} \sqrt{1 - r_1^2}}$$

egyben parciális korreláció, míg

$$\beta_1 = \frac{r_1 - r_2 r_1}{\sqrt{1 - r_1^2} \sqrt{1 - r_1^2}}$$

nem parciális korreláció, azaz az utolsó β_2 parciális regressziós együttható a korábban bemutatott feltételek érvényesülése esetén valóban tekinthető parciális korrelációs együtthatónak.

Végső konklúzióként megállapíthatjuk, hogy az időrendben legtávolabbi késleltetés AR paramétere kizárólag a stacionaritási követelmények teljesülése mellett esik egybe a parciális (auto)korreláció értékével, a közbeeső késleltetésekkel vett parciális korreláció pedig csak abban a körben AR paraméter, mikor maga is legtávolabbi késleltetésnek számít. E tulajdonságok kihasználása új utat nyithat a stacionaritás tesztelésében.

Dr. Hajdu Ottó

A MAGYAR STATISZTIKAI TÁRSASÁG (MST) VÁLASZTMÁNYI ÜLÉSE

2005. január 13-án ülést tartott az MST választmánya. Az ülést *Herman Sándor*, az MST elnöke vezette, aki újravi köszöntőjét követően, bevezetőjében utalt arra, hogy a 2004-es év sikeres volt az MST számára, hiszen a füredi nagy konferencia mellett a szakosztályokban is intenzív munka folyt, és a „Statistika arcai” c. rendezvénnyel sikerült rávilágítani a statisztika sokszínűségére. A 2005. évről előzetesen csak annyit említett, hogy a keretek adottak, és jóllehet az MST önálló szerv, a KSH támogatásáról nem mondhat le, ám ennek a támogatásnak a részletei csak az éves gazdálkodási terv részletes ismeretében, várhatóan február elején rajzolódhatnak ki.

Ezt követően *Laczkó Éva* főtitkár értékelte a 2004. év eseményei közül a balatonfüredi plenáris konferenciát. Felsorolta a tényeket, majd rámutatott arra, hogy a korábbi, egy témára koncentrált gyakorlat helyett ez a konferencia tematikailag sokoldalú volt, ami általában elnyerte a tagság tetszését. Értékelése szerint mind a tagság, mind pedig az elnökség elégedett volt a konferencia szakmai színvonalával.

A 2004. évi munkáról szóló beszámolókat az egyes szakosztályi elnökök foglalták össze. A Társadalomstatistikai Szakosztály munkájáról *Harcsa István* elmondta, hogy két közös rendezvényük volt a Demográfiai Szakosztállyal az időskorúak, valamint a társadalmi kirekesztődés témájában. Egy további rendezvényük az egészségügy helyzetével foglalkozott. Ehhez kapcsolódott *Spéder Zsolt* rövid beszámolója a Demográfiai Szakosztály munkájáról, melyben az említett közös rendezvények mellett kiemelte, hogy külön összejövetelt szerveztek az őszi időben azzal a céllal, hogy fiatal tagjaik előadásokkal mutakozhassanak be a szakosztálynak. A jövőre nézve javasolta, hogy az éves nagy konferenciához kapcsoljanak szatellitkonferenciá(ka)t, például 2005-ben empirikus társadalomstatistikai és demográfiai témákról.

A Statistika-történeti Szakosztály elnöke, *Faragó Tamás* beszámolójában sikeresnek értékelte a hagyományos vándorgyűléseken kifejtett tevékenységet. A vándorgyűlések egyik jellemzője a nyitottság,

amivel a különböző rokonszakmák átjárhatóságát szeretnék biztosítani. Öröndetesnek tartotta, hogy a Szakosztály érezhetően fiatalodik.

Kovácsics Józsefné önkritikusan értékelte a Közigazgatási, Igazságügyi és Jogi- Informatikai Szakosztály munkáját, hiszen 2004-ben csak egyetlen tudományos összejövetelt tartottak a kriminálstatisztika témakörében, ám ígérete szerint ebben az évben jóval több rendezvényt terveznek.

Szép Katalin elmondta, hogy a Gazdaságstatistikai Szakosztály új vezetése az aktualizált célokot és programelképzeléseket véleményezésre, kiegészítésre megküldte a szakosztály tagjainak. A tagság azonban nem reagált az elvárt mértékben. A kínálat bővítése érdekében, a szakosztály elnöke sorra látogatja a KSH gazdaságstatistikai jellegű főosztályainak vezetőit, és segítséget kér tőlük a munka színvonalának javításához. Erre az évre az ÁKM-mel végezhető szerkezetelemzésekkel, valamint egyes szatellit-számlákkal (például turizmus, háztartások) foglalkozó rendezvények szervezését tervezik.

A Nemzetközi Statistikai Szakosztály kiterjedt tevékenységéről *Ligeti Csák* számolt be. A szakosztály egyrészt a nemzetközi statisztikai szervezetek munkájának áttekintésével, másrészt a nemzetközi összehasonlítások hatékonyságával foglalkozott rendezvényein. Emellett a Gazdaságmodellezési Társasággal (GMT) közösen beszélgetést szerveztek a szakma két jeles képviselőjével (*Bródy Andrással*, *Bod Péterrel*), és közös rendezvényt tartottak az MTA Nemzetközi Statistikai Albizottságával az egészségügyi és szociális statisztika módszertani kérdéseinek nemzetközi összehasonlítása témakörében. Távlati terveik közt szerepel egy többnapos konferencia szervezése.

A Területi Statistikai Szakosztály elvégzett munkáját és terveit *Sándor István* ismertette. Kiemelte a nyugat-dunántúli munkacsoport rendezvényét, mely a törpefalvak jelenével és jövőjével foglalkozott. Júliusban tisztújítás volt, amit egybekötötték a kistérségek jövőjével foglalkozó tudományos

üléssel. Elmondta, hogy a KSH területi apparátusának átszervezésével jelentősen romlottak a szakosztályi munka feltételei, ezért a szakosztály megújítása elkerülhetetlennek látszik.

A szakosztályok elnökeinek beszámolóit után vita következett. *Szilágyi György* méltatta a Nemzetközi Statisztikai Szakosztály, valamint az MTA Statisztikai Bizottsága Nemzetközi Statisztikai Albizottságának kapcsolatát és közös rendezvényüket. A fűredi konferenciát, elsősorban sokszínűsége miatt, ő is jónak értékelte. Hangsúlyozta, hogy a statisztikai tevékenység etikája megérett arra, hogy az elveken túl ezeknek a gyakorlatba való átültetésével is foglalkozzanak. Emlékeztetett arra, hogy az MST vállalta ennek az ügynek a gondozását, ezért további lépéseket is vár a Társaságtól. Válaszában *Soós Lőrinc*, a társaság volt elnöke kifejtette az Elnökség véleményét a kérdéstről. Ennek lényege az volt, hogy a továbblépés elsősorban a statisztika felhasználói miatt nem történt meg. Ezért az Elnökség nevében (és a választmány jóváhagyásával) felkérte *Szilágyi Györgyöt*, hogy a következő választmányi ülésre, a külső felhasználókkal is egyeztetve, készítsen egy anyagot, amely alkalmas lehet arra, hogy ennek alapján a felhasználók magatartása etikai szempontból szabályozható legyen. A hozzászólók mindezt kiegészítették egyrészt azzal, hogy a termelők (KSH-n kívüli termelők) esetében is gyakran találokni etikátlan magatartással, másrészt azzal, hogy az etika hiánya gyakran a szakértelem hiányából következik, vagy éppen azzal egyenértékű.

Ezt követően az Elnökség a Választmány javaslatait kérte a 2005. évi nagy konferencia témájára. Azt is kinyilvánították, hogy a tagságból bárki tehet javaslatot témá(k)ra, sőt előadókra is. A javaslatokat email-ben kéri az Elnökség, lehetőleg január végéig. A hozzászólók számos témát vetettek fel, így – egyebek közt – a lakosság egészségi állapotának és a halandóságnak az elemzését, a folyamatban lévő jövedelemfelvétel legfrissebb eredményeinek értékelését, a makrogazdasági elszámolások és számlák vizsgálatát, a statisztika minőségének kérdését és a foglalkoztatottság helyzetének elemzését. A témák

bősége láttán aligha volt kérdés, hogy egy témára összpontosítson vagy több témával foglalkozzon-e a konferencia, hiszen a sokszínűség nagy többséget kapott a véleményekben.

A konferencia kapcsán ismét szóba került a szatellitkonferencia kérdése, de erről, a pénzügyi lehetőségek ismerete hiányában, nem lehetett dönteni. Ugyanez volt a probléma az egyes szakosztályok által tavaszra tervezett vándor-gyűlésekkel is. A sok téma láttán felmerült olyan javaslat is, hogy legyenek párhuzamos szekciók, de ezt többen elleneztek, mondván, hogy a konferencia a Társaság tagságának összetartozását szimbolizálja, és közös érdeklődését szolgálja, ezért minden, ami ezt megosztja (szekciók, szatellitkonferenciák), elutasítandó. Az minden esetre megvizsgálható tanács volt, hogy a konferencia előkészületeiről való tájékoztatást, egyebek közt, az MST-honlap naprakész állapotban tartásával is biztosítani kell.

A következő napirend az oktatás kérdése volt. A statisztika oktatásával foglalkozó 2004. őszi rendezvényen határozat született a 8. (oktatási) szakosztály megalakításának előkészítéséről. Az Elnökség *Novák Zoltánt* kérte fel az előkészítő bizottság vezetésére, amelynek tagjai *Kerékyártó Györgyné* és *Sándorné Kriszt Éva*. Az új szakosztály megalakulásával kapcsolatban voltak ugyan féltelmek, egyesek láttak kockázatot benne, de a többség támogatóan szolt hozzá. Egyrészt azt hangsúlyozták, hogy fontos a középiskolai oktatás és az oktatók megnyerése, másrészt azt, hogy a statisztika oktatása egyre több, nem társadalomtudományi egyetemen, illetve karon folyik, így az itt oktatókat is be kell vonni a munkába.

A továbbiakban *Herman Sándor* beszámolt arról, hogy az MST elnöksége fontosnak tartaná, ha a Míndentudás Egyetemén statisztikai tárgyú előadás is elhangzana, ezért tájékoztató megbeszéléseket folytatott, és a jövőben is fog folytatni az MTA illetékes szerveinél ennek előkészítése érdekében.

Végül, az ülés bezárásakor, a Választmány tagjai egyperces néma felállással emlékeztek a közel-múltban elhunyt *Kovács Tibor* tagtársukra.

H. L.

RENDEZVÉNYEK A HIVATALOS STATISZTIKÁRÓL

2004. szeptember 28. és október 1. között „Statisztikai hét 2004” címmel az Osztrák Statisztikai Hivatal (Statistik Austria) és az Osztrák Statisztikai Társaság közös rendezvényt szervezett. A rendezvény két részből állt: az első „A hivatalos statisztika napja”, a második az „Osztrák statisztikai napok”

nevet viselte. A rendezvény különleges időszerezését adta, hogy az osztrákok 2004-ben ünnepelték statisztikai hivataluk 175 éves fennállását. Az üléseknek a Hivatal új, korszerű, a városközponttól kis távolságra, az egykori Gasometer közelében álló épülete adott helyet. Az első nap programját a

Statistik Austria szakstatistikai vezérigazgatója, *dr. Ewald Kutzenberger* nyitotta meg. A program előadásai a következők voltak:

- *D. Garvey* (Írország): Statistika, demokrácia és az Európai Unió.
- *I. Krizman* (Szlovénia): Hivatalos statisztika az új EU-tagállamokban.
- *G. Petrovic* (Ausztria): A kezdetektől a mai Statistik Austriáig.
- *R. Münz* (Hamburg): Ausztria népessége 1829-től napjainkig.
- *O. Lackinger* (Ausztria): A hivatalos statisztika a háború utáni föderalista rendszerben a szemtanú szemével.
- *E. Kutzenberger* (Ausztria): A hivatalos statisztika mint az információ menedzsere a modern Ausztriában.

Az előadások után *Wolfgang Schüssel*, osztrák kancellár mondott ünnepi beszédet.

A második rendezvénysorozat, a „Statistikai napok” témái igen változatosak voltak. *Dr. Godrun Exner* (Statistik Austria) „Az 1951. évi osztrák népszámlálás és a megszálló hatalmak” címmel tartott előadást, melyben nem is annyira a statisztika, mint a korabeli fényképekkel illusztrált történelmi háttér ragadta meg a hallgatóságot, valamint az az elszántság, mellyel az osztrák statisztikusok a nyomorúságos körülmények között is vállalták a népszámlálás lebonyolítását. A megszálló hatalmak ugyanis inkább csak eltűrték, semmint segítették a statisztikusok munkáját. A szovjet övezetben nem lehetett megkérdezni, hány embert vittek el „málenkij robot”-ra. *Dr. Josef Kytir* (Statistik Austria) az új és a régi mikrocenzus összehasonlításáról tartott előadást. Beszámolt az áttérés folyamatáról. Ausztriában mikrocenzuson a munkaerő-felmérést értik, és nem a magyar értelemben vett mikrocenzust. Az osztrák felvétel főbb vonásai a következők.

- A felvétel kötelező.
- A mintakeret azon lakásoknak az állománya, amelyekben legalább egy személy állandó bejelentővel lakik a kérdézet megelőző negyedévben egy olyan regiszter alapján, mint a magyar BM Központi Adatfeldolgozó, -Nyilvántartó és Választási Iroda regisztere.
- A minta nagysága 22 500 lakás negyedévenként (Magyarországon 37 700 lakás).
- A rétegzés tartományok (Bundeslander) szerint történik.
- A mintavételi eljárás egyszerű véletlen kiválasztás.
- A kapcsolódó EU-felvételeket az alapkérdőívbe integrálták.

Dr. Gerhard Svolba „A SAS-vevőszolgálat 25 éve Ausztriában” címmel tartott előadást. Elmondta, hogy a SAS milyen fejlődésen ment keresztül, bemutatta a hallgatóságnak, hogyan alakultak ki a döntéstámogató szoftverek.

Ugyancsak a hivatalos statisztika volt központi témája a Norvég Statisztikai Hivatal nemzetközi kap-

csolatokkal foglalkozó vezető munkatársa, *Jan M. Byfuglien* által szervezett rendezvénynek, melynek érdekessége az volt, hogy az 1991-ben függetlenné vált Moldovai Köztársaságban, Chisinauban tartották 2004. november 11-én és 12-én, mégpedig azzal a nemes céllal, hogy segítségükre legyenek a moldovai kollégáknak és az állami vezetőknek a hivatalos statisztika felhasználási lehetőségeinek megismerésében, hogy eloszlassák a félelmet a statisztikai adatoktól.

A rendezvény első felében, délelőtt a vendéglátóké volt a szó. Különböző szervezetek képviselői fejtették ki nézeteiket és tették fel kérdéseiket a hivatalos statisztikáról. Az elhangzottak nemegyszer különböző álláspontot képviseltek. *Vasile Mamaliga* gazdasági miniszter a hivatalos statisztika legfőbb problémáját abban látta, hogy a módszertan fejlődése nem tud lépést tartani a gazdasági folyamatok változásainak sebességével, másrészt – szerinte – meg kellene tartani a régi statisztikai rendszer bizonyos elemeit, összhangba kellene hozni azokkal az újjal, de tapasztalatai szerint ez nem kivitelezhető. A sajtót képviselő *Vlad Bercu* (a BASA sajtóügynökség vezetője) viszont arra hívta fel a figyelmet, hogy a sajtóban gyakran ugyanarról a témáról egymásnak ellentmondó információk (adatok) jelennek meg, ami igen zavarossá teszi a tájékozódást.

A délutáni ülésen a nyugat- és kelet-európai statisztikus előadók bemutatták a korszerű statisztika különböző sajátosságait, kiemelve annak fontosságát és előnyeit. Sajnos ebben a szekcióban már csak a statisztikus szakemberek vettek részt a vendéglátók közül. A gazdag tematikájú ülésen a magyar Statisztikai Hivatal képviseletében *Mihályffy László*, a KSH főtanácsosa a reprezentatív megfigyelések jelentőségéről és a hivatalos statisztikában betöltött szerepéről adott elő.

A második nap délelőttjén nemzetközi szervezetek (Eurostat, Nemzetközi Valutaalap, Világbank stb.) képviselői tartottak előadást olyan általános jellegű témákról, mint például a nemzeti statisztikai intézmények nemzetközi megítélése, a statisztikai tájékoztatás nemzetközi szabványai, ajánlások a jövőbeni népszámlálásokkal stb. kapcsolatban. A neves előadók közül meg kell említeni *Nikolaus Wurm* (Eurostat) és *Heinrich Brünger* (UNECE) nevét.

Délután kerekasztal-beszélgetések zajlottak a felhasználókkal való kapcsolatról, a relevanciáról, a pártatlanságról és a függetlenségről, a megbízhatóságról és a közönség bizalmáról a hivatalos statisztika iránt és e bizalom erősítésének módszereiről. A szeminárium összefoglalását *J. Byfuglien* végezte el, levonva annak legfőbb tanulságait.

Mihályffy László

MAGYAR SZAKIRODALOM

ROMÁN ZOLTÁN:

TERMELÉKENYSÉGÜNK
ÉS VERSENYKÉPESSÉGÜNK
AZ EU-CSATLAKOZÁS KÜSZÖBÉN

Központi Statisztikai Hivatal. 2004. Budapest. 74 old.

A kiadvány, amely *Román Zoltán* tollából született, hasonlóan elődeihez („A termelékenység alakulása Magyarországon – nemzetközi összehasonlításban 1990–1998”, „A munka termelékenysége a magyar gazdaságban”) elsősorban az egy foglalkoztatottra jutó GDP alapján ad képet a termelékenységről, de közöl munkaórára vonatkozó termelékenységi adatokat is. A tanulmány részét képezi egy részletes táblázatos anyag, amely 1993-tól mutatja be a GDP volumenváltozását és a munkaráfordítások változását az üzleti szférában és a feldolgozóiparban, illetve a nemzetgazdaság egészében.

A munkaráfordítások becslése a munkaerő-felmérés alapján történt, amely ma Magyarországon a legnagyobb rendszeres háztartási felvétel. A munkaráfordítások GDP-információkkal konzisztens becslésére még további erőfeszítéseket kell tenni, hiszen csak a számláló és nevező közötti „tökéletes” konzisztencia biztosíthatja a termelékenység megbízható mérését. E téren, még a jelentős előrehaladás ellenére is, sok további feladat vár megoldásra mind nemzetközi, mind nemzeti szinten. Ezért a nemzetközi adatok egybevetése, különösen a színvonal-összehasonlítások, jó közelítésű jelzéseknek tekintendők, a bemutatott adatokból levont következtetéseknél az előbb említettekre mindig figyelemmel kell lenni. A jelentés több összehasonlítást mutat be versenyképességi helyzetünkről, az OECD-elemzések mellett hasznosítva az EU-jelentések, eredménytáblák további kiterjesztését a csatlakozó és a jelölt országokra.

Ami termelékenységünk színvonalának nemzetközi összehasonlítását illeti, az egy lakosra jutó GDP (bruttó hazai termék) színvonala a magyar gazdaságban, 1989-ben, az Európai Unió átlagának mintegy 50 százalékát érte el. Az Eurostat és az OECD vásárlóerőparitás-számításai (PPS) szerint a rendszerváltást követő visszaesés nyomán e mutató 1995-ben az EU-átlag (EU-15) 45 százaléka, 2002-ben 53,4 százaléka, 2003-ban, az előzetes becslések szerint, 56 százalék volt. Ez minden EU-tagország színvonalánál alacsonyabb érték (a sor végén levő Görögországban és Portugáliában 71 százalék). Az új tagországok átlaga 47 százalék, közülük megelőz bennünket Málta és Szlovénia (69%), Ciprus és a Cseh Köztársaság (62%).

Az egy lakosra jutó GDP országok közötti különbségét két fő összetevőre

- az egy lakosra jutó munkaráfordítások, és
- az egységnyi munkaráfordítással létrehozott GDP,

azaz a munka termelékenységének különbségére bontva szoktuk vizsgálni. A magyar gazdaság pozíciója e két összetevőt nézve erősen különbözik. Az egy foglalkoztatottra jutó GDP a PPS-számítások szerint az EU-átlag 62,6 százalékát éri el. Ezt minden EU-tagország (EU-15) színvonala meghaladja (Portugáliában a legalacsonyabb, 65 százalék), de az említett új tagországok közül a Cseh Köztársaságot (54%) jóval megelőzzük.

A foglalkoztatottság viszont nemcsak minden EU-tagországban (EU-15) magasabb, mint Magyarországon, hanem az újonnan csatlakozott és jelölt országok közül is hat országban magasabb, öt országban hasonló és csak Törökországban jóval alacsonyabb. A 15–64 éves népesség gazdasági aktivitása az EU átlagában (EU-15) 60,2 százalék, Magyarországon 52,2 százalék. A foglalkoztatottság biztosítása önmagában is alapvető cél, de ezen túlmenően, az egy lakosra jutó GDP különbségének további csökkentése, egy fokozatos, de érzékelhető felzárkózás a magyar gazdaságban nyilvánvalóan csak úgy érhető el, ha mindkét területen, mind a munkatermelékenység, mind a foglalkoztatottság terén további javulást érünk el.

A tanulmány utal az összehasonlítások két korlátjára. 1. A szokásos GDP-számítások az „informális”, „árnyék”, „fekete” és „szürke” gazdaságnak csak egy részét veszik számba, és ennek súlya az egyes országokban eltérő; a magyar gazdaságban nagyobb, mint a legtöbb fejlettebb gazdaságban. A „nem megfigyelt gazdasággal” kiigazított adatok az egy lakosra jutó GDP-t és fogyasztást illetően a legfejlettebb országokhoz képest kisebb elmaradást jeleznének Magyarország esetében is. E kiigazítások érinthetnék egyes ágazatokban a termelékenységi színvonalarányokra kapott mutatókat is. 2. Az Eurostat maga is jelzi, hogy a vásárlóerő-paritás (PPS) számítások az egy lakosra jutó GDP és az életszínvonal időbeli összehasonlítására csak korlátozottan alkalmazhatók, és felhasználásuk ágazatok termelékenységének összehasonlításához nem ajánlott. Az Európai versenyképességi jelentésből (European Competitiveness Report. 2003.) az derül ki, hogy az állóeszköz-felhalmozás 1999. évi PPS-indexére alapozott számítás szerint Magyarország termelékenysége jóval nagyobb elmaradást jelez (52%), mint a teljes GDP PPS-indexére támaszkodó

számítás (29%). A tanulmány úgy véli, hogy a munka termelékenysége Magyarországon nemcsak egyes ágazatokban, a feldolgozóiparban, hanem a gazdaság egészét tekintve is a szokásos PPS-adatok által jelzett-nél nagyobb mértékben marad el a fejlettebb országok színvonalától. A devizaátszámítási kulcsokkal való számítás, a vásárlóerő-paritás alapul vételével mértnél jóval nagyobb elmaradást jelez.

A tanulmány bemutatja az 1999-es adatokat, felhasználva hét kelet-közép-európai ország feldolgozóipari termelékenységének színvonalát az oszt-rák termelékenységi szinthez viszonyítva. A magyar feldolgozóipar termelékenysége a legmagasabb, különösen a közepes és magas technológiával dolgozó ágazatokban. Minthogy a közepes és magas technológiával dolgozó ágazatok súlya is a magyar feldolgozóiparban a legnagyobb, ez kompenzálja a másik két ágazatcsoport, az alacsony technológiával dolgozó és az erőforrás-igényes ágazatok viszonylag alacsonyabb termelékenységét.

A tanulmány megállapítja, hogy a mai termelékenységi arányok úgy jöttek létre, hogy a magyar gazdaságban a rendszerváltás utáni években a népesség száma végig kevéssel mérséklődött, a foglalkoztatottság 1998-ig igen erősen (1992–93-ban évi 8–9 százalékkal) visszaesett, majd 3 éven át növekedett, az utóbbi években pedig lényegében stagnál. A munkatermelékenység, az átalakulási időszak első két évét kivéve, minden évben emelkedett. A rendszerváltás utáni 13 évet (1990–2002) összegezve az évi átlagos növekedési ütemek a következők.

Mutató	Százalék
GDP	0,7
Egy lakosra jutó GDP	0,8
Foglalkoztatottság	-1,9
Egy foglalkoztatottra jutó GDP	2,8

A rendszerváltás óta eltelt időszakban három részperiódust különböztethetünk meg:

1. az 1990 és 1993 közötti években csökkent a GDP, az egy lakosra jutó GDP és – az első két évben – a foglalkoztatottság is;

2. az 1994 és 1997 közötti éveket a foglalkoztatottság csökkenése, a termelékenység határozott, a GDP és az egy lakosra jutó GDP viszonylag csekély növekedése jellemzi;

3. 1998-tól kezdődően a GDP, a termelékenység és az egy lakosra jutó GDP viszonylag számottevően növekedik.

2001-től a GDP és az egy lakosra jutó GDP növekedési üteme csökken. Bár ez jelenleg is határozottan magasabb, mint az Európai Unióban, ahol 2003-ra 2,9 százalék az előzetes érték. Az egyensúlyhiányok és a jelentős költségvetési deficit komoly problémákat jeleznek.

A termelékenység ágazatok szerinti alakulásáról 1993-tól állnak rendelkezésre adatok; ezek alapján a termelékenység változását külön az üzleti szférára, továbbá egy munkaóra-ra számítva is vizsgálja a tanulmány. A magyar GDP 57 százalékát hozzák létre az üzleti szféra ágazatai, 43 százalékát az egyéb ágazatok (közigazgatás, oktatás, egészségügy stb.). Minthogy ez utóbbi körben a GDP mérését mindig jóval több bizonytalanság terheli, indokolt az üzleti szférát külön is vizsgálni. A gazdaság egészének és az üzleti szférának a termelékenységalakulása között az évenkénti adatok eléggé nagy különbségeket jeleznek. A teljes időszakot nézve azonban az átlagos évi növekedési ütem az üzleti szférában csak kevéssel volt magasabb, mint a gazdaság egészében, egy foglalkoztatottra, illetőleg egy munkaóra-ra számítva a mezőgazdasággal együtt 0,9–0,8, mezőgazdaság nélkül számolva 0,4–0,3 százalékponttal. A kétféle számsor egyes években nagy eltérést mutat, és megkülönböztetésüket az is indokolja, hogy a mezőgazdasági termelékenységi mutatókba a háztartási szektor, a háztáji gazdaságok számításba vétele mindig bizonytalanságot visz.

Az OECD-adatok szerint az üzleti szférában 1995 és 2002 között az OECD egészében a munka termelékenysége átlagosan évi 1,7 százalékkal növekedett, Magyarországon 2,6 százalékkal. A harminc ország közül ebben az időszakban öt országban: Lengyelország (4,9%), Szlovákia (3,8%), Korea (3,5%), Írország (3,4%) és Görögország (3,1%) volt magasabb ez a növekedési ütem. A magyar gazdaság termelékenységének határozott növekedését jelzi a népesség termelőmunkára fordított összes időfelhasználására vonatkozó, 1986-ról és 1999-ről készített két időmérleg-felvétel. Az ezekről készített beszámoló megállapítja, hogy: „...jelenleg közel egy-negyedével kevesebb időráfordítással állít elő az ország ugyanakkora értéket, mint korábban...”.

Egymás mellé állítva az egyes ágazatok átlagos termelékenységnövekedési ütemét az 1993–2002 és a 1997–2002 években trendváltást egy esetben sem látunk, de az arányok erősen változtak. Indexeink a termelékenység tartósan jelentős növekedését jelzik az iparban (évi 7,2–5,0 százalék), a szállításban, távközlésben (5,0–5,2%) és (kérdőjellel), a mezőgazdaságban (6,7–4,2%); kisebb, de emelkedő ütemű növekedését a pénzügyi tevékenységnél (1,7–3,1%), az építőiparban (1,4–3,8%), a kereskedelem, javítás (0,6–3,1%) ágazatban; erős csökkenését az egyéb szolgáltatásoknál (–1,5 és –6,2%) és a szálláshely, vendéglátásban (–2,1 és –1,1%).

Az üzleti szféra és a gazdaság egészének termelékenységnövekedésében meghatározó a három kiugróan magas indexet adó ágazat szerepe. Ezek közül az

iparban és a szállításban, hírközlésben nyilvánvaló a külföldi tőke jelenlétének erős hatása. A mezőgazdaságra a háztartások „háztáji” munkaráfordításainak teljesebb beszámításával bizonyára jóval gyengébb eredményt kapnánk. Az építőiparban nemcsak a „házilagos” kivitelezés, hanem a „fekete munka” is igen gyakori. E két körülmény (és az e téren végbemenő változások) pontosabb számbavétele nélkül erről az ágazatról nehéz megbízható képet adni.

Igen nagy különbségek voltak a feldolgozóiparon belül az egyes szakágazatok között is. Ezt mutatják egyébként – sok hasonlósággal – az OECD adatai más országok esetében is. A magyar adatok szerint a kiugró növekedés legtöbbször az időszak első 4 évéhez (1993–1996) kapcsolódik. Az 1997–2002 években is kiemelkedő volt a termelékenység növekedése az irodagép- és számítógépgyártás és a híradás-technikai termék gyártása szakágazatban.

A termelékenységnövekedés forrásait vizsgálva a tanulmány megállapítja, hogy a nemzetközileg is jelentősnek mondható magas növekedési ütemet a magyar gazdaságban a rendszerváltás után, minden bizonnyal elsősorban három tényezőnek tulajdoníthatjuk, ezek:

1. a strukturális változások és a korábbi nagy rejtett munkanélküliség ehhez kapcsolódó felszámolása;
2. a piaci gazdasági környezet hatásai; és
3. a jelentős külföldi tőke beáramlása.

A korábbi rejtett munkanélküliség felszámolása és a strukturális változások egy része egyszeri hatás volt. A piaci gazdasági környezetnek, a versenynek mint EU-tagországban továbbra is igen fontos szerepe lesz. Az 1993 és 2000 közötti években a vállalati beruházások 50–60 százalékát a magyar gazdaságban a külföldi működő tőke (Foreign Direct Investment – FDI) nagy arányú beáramlása fedezte, ez a legutóbbi években csökkent, 2003 második felében ismét magasabb volt. A külföldi tőke mozgását a privatizációs lehetőségek és a munkaerőköltség, alakulása is befolyásolja, ezek nem változtak számunkra kedvezően.

A külföldi működő tőke jelentősen hozzájárult a gazdaság élénkítéséhez, növekedéséhez, a versenyképesség javulásához. A külföldi tulajdonban lévő vállalatok jóval magasabb termelékenységgel dolgoznak, mint a hazai tulajdonban lévők. Az összegezett adatok szerint termelékenységük átlagosan közel két- és félszerese a hazai vállalatokénak, igen nagy ágazatok szerinti szóródás mellett. A különbség nem csökken; ez arra utal, hogy a magasabb termelékenység tényezőiből, az új technológiából és módszertantípusokból a hazai vállalatok felé lassan áramlik át kedvező hatás (spill-over).

A fejlett országokat összehasonlító elemzések a legtöbb esetben szintén a külföldi érdekeltségű vállalatok magasabb termelékenységét jelzik, de kisebb mértékben, mint amit a magyar adatok mutatnak. Az állóeszköz-állományt kísérletképpen a jegyzett tőkével mérve, többlettermelési mutatók kísérleti összehasonlítása jóval kisebb különbségeket jelez. Ez arra utal, hogy a külföldi tulajdonú vállalatok magasabb munkatermelékenysége jelentős részben nagyobb és korszerűbb tőkefelszereltségüknek tulajdonítható. A külföldi tőke beáramlását a magyar gazdaságpolitika továbbra is ösztönzi, de a termelékenység növekedéséhez más hajtóerők szerepét, a kutatás-fejlesztés, az innováció és a tudásbázis eddig mérsékeltebb hozzájárulását is határozottan növelni kell.

A statisztika adatai mind a kutatás-fejlesztés, mind az innováció területén a magyar gazdaság erős elmaradását jelzik. A K+F-ráfordítások a GDP százalékában, 1988-ban 2 százalék felett voltak, a mélypont 1996-ban 0,67 százalék volt, ez 2002-re 1,01 százalékra emelkedett. Különösen alacsony a vállalatok által finanszírozott K+F aránya, de 2004-től ez a törvényileg előírt kötelező hozzájárulás nyomán bizonyosan emelkedni fog. A magyar adatok összevetése a nemzetközi adatokkal határozott lemaradást jelez a kutatók és a szabadalmak számát (a foglalkoztatottak, illetőleg a népesség számához viszonyított arányát) nézve is. Ezzel szemben jól állunk a korszerű technikat képviselő termelés és az export arányát nézve (a külföldi tőke szerepe!). Tudományos teljesítményünk e számoknál jóval kedvezőbb általános megítélése arra utal, hogy a magyar kreativitás a forráshiányt részben sikeresen pótolni tudja.

Kevésbé látszik érvényesülni azonban a magyar kreativitás a kutatási eredmények gyakorlatba való átültetése, az innovációk megvalósítása terén. Az EU-tagországokhoz (EU-15) viszonyítva az innovációt bevezető vállalatok aránya a feldolgozóiparban nálunk minden vállalati nagyságkategóriában alacsonyabb, csupán – a kisvállalati kör kivételével – Portugáliában és Spanyolországban nem. A szolgáltatások körében a magyar adat a feldolgozóipar 29 százalékával szemben 12 százalék, a különbség jóval nagyobb, mint az EU-ban (EU-15). Három csatlakozó ország adatait nézve, Lengyelországnál és Szlovákiánál kedvezőbb képet mutatunk, Szlovénia a nagyvállalatok körében megelőz bennünket. Összevetve a magyar adatokat az EU-15 néhány frissen közzétett összegezett adatával ez az előbbiekhöz hasonló képet mutat. Az innovációt bevezető vállalatok aránya az EU-15-ben és Magyarországon, az összes vállalatot nézve, az iparban 47–29 százalék, a szolgáltatások körében 44–17 százalék; a vállalati nagyságkategóriákat nézve pedig még nagyobbak a különbségek.

A tudásbázis gyakran alkalmazott mutatója a középfokú és felsőfokú oktatásban részesülők aránya. OECD-adatok szerint az előbbi illetően 30 ország között a 15. helyet, a felsőfokú oktatásban részesülők arányát nézve a 25. helyet foglaljuk el. Az utóbbi években a felsőfokú oktatásban részesülők aránya erősen növekszik, de az oktatás irányultságát, minőségét illetően nehézségek jelentkeznek. Ilyen jelzést adott már az OECD ún. PISA-értékelése (*Schleicher* [2002]) is, mely szerint az olvasás és megértés tekintetében 31 ország között a rangsorban a 24. helyen állunk. Az OECD egy GDP-hez viszonyított tudásberuházási mutatót is képez, összegezve a K+F-re és a felsőfokú oktatásra fordított költségeket és a szoftver-beruházásokat. E mutatók nemzetközi adatokhoz történő hasonlítása megerősíti, hogy Magyarországnak a K+F tekintetében nagyobb, az oktatás és a szoftver tekintetében pedig kisebb az elmaradása.

A versenyképesség a termelékenységnél átfogóbb fogalom. Elemzése, értékelése ezen túlmenően aszerint is más-más közelítést igényel, hogy a vállalatok (vállalatsoportok, hálózatok, ágazatok) vagy a nemzetek (államok, gazdaságok, régiók) versenyképességét kívánjuk-e vizsgálni, összehasonlítani. A munka termelékenységét elsősorban az utóbbi esetben tekintjük a versenyképesség egyik meghatározó jellemzőjének, és e tekintetben viszonylag jobb a helyzetünk. Ugyanakkor nem kevésbé fontos, hogy az adott teljesítménynek milyen munkaerőköltsége van, ezt az egység-munkaerőköltség mutatójával mérhetjük.

A magyarországi bruttó bérek erősen elmaradnak a fejlettebb országok bérszínvonala mögött. Bár a munkabér járulékos költségeinek aránya nálunk az átlagosnál jóval magasabb, az egységmunkaerőköltség-mutató alakulása kedvező. A magyar gazdaságban a munka termelékenységének növekedése a régió országainak legtöbbszörénél magasabb, a reálbérek emelkedése alacsonyabb volt, ez a régióon belül is kedvező pozíciót eredményezett, nagy vonzerőt jelentett a külföldi befektetők számára. 1992 és 2000 között a magyar gazdaság üzleti szférájában az egységmunkaerő-költség átlagosan évente 3,6 százalékkal csökkent. Az osztrák színvonalhoz viszonyítva, 1993 és 1999 között, e mutató egyedül Magyarországon és Bulgáriában javult lényegesen, Romániában minimálisan; a Cseh Köztársaságban, Lengyelországban, Szlovákiában és Szlovéniában pedig emelkedett.

2000-ben az egy órára jutó munkaerőköltség Magyarországon 3,83 euró, a jelölt országok átlaga 3,47 euró volt, amikor az EU-15-ben a két pólust 8,56 euróval Portugália és 26,80 euróval Svédország

jelentette. A fajlagos munkaerőköltség hirtelen gyors (több mint 20 százalékos) növekedése két év alatt, 2001-ben és 2002-ben a magyar gazdaságnak ezt a komparatív előnyét az EU-tagországokkal szemben csak kevés mérsékelte, jóval erőteljesebben csökkentette viszont a többi jelölt ország viszonylatában.

A versenyképesség számos további tényezőjére világitanak rá az OECD és az EU rendszeresen készített, ún. eredménytáblái és ezekre épülő elemzéseik. Az EU 2003. évi „Európai innovációs eredménytáblájának” 24 mutatójából az a 16 mutató, melyről magyar adatokat is közölnek, meglehetősen gyenge magyar pozíciót jelez. Kivétel

- a „Közepes és csúcstechnológiával foglalkoztatottak aránya a feldolgozóiparban”,
- a „Csúcstechnológiával foglalkoztatottak aránya az szolgáltatások körében” és
- a „Költségvetési K+F-ráfordítás a GDP százalékában”.

A tizenhat mutató közül ez a három magasabb az EU-15 átlagértéknél, két mutató megközelíti azt, három igen alacsony. Az átlagérték 49 százalék, igen közeli a munkatermelékenységre kapott/jelzett színvonalárányhoz. Egyetlen mutató esetében sem vagyunk a „legjobbak”. Hat esetben Szlovénia, három esetben Málta, két esetben a Cseh Köztársaság és Lettország, egy-egy esetben Észtország, Lengyelország és Szlovákia a legjobb. Négy mutatónál közel vagyunk a „legjobb” értékéhez: a korábban kivételként említett három mutató és az ICT-kiadások tekintetében.

Az EU újabb Innovációs eredménytáblájában nemcsak színvonalmutatókat, hanem trendértékeket is számít és közöl. Ezeket három év adataiból, egy év időeltolással képezi, például az 2003. évre a 2000–2002. év adatai alapján. A sajátos súlyozással számított trendátlagérték 2003-ra az EU-15-re 9,5, a magyar gazdaságra 19,4 volt. (E mutatók óvatosan kezelendők, értékük nyilvánvalóan erősen függ attól, milyen szintről indul az adott ország.) Az új tagországok közül ez a trendátlagérték öt országra ennél magasabb, a Cseh Köztársaságra, Lengyelországra és Szlovákiára, valamint a három jelölt ország közül Bulgáriára és Romániára alacsonyabb volt. A legjobb és leggyengébb trendértékek alapján országoként három fő „erősséget” és három fő „gyengeséget” is megjelöltek, ezek Magyarországra a következők: a fő erősségek – a K+F-ráfordítások trendje, az EPO- (European Patent Office) csúcstechnológiai szabadalmak trendje, az ICT- (International Communication Technology) kiadások jelenlegi és trendértéke; a fő gyengeségek – a középfokú műszaki végzettségűek arányának trendje, a csúcstechno-

lógiai szabadalmak és a csúcstechnológiai kockázati tőke.

A versenyképesség egyik fő próbája a külkereskedelem, ezért alakulásáról a külkereskedelem struktúrájáról, árviszonyairól is fontos jelzéseket kaphatunk. Tíz közép- és kelet-európai ország feldolgozóipari exportszerkezetének összehasonlítása az EU vezető „északi tagországainak” struktúrájával azt mutatja, hogy a magyar exportban erősen növekedett a technológiavezérelt termékek exporthányada, és messze meghaladja az EU-15 átlagát. Az adatok azt jelzik, hogy a feldolgozóipari exportban elért árak miként viszonyulnak a piacokon átlagosan érvényesülő árakhoz. A negatív különbségek a közép- és kelet-európai régió országokban határozottan csökkentek, de egyedül Magyarország esetében váltottak pozitívvá.

A statisztikai mutatókat és szakértői véleményeket feldolgozó versenyképességi értékelések eléggé egybehangozón a 30. hely körüli rangsorolást adják Magyarországnak. Ez az utóbbi években nem mutat lényeges változást. Minthogy nagyjából állandó a bennünket megelőző országok sora, helyünk az e vizsgálatokba bevont országok változó számától csak kevésbé függ. A svájci Lausanne Vezetésképzési Intézet (International Institute for Management

Development – IMD) által közreadott Nemzetközi Versenyképességi Évkönyv 49 országot rangsorol, 4 főösszetevő szerint. Magyarország itt az összefoglaló értékelés szerint a 28., gazdasági teljesítménye a 23., az üzleti világ hatékonysága a 28., az infrastruktúra a 32. helyet kapta. A Világ gazdasági Fórum és a Harvard Egyetem „Globális versenyképességi jelentése” 2003-ban az előző évinél hátrább sorolta a rangsorban Magyarországot, a növekedési versenyképességet nézve 102 ország közül a 33., a vállalati versenyképességet nézve 85 ország közül a 38. helyre. Az új tagországok közül a növekedési versenyképességben Málta, Észtország és Szlovénia, a vállalati versenyképességben Észtország, Lettország, Szlovénia és a Cseh Köztársaság előz meg bennünket.

A tanulmányban ismertetett versenyképességi mutatók és rangsorolások megerősítik, hogy Magyarország a legtöbb tekintetben az EU-átlagtól még messze van, az új tagállamok között viszonylag jó pozíciót foglal el. Ennek megtartásához, javításához és a felzárkózáshoz még inkább ismernünk, tanulmányoznunk kell gyenge pontjainkat, és céltudatosabban kell dolgozni a jobb eredmények elérésén.

Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet

SZEMÉLYI HÍREK

Kitüntetés. Magyar Bálint oktatási miniszter, a magyar kultúra napja alkalmából 2005. január 17-én dr. Szarvas Beatrixnak, a Budapesti Corvinus Egyetem oktatási igazgatójának, Statisztika tanszéke egyetemi docensének, magas színvonalú egyetemi oktató munkájáért

Apáczai Csere János-díjat

adományozott.

Vezetői megbízások. A KSH elnökének 3/2004. (SK.7.) KSH határozatával 2005. január 1-jével létrehozott területi szervezeti egységek vezetőinek névsora a következő:

KSH Debreceni Igazgatóság: Sándor István igazgató; Mogyorós Imre igazgatóhelyettes, Titkársági osztályvezető; Barabás Ivánné osztályvezető, Integrált adatgyűjtések osztály; Börcsök Áron osztályvezető, Mezőgazdasági és szolgáltatásstatisztikai osztály; Hárs Péterné osztályvezető, Társadalomstatisztikai osztály; Reszler Györgyné osztályvezető, Tájékoztatási osztály.

KSH Győri Igazgatóság: Nyitrai József igazgató; Csete Ildikó igazgatóhelyettes, Gazdaságstatisztikai osztályvezető; Garami László osztályvezető, Társadalomstatisztikai osztály; dr. Bódiné Vajda Györgyi osztályvezető, Tájékoztatási osztály; Balogh Lajos osztályvezető, Titkársági osztály.

KSH Miskolci Igazgatóság: dr. Kapros Tiborné igazgató; Leányvári László igazgatóhe-

lyettes, osztályvezető, Gazdaságstatisztikai osztály; Szabó Tibor osztályvezető, Társadalomstatisztikai osztály; Szalayné Homola Andrea osztályvezető, Tájékoztatási osztály; Ruzsikai Árpádné osztályvezető, Titkársági osztály.

KSH Pécsi Igazgatóság: dr. Horváth József igazgató; dr. Németh Zsolt igazgatóhelyettes, osztályvezető, Tájékoztatási osztály; Németh Zoltán osztályvezető, Integrált adatgyűjtések osztály; dr. Forró Ilona osztályvezető, Mezőgazdasági és szolgáltatásstatisztikai osztály; Takács Mihály osztályvezető, Társadalomstatisztikai osztály; Vresnyák László osztályvezető, Titkársági osztály.

KSH Szegedi Igazgatóság: Klonkai László igazgató; Végh Zoltán igazgatóhelyettes, Titkársági osztályvezető; dr. Bánki Katalin osztályvezető, Integrált adatgyűjtések osztály; Kocsis Nagy Zsolt osztályvezető, Mezőgazdasági és szolgáltatásstatisztikai osztály; Biacsi Józsefné osztályvezető, Társadalomstatisztikai osztály; Pálfalvi Zsoltné osztályvezető, Tájékoztatási osztály.

KSH Veszprémi Igazgatóság: Szemes Mária igazgató; Salamon Tibor igazgatóhelyettes, osztályvezető, Mezőgazdasági és szolgáltatásstatisztikai osztály; Varga Zoltán osztályvezető, Integrált adatgyűjtések osztály; Dancs Kálmán osztályvezető, Társadalomstatisztikai osztály; Berta Györgyné osztályvezető, Tájékoztatási osztály; Haasné Kirckeszner Magdolna osztályvezető, Titkársági osztály.

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Szervezeti változások. A Központi Statisztikai Hivatal elnökének 1/2005. (SK 1.) KSH-utasítása alapján a KSH Központ Szervezeti és Működési Szabályzatáról szóló 10/2002. (SK 4-5.) KSH-utasítás a következőképpen módosul.

1.§

A 10/2002. (SK 4-5.) KSH utasítás mellékletének (a továbbiakban SZMSZ) a 7/2004. (SK 4.)

KSH-utasítással megállapított III/2/B/3/a) pontja helyébe a következő szöveg lép:

(3. *Gazdasági elnökhelyettes személyes jogköre:*)

„a) Az 1.b.) pont szerinti elnökhelyettesi általános feladatkör a következő szervezeti egységekre vonatkozik: Adatgyűjtő főosztály, Gazdálkodási főosztály, Informatikai főosztály, Tájékoztatási főosztály, Igazgatási és tervezési főosztály, EU

Integrációs és nemzetközi kapcsolatok főosztály, Területi szervezeti egységek.”

2. §

(1) A Pénzügyi főosztály, valamint a Műszaki és ellátási főosztály megszűnik. Egyidejűleg létrejön a Gazdálkodási főosztály, amely – a jelen utasításban foglalt kivételekkel – a továbbiakban ellátja a megszűnt főosztályok feladatkörét.

(2) A Gazdálkodási főosztály szervezeti felépítése

Gazdasági ágazat: Intézményi gazdálkodási osztály, Költségvetési osztály, Központosított illetményszámfejtési osztály, Pénzügyi osztály, Számviteli osztály, Közbeszerzési Iroda.

Műszaki ellátási ágazat: Műszaki és beruházási osztály, Üzemeltetési-, szolgáltatási és fenntartási osztály.

3. §

A 7/2004. (SK 4.) KSH utasítás 3. §-a helyébe a következő szöveg lép:

„A KSH Központ szervezeti egységei: Adatgyűjtési főosztály, Ellenőrzési osztály, Elnöki titkárság, EU Integrációs és nemzetközi kapcsolatok főosztály, Életszínvonal- és emberierőforrás statisztikai főosztály, Fogyasztás- és felhalmozás statisztikai főosztály, Gazdálkodási főosztály, Igazgatási és tervezési főosztály, Informatikai főosztály, Iparstatisztikai főosztály, Külkereskedelem statisztikai főosztály, Mezőgazdasági- és környezet statisztikai főosztály, Modernizációs Programiroda (MPI), Nemzeti számlái főosztály, Népesedés-, egészségügyi és szociális statisztikai főosztály, Népszámlálási főosztály, Pénzügy-statisztikai főosztály, Statisztikai kutatási és oktatási főosztály, Szolgáltatás-statisztikai főosztály, Tájékoztatási főosztály, Társadalom-statisztikai főosztály.”

4. §

(1) Az SZMSZ 5/2004. (SK 3.) KSH utasítás 3. §-ával módosított IV/B/1. pontjában a „A Tájékoztatási főosztály szervezeti felépítése” című felsorolás 5. bekezdése az alábbiak szerint módosul:

„Nyomdai és kiadói osztály”

(2) Az új Nyomdai és kiadói osztály a korábbi Műszaki és ellátási főosztály Nyomdai és kiadói osztályának és a Tájékoztatási főosztály Szerkesztői osztályának eddigi feladatait látja el. A korábbi Pénzügyi főosztály Marketing osztályának feladatait részben a Tájékoztatási főosztály, részben a Gazdálkodási főosztály látja el.

5. §

Az SZMSZ 5/2004. (SK 3.) KSH utasítás 3. §-ával módosított IV/B/2. pontjában az

„Igazgatási és költségvetési főosztály” elnevezés „Igazgatási és tervezési főosztály” elnevezésre módosul. Az „Igazgatási és költségvetési főosztály szervezeti felépítése” felsorolás helyébe a következő szöveg lép:

„Az Igazgatási és tervezési főosztály szervezeti felépítése: Igazgatási osztály, Jogi osztály, Program és erőforrás-tervezési osztály, Személyzeti és munkaügyi osztály, TÜK-Iroda.”

6. §

Jelen utasítás 2005. január hó 17. napján lép hatályba. Egyidejűleg az SZMSZ IV/E. fejezetének 2. és 3. pontjai hatályukat veszítik.

Az MST Nemzetközi Statisztikai Szakosztályának és az MTA Statisztikai Bizottsága mellett működő Nemzetközi Statisztikai Albizottságnak együttes ülését 2004. november 30-án tartották. Az ülés tárgya „A Magyar egészségügy és szociális ellátási statisztika módszertani kérdései nemzetközi összehasonlításban” című témakör volt. Az ülést *Liget Csák*, a Szakosztály elnöke vezette. A referátumot *Gárdos Éva*, a KSH főosztályvezetője tartotta, a korreferensek *Kincses Gyula*, az Egészségügyi Stratégiai Kutatóintézet főigazgatója és *Széles György*, a Debreceni Egyetem Népegészségügyi Iskolájának munkatársa voltak. A referátum témái az egészségügy (ezen belül a halálokok, a betegségek, az egészségügyi ellátórendszer), valamint a munkahelyi biztonság és a szociális védelmi rendszer voltak. Az előadó arra hívta fel a figyelmet, hogy egyes területeken léteznek EU-ajánlások, azonban az egészségügyi és szociális statisztikában az EU-harmonizáció kevésbé fejlett és kevesebb területre terjed ki, mint más területeken. Nemcsak az *acquis communautaire*-ek hiányoznak, hanem a *gentleman's agreementek* is. Ebből következően kevésbé egységesek a fogalmak, amin a WHO és az OECD tevékenysége is keveset változtat. *Kincses Gyula* „Fától az erdőt? Az adatok pontossága és az egészségpolitika hasznosulása”, *Széles György* pedig „A magyar morbiditási adatok nemzetközi összehasonlítása” címmel tartotta meg korreferátumát.

PHD-értekezés. A Debreceni Egyetem Természettudományi Karának Doktori Tanácsa 2004. december 17-én rendezte meg *Tóth Géza*, a KSH tanácsosa „Az autópályák szerepe a regionális folyamatokban” című PHD-értekezésének nyilvános

vitáját. A bírálóbizottság elnöke *dr. Lóki József* egyetemi docens, tagjai: *Hanusz Árpád* főiskolai tanár, *dr. Kozma Gábor* egyetemi adjunktus és *dr. Teperics Károly* egyetemi adjunktus voltak. Az értekezés hivatalos bírálóinak *dr. Kőszegfalvi György* egyetemi tanárt és *dr. Hajnal Béla* egyetemi docenst kérték fel. A jelölt tudományos ered-

ményei közül a bizottság az északkelet-magyarországi autópálya-építések potenciális területfejlesztő hatásainak szakszerű bemutatását emelte ki. A védés eredményesen zárult: a bírálóbizottság titkos szavazás után száz százalékos eredménnyel javasolta a Doktori Tanácsnak a PhD-fokozat odaítélését a jelölt számára.

Megjelent a *Területi Statisztika* című folyóirat 2004. évi 6. száma.

Végső búcsú Kovács Tibortól

ELMÉLET-MÓDSZERTAN

A magyarországi vidékiségről, annak kritériumairól és krízisjelenségeiről – *dr. Csatári Bálint*

A térségi fejlődést befolyásoló tényezők – *dr. Hahn Csaba*

A kistérségi szintű relatív fejlettség meghatározása – *Biró Péter* – *dr. Molnár László*

ELEMZÉSEK

Az ingázás szerepe a közép-magyarországi régió lakosságának foglalkoztatásában és Budapest munkaerő-ellátásában – *Balogh Károly*

Azonos életesély biztosítása az aprófalvak számára a területfejlesztés decentralizált eszközeivel – *Schwiegelhoffer Ferenc*

Megjelent a *Területi Statisztika* című folyóirat 2005. évi 1. száma.

ELMÉLET-MÓDSZERTAN

Nemzetközi és hazai tendenciák a területi elemzésben – *Nemes Nagy József*

ELEMZÉSEK

Regionális fejlettség és tökevonzási képesség – *dr. Cserhádi Ilona* – *dr. Dobosi Emilia* – *Molnár Zsolt*

A burgenlandi magyarság demográfiai és társadalomstatistikai sajátosságai – *dr. Gyémánt Richárd*

Megjelent a *Demográfia* című folyóirat 2004. évi 3–4. száma.

TANULMÁNYOK

Vasile Ghetau: A romániai románok, a romániai magyar etnikai kisebbség és Magyarország demográfiai helyzetének összehasonlítása (1992–2002)

Tóth Pál Péter: A környező országokból Magyarországra vándorlók szocio-demográfiai összetétele és szocio-kulturális háttere

Gödri Irén: A környező országokból érkező bevándorlók beilleszkedése Magyarországon

Hablicsek László: A nemzetközi vándorlás hatása Magyarország népességének változására

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

DJERF, K.:

NEMVÁLASZOLÁS AZ IDŐ ASPEKTUSÁBÓL: A FINN MUNKAERŐ-FELVÉTEL IDŐSORELEMZÉSE

(Nonresponse in Time: A Time Series Analysis of the Finnish Labour Force Survey.) – *Journal of Official Statistics*. 2004. 1. sz. 39–54. p.

A legnagyobb felvételek esetében tapasztalt nemválaszolási arányok Finnországban sokáig kedvezően alacsony szintet mutattak. Ez a szerencsés helyzet azonban a 90-es évek közepére jelentősen megváltozott. A szerző a munkaerő-felvétel havi idősorát használja fel a jelenség elemzésére, figyelembe véve a politikai viszonyokban és a társadalmi környezetben, valamint a statisztikai hivatali szervezetben és adatgyűjtési gyakorlatban bekövetkezett változásokat.

Az idősorelemzési-modellek használata nem tipikus módszer a nemválaszolás elemzéséhez. A szerző a szakirodalomból kiemeli *De Leeuw* és *de Heer* nemválaszolási trendek nemzetközi összehasonlításával kapcsolatban végzett eddigi vizsgálatait. Legfontosabb eredményük szerint a válaszadási arányoknak negatív trendjük van az összes szervezetet tekintve, az egyes országok azonban az idők során saját speciális válaszadási aránnyal és csökkenési sebességgel rendelkeznek. A nemválaszolási kategóriákon belül a „nincs kapcsolat” trendje minden országra azonos, a megtagadás trendje azonban országonként különbözik.

Ezt követően a szerző bemutatja a finn munkaerő-felvétel mintavételi tervét. Finnországban a felvétel 1959-ben indult el havi rendszerességgel, postai úton történő megfigyelésként, amelyről 1983-ban tértek át

az interjú típusú felvételre. A minta célsokaságát a 15–74 éves személyek alkotják. A munkaerő-felvétel mintája havonta mintegy 12 ezer személyből álló, rotációs panelminta, ahol minden kiválasztott személyt 15 hónap alatt 5 hullámban keresnek fel. Az első és a második interjú között hat hónap telik el, a későbbi megkeresések közötti különbség három hónap. 1983-tól 1999-ig a munkaerő-felvétel adatait minden hónapban a 15-ét tartalmazó héten gyűjtötték, 2000-től azonban áttértek a folyamatos adatgyűjtésre. Az első hullámban tapasztalt nemválaszolási arányok az 1984-ben mért 5 százalékról 2003-ban 15 százalékra nőttek. A teljes nemválaszoláson belül a „nincs kapcsolat” aránya volt mindig is a legmagasabb, amely összefüggött a terepmunkára rendelkezésre álló idő rövidségével. Éves szinten a nemválaszolási arányt körülbelül kétharmad részt a kapcsolat hiánya, egyharmad részt a megtagadások határozzák meg. A harmadik nemválaszolási kategória, az egyéb nemválaszolás mértéke, elhanyagolhatóan kicsinek bizonyul.

1983-tól a munkaerő-felvétel történetében két, időben jól elkülöníthető szakasz figyelhető meg. Az 1983-tól 1994-ig tartó időszak a nemzeti munkaerő-felvétel időszaka. Ekkor egy rövid nyomtatott kérdőív alapján alapult a felvétel. A megkeresést leginkább telefonon bonyolították le a mintegy 90 százalékos telefonhálózati lefedettség mellett. A nemválaszolási arány ez alatt az idő alatt 5 százalékról 7 százalékra nőtt, és ez főleg a kapcsolatba lépés hibáira volt visszavezethető. Finnország 1995-ös uniós csatlakozása a statisztikák előállításában is változásokat eredményezett. A munkaerő-felvételre vonatkozó uniós szabályozás 1998-ban került bevezetésre a Közösségben. Finnországban azonban ezeket az elő-

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 *Rettich Béla* szerkesztésében), páratlan hónapban általában *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlét* tartalmaz.

írásokat már a rendelet hatálybalépése előtt is bevezették. A változások legfontosabb eleme az ország számára az volt, hogy az új szabályozás előírásai szerint a munkanélküliségre vonatkozó információkat a háztartások minden tagjáról kell gyűjteni, viszonylag alacsony számú felkeresés mellett: ugyanazokat a háztartásokat elég negyedévente felkeresni. A Finn Statisztikai Hivatal annak érdekében, hogy munkaerő-piaci helyzetről felhasználóinak összehasonlítható adatokat tudjon közölni, további kilenc hónapig a nemzeti havi gyakoriságú munkaerő-felvétel eredményeit is publikálta a harmonizált munkaerő-felvétel eredményei mellett. Mivel a legnagyobb különbség a nemzeti és az uniós munkaerő-felvétel között elsősorban a kérdőívek tartalmában volt, a két különböző kérdőív mérési hibákhoz vezetett.

Az uniós szabályozás következtében a munkaerő-felvétel folyamatos felvétellé vált, az adatgyűjtés folyamatosan történt. A kérdőív is hosszabb lett, így összességében nagyobb terhet rótt a háztartásokra. Ennek következtében az általános nemválaszolási arány az 1995-ös kevesebb, mint 10 százalékról 2003-ra 15 százalékra emelkedett. A növekedés nagy része a nemválaszoláson belül a „nincs kapcsolat” magasabb arányára vezethető vissza, de a megtagadási arány is emelkedett.

A nemválaszolási arányok a férfiak esetén rendre 2-3 százalékponttal magasabbak voltak, mint a nőknél. A kor szerinti megoszlás alapján a nemválaszolás egy fordított U alakú görbéhez hasonlít, amely maximumát a 45 éves korosztálynál éri el. A földrajzi változók alapján a legnagyobb a nemválaszolási arány a nagyvárosokban. Összefüggés van a nemválaszolás és aközött is, hogy valaki munkanélküliként keres állást. 2002-ben a nemválaszolási arány a munkanélküli munkakeresőkre több mint 23 százalék volt, míg a többiekre 14 százalék.

A szerző szerint a statisztikai adatgyűjtési gyakorlatban bekövetkező változások is okot szolgáltatnak a nemválaszolási arányok növekedésére. Finnországban a számítógéppel támogatott megkérdezések bevezetése következtében tisztultak az adatbázisok, és kevesebb manuális editálásra volt szükség. Ez elene hatott más, korábban használatos nemválaszolást csökkentő módszerek alkalmazásának, amelyek 1997-től abbamaradtak.

Finnországban hosszú ideig a munkanélküliségre két különböző mérésből származó eredményt publikáltak. A munkaerő-felvétel adatai mellett a Munkügyi Minisztérium is közzétette adatait, amelyek a regisztrált munkanélküliek számán alapultak. Mivel a két eredmény igencsak eltért egymástól, az 1990-es évek közepén közös döntés született a kétféle adat

publikációjáról és közzétételének időpontjáról. Ennek következtében a munkaerő-felvételből származó adatok közzétételének időpontját előre hozták, ami lerövidítette az adatgyűjtésre rendelkezésre álló időt, ezzel pedig megnehezítette a mintába került háztartásokkal való sikeres kapcsolatba lépést.

A társadalomban végbemenő politikai és gazdasági változások is hatást gyakoroltak a felvételre. Ami a politikai változásokat illeti, az 1995-ös uniós csatlakozás következtében a politikai figyelem a nemzetiről az európai közös politikára helyeződött át. Az általános és a helyi választásokon a szavazásokban való részvétel az 1980-as évekről mára csökkenő trendet mutat.

A gazdaságban a 80-as évektől tartós és gyors fejlődés tapasztalható. Az évtized végére a tőkepiacok fokozatosan felszabadultak, és ez a kedvező gazdasági helyzettel párosulva magas hitelbővülést eredményezett. Az 1990-es évek elején azonban az expanziós buborék kipukkadt, és ugyanebben az időben az export piacok hirtelen hanyatlani kezdtek. Ebben szerepet játszott a volt szocialista blokk összeomlása is, hiszen ezek az országok hagyományosan a finn iparcikkek importálói voltak. Az egyre mélyülő gazdasági válságból három év alatt lábalt ki az ország. 1994 óta a gazdaság ismét folyamatos növekedést mutat, egy – a válságot megelőző szinthez mérten – magasabb munkanélküliség mellett. A gazdasági növekedés így magasabb termelékenységre vezethető vissza.

A szerző a következőkben a munkaerő-felvételben tapasztalt nemválaszolási idősrátát modellezi, felhasználva ehhez a politikai és gazdasági környezet változásait, valamint a szervezeti és technológiai változásokat mutató indikátorokat, mint magyarázó változókat. Az elemzéshez az adatokat az első hullámból választotta, mert ez még mentes volt a panelminták esetében jól ismert lemorzsolódástól és egyéb mérési hibáktól. Az adatok 1984 januárjától 2002 decemberéig álltak rendelkezésre. Ezek jól összehasonlíthatónak bizonyultak, mivel a lényegi mintavételi terv, a mintanagyság és a válaszkategóriák, valamint az adatgyűjtés alapmódszere, vagyis az összeírók általi megkérdezés sem változott ez idő alatt. A függő változó a nemválaszolási arány, amelyet a szerző további három kategóriára bontott: a „nincs kapcsolat”, a megtagadás és az egyéb nemválaszolás eseteire. A modellben felhasznált magyarázó változók a következők voltak: az idő (hónapokban), a GDP és a munkanélküliségi ráta. Ezen felül a szerző négy további magyarázó változót definiált a különböző mérési eszközök hatásának kimutatására. Az első ezek közül arra vonatkozik, hogy az adatgyűjtés személyektől vagy háztartások-

tól történt, a második azzal kapcsolatos, hogy az interjú számítógéppel támogatott volt-e vagy sem, a harmadik azt jelzi, hogy a megkérdezés összhangban állt-e az uniós előírásokkal vagy sem, végül a negyedik indikátor a felvétel folyamatos jellegére vagy annak hiányára vonatkozott.

Az eredményül kapott modell lassú, ám tartós (0,25 százalékpont körüli) emelkedést mutatott a nemválaszolási arány trendjében. A trend körülbelül 6 százalékos nemválaszolási arányról indult 1984 januárjában, és 2002 végére 10,6 százalékot ért el. A magyarázó változók közül a GDP és a folyamatos adatgyűjtést mérő indikátor nem volt szignifikáns a végső modellben. A háztartás minden tagjának megkérdezésére való áttérés 3,8 százalékkal emelte a nemválaszolási arányt. A számítógépes adatgyűjtés átlagosan 3,7 százalékponttal, a válaszadókra nagyobb terhet rozó uniós munkaerő-felvétel bevezetése átlagosan 1,7 százalékponttal emelte a nemválaszolási arányt. A május, június és július havi indikátorok szignifikánsak voltak, amelyek megerősítik, hogy az emberek a szabadidős elfoglaltságaik miatt sokkal kevésbé szeretnek részt venni nyáron a felvételben. A trend szerint pozitív összefüggés van a munkanélküliség és a kérdőívben történő közreműködés között.

A szerző a modellezést és az elemzéseket külön-külön is elvégezte a „nincs kapcsolat” arányára és a megtagadási arányra.

A „nincs kapcsolat” modelljét a GDP, a válaszadói terhet mérő indikátorok és a szezonális indikátorok magyarázzák. A GDP hatása mögött az a tény állhat, hogy az emberekkel nehezebb kapcsolatba lépni, ha többet dolgoznak. A válaszadói terhet mérő indikátorok közül a személyek megkérdezéséről a teljes háztartások megkérdezésére való áttérésnek sikeresebbé kellett volna tennie a kapcsolatlétesítést, mégis, a modell szerint, ez a „nincs kapcsolat” eseteit növelte. Ez valószínűleg azzal magyarázható, hogy a kérdőív megválaszolása terhesebb egy egész háztartás számára, mintha annak csak egy tagját kellene megkérdezni. Ez a jelenség összefüggésben állhat továbbá azzal is, hogy a háztartásokat a megkeresésük előtt kötelezően informálni kellett a felvétel önkéntes jellegéről. A modellben ugyancsak szignifikánsnak bizonyuló szezonális indikátorok pedig annak a hatását mutatják, hogy a nyári időszakban a szabadidős tevékenységek miatt sokkal nehezebb kapcsolatba lépni a háztartásokkal, mint máskor.

A megtagadási arány esetében a GDP és a munkanélküliségi ráta nem bizonyult szignifikánsnak. A válaszadói terhet mérő magyarázó változók azonban itt is fontosnak bizonyultak, főleg az uniós előírás-

soknak megfelelő hosszabb kérdőív bevezetése, valamint a személyek megkérdezéséről a teljes háztartás megkérdezésére történő áttérés (ez utóbbi a megtagadási arányt 2 százalékponttal emelte).

A finn munkaerő-felvételből származó nemválaszolási idősorok alátámasztják, hogy az általános társadalmi légkör, a politikai hangulat, és statisztikai szervezet is hatással van a válaszolási arányokra.

Finnországban az 1990-ben kezdődött, és a világháború óta eddig tapasztalt legnagyobb mértékű gazdasági visszaesés kulcsszerepet játszott az emberek viselkedésnek megértésében. Az azóta tartó gazdasági növekedés ellenére még most is sok szociális probléma maradt megoldatlanul, például a magasabb munkanélküliségi ráta. Ezek a problémák hatással lehetnek a válaszadói magatartásra.

Az országban állandó az elvándorlás vidékről a nagyvárosokba. Azt nem lehet tudni, vajon ezek a személyek az elköltözéssel felveszik-e a városiakra oly jellemző tartózkodást, bizalmatlanságot, annyi azonban bizonyos, hogy sokkal nehezebben lehet velük később kapcsolatba lépni. Ez pedig magasabb nemválaszolási arányokhoz vezethet. A politikai légkört tekintve általános jelenség a társadalomban, hogy a politikai szavazásokban való részvétel a 80-as évek vége óta folyamatosan csökken. A fiatalabb korosztály, a kevéssé iskolázottak és a munkanélküliek azok, akik körében a legcsekélyebb a részvétel. Az 1999-es európai parlamenti választásokon a 31 százalékos részvétel minden eddiginél alacsonyabbnak bizonyult. Ugyanebben az évben a nemzeti parlamenti választásokon a szavazóképes lakosság 68 százaléka vett részt. Azt nem sikerült megállapítani, vajon van-e összefüggés a nemválaszolási magatartás és a szavazási hajlandóság között, az viszont lehetséges, hogy az általános viselkedési szokások mindkettőre hatással vannak.

A felmérés módszerei, technikai közvetlen hatással vannak a nemválaszolási arányokra. A megnövekedett válaszadói terhelés – tekintve mind a kérdőív tartalmát, mind a megkérdezettek körét –, és a terepmunkára rendelkezésre álló sokkal behatároltabb, feszítettebb idő a nemválaszolási arány növekedéséhez vezetett.

A szerző szerint a jövőben adottnak kell feltételezni a finn Statisztikai Hivatal számára a társadalomban tapasztalt általános jelenségeket. Véleménye szerint a nemválaszolási arány befolyásolása az egyik legjobb eszköz, ha a szervezet támaszkodni tud eddigi adottságaira: jó hírnevére, szakmai függetlenségére és politikai semlegességére. A finn szervezet feladata, hogy megtalálja a megfelelő eszközöket ahhoz, hogy a válaszadási arányt a lehető legmagasabb szinten tartsa. Ehhez egy még jobb mintavételi tervre, még tökélete-

sebb adatgyűjtési technikákra és gyakorlatra, kisebb válaszadói teherre, és az adatelőállítás folyamata során ésszerű terhelésre van szükség.

(Ism.: György Erika)

BLANG, D.:

AZ EURÓPAI UNIÓ INTRASTAT
ADATGYŰJTÉSÉNEK AUTOMATIZÁLÁSA

(Stand der Automatisierung von Intrastat in Europa.) –
Wirtschaft und Statistik. 2004. 1. sz. 57–62. p.

Az Európai Unió belüli áruforgalom statisztikai felvételének (Intrastat) alaprendeletét a Tanács 3330/91/EGK (X. 7.) számon tette közzé, majd a végrehajtási rendelet 1901/2000/EGK számon jelent meg. A cikk ezek érvényesítésének helyzetét tekinti át, egy olyan 2003. novemberi Eurostat-munka-értekezlet beszámolója alapján, amelyek a világhálón végzett Intrastat-felvételek tapasztalatait ismertették.

Az említett jogszabály kötelezi az EU tagországait, hogy a tagországokba szállított és onnan érkező árukat minden olyan vállalkozás adataival állítsák össze, amelynek éves forgalma a küszöbértéket meghaladja. Ezt a jelentési kötelezettséget azonban (bár az adatszolgáltatók köre korlátozott) az érintettek egy része nagy terhelésnek érzi. A szerző utal olyan számítógépes programokra, amelyek a számvitelből képesek átvenni a megfelelő áruforgalmi adatokat.

Az Intrastat programok egyik csoportját alkotják, az offline programok, amelyek telepítése után a kérdőívek előírás szerint kitölthetők. Ezeket az Intrastat-jelentéseket adják át elektronikus hordozón a statisztikai hatóságnak. Ingyenesen kapják meg az adatszolgáltatók például a CBS-IRIS (CBS-Communication Based System, IRIS-Instant Response Information Service), illetve az IDEP/CN8 (IDEP-Inter-service Data Exchange Programming, CN-Combined Nomenclature), jelű elektronikus jelentéskészítő programokat. Németországban az ilyen offline programokat 2000-től alkalmazzák.

A másik csoportot az üzleti alkalmazások programjaihoz kapcsolódó online programok alkotják, amelyek az adatszolgáltató számára lehetővé teszik, hogy az ügyvitel során keletkezett adatokat közvetlenül felhasználva kitöltsék az Intrastat kérdőíveit. Az ilyen megoldások esetén az okozhat gondot, hogy több országban működtetnek azonos szerkezetű gazdasági ügyviteli szoftvert, azonban az egyes országok statisztikai adatgyűjtései kevésbé összehangoltak, például a formátumokat tekintve.

A világháló gyors fejlődése egy újabb könnyítésre ad módot az online adatgyűjtés technikájára építve. A cikk utal arra, hogy a papírmunkához és az offline adatrögzítéshez képest előnyökkel jár a hálózat útján küldött Intrastat-jelentés, különösen a kis- és középvállalkozások számára.

Az EU-tagországok tapasztalatait áttekintő felmérés szerint a világhálón készíthető Intrastat-jelentést az osztrák, a spanyol, a szlovén, a francia és a német statisztikai hivatalok rendszeresítették. Ehhez szükségtelen az adatszolgáltató gépére telepíteni a programot. Az ír rendszer is felhasználja a hálót a továbbításra, de offline állítják össze a jelentés adatait.

Bár az internetes jelentés lényegében megoldott, a spanyol vámhivatal kivételével, továbbra is szükség van a korábbi jelentési formákra. A kijelölt adatszolgáltatók 2003-tól hozzáférhetnek az IDEP/CN8 jelű elektronikus jelentéskészítő programsomaghoz, amely megfelelő egységesítéssel alkalmas az EDIFACT-adatbázisok (Electronic Data Interchange for Finance, Administration, Commerce and Transport – EDIFACT) kialakítására.

Az osztrák, a spanyol és a francia statisztikai jelentések segédleteként az interneten rendezett formában elérhető a Kombinált Nomenklátúra (CN8). Másként segítik a németországi adatszolgáltatókat, nem az ún. „hierarchikus” keresést, hanem CN-kódjelekhez rendelt ún. hosszú megnevezéseket tettek a hálón elérhetővé.

A cikk részletezi a megfelelő adatminőség érdekében végzett adatellenőrzéseket, az esetleges hibák kiszűrését.

A német statisztikai hivatal „w3stat-online” jelű adatgyűjtő rendszere például megvizsgálja az interneten kitöltött kérdőív teljességét, továbbá az árukódok érvényességét. Az osztrák program ezen túlmenően tájékoztat például az átlagos viszonyszámokról, hogy a mennyiségi adatok helyességét az adatszolgáltató a bevitelkor ellenőrizhesse.

A francia internetes program („DEB sur le WEB”) az egyes mezőkhöz rendelt ellenőrzési szabályokat alkalmaz, például az „ügylet típusának” kitöltését csak más jellemzőkkel összevetve fogadja el. Ragaszkodik a program a kitöltés sorrendjéhez, például csak olyan adatsorba írható be a mennyiségi egység, amelyre helyesen adták meg az áru CN-kódját.

A holland statisztikai adatgyűjtés felhasználja a BLAISE eszközt. A hollandiai adatszolgáltatók CD-n kapják meg a jelentés programjait (Electronic Data Reporter – EDR) és miután összeállították az adatokat, az Intrastat-jelentés e-mail útján jut el a címzetthez, az EDR-formátumnak

megfelelően. Bár nem a hatóság szerverén van a program, hanem az adatszolgáltatók gépein, az EDR lényegében teljesíti az elektronikus adatgyűjtések fontosabb jellemzőit.

A francia és az osztrák hivatal szervezete úgy fogadja az online kitöltött kérdőíveket, hogy az adatszolgáltatótól később is fogadnak információkat, ha az adatokat helyesbíteni, kiegészíteni, pótolni kell.

A cikk utal a bizalmas adatok forgalmazására alkalmazott ún. SSL (secure socket layer) protokollra, amely 128 bites átkódolást alkalmaz. Az említett kódolás megakadályozza, hogy illetéktelen harmadik személy betekinthessen az online jelentésekbe. Csak erre jogosítottak férhetnek hozzá a szerveren tárolt adatokhoz és az adminisztrátor (trustcenter) gondoskodik a hatósági jogosultságok (jelszó, elektronikus azonosítás) ellenőrzéséről.

Az ír, a spanyol és a szlovén ellenőrzés kiterjed az elektronikus aláírásra is. Ez kizárja a hamisítás lehetőségét.

A cikk részletesen tárgyalja az adathelyesbítés elektronikus technikáit a vázolt online adatgyűjtési programokkal összefüggésben. Indokolt például, hogy időigényes feldolgozásokat végezzenek, más statisztikai adatgyűjtések információival összekapcsolva. Az észlelt téves adatok helyesbítését, fontos feldolgozási lépésként továbbra is el kell végezni, bárhogy is érkeztek az adatok. A szerző indokoltnak tartja, hogy az egyes jelentések eltérő fontosságát érvényesítsék az ellenőrzés, adathelyesbítés lépéseiben.

A brit Intrastat-rendszer többféle szűrést alkalmaz a minőség biztosítására, például felülvizsgálják a kódolás érvényességét (validity check), az adatok kombinálásával pedig az adatok hihetőségét (credibility check). Ilyen szűrések az internetes jelentések esetén azért elengedhetetlenek, mert az online adatgyűjtés programjában ilyen ellenőrzések nincsenek.

A német és a belga Intrastat-rendszerben meghatározták a számítógépes eljárással automatikusan megadható korrekciókat, és azokat is, amikor szakmai felülvizsgálatra, telefonos egyeztetésre is szükség van, mert kiugró eltérés mutatkozik a szokásos (elvárható) adatösszefüggésektől. A viszonylag kis részesedésű, tételek és jelentők esetén akár a kódjel, akár a mennyiségi egység automatikusan javítható, például a mediánnal helyettesítve a kiszűrt adatokat. Az éppen érvényes „gépi helyesbítési arányt” meghaladó súlyú, kiugró tételekre előírják a szakelődői ellenőrzést, visszakérdezést. Az értékadatok viszont

nem helyesbíthetők gépi eljárással. Az adatszolgáltató nyilvántartásában ugyanis az érték a legbiztosabb (dokumentált) adat.

A szűrés logikáját szemlélteti, ahogy a nemzetközi, illetve belföldi árkatégoriák alapján kijelölik az elfogadási határokat, például az autók behozatali és kiviteli adataira. Nem valószínű olyan ügyletérték a több mint 1500 köbcentiméteres lökettérfogatú személygépkocsik esetén, amelyre az egységérték kevesebb mint 2500 euró, vagy több, mint 360 ezer euró. A belga Intrastat-jelentések visszatérő hibahelye viszont erre a kódszámra félmillió euró egységértéket adott meg, és az ismételt visszakérdezések során igazolódott ennek indokoltsága. A szakmai felülvizsgálat során ezért minden egyéb adatszolgáltatót továbbra is a szokásos szűrési feltétellel kezeltek, ezt a bejelentőt viszont az 500-600 ezer euró közötti sávval ellenőrzik a továbbiakban.

A cikk említi a többi feldolgozási feladatokat, amelyek például az ésszerű összevonásokkal kapcsolatosak, és tapasztalat szerint átlagosan mintegy 13 százalékos csökkentést eredményeznek az elemi adatok feldolgozásához képest.

A cikk bemutatja, ahogy a brit hatóságok tájékoztatják az adatszolgáltatókat. Az internetes adatközlés (a www.uktradeinfo.com honlapról elérhető) közli a brit külkereskedelmi statisztika eredményeit. Tartalmazza továbbá a regisztrációs űrlapot, amely feljogosítja az adatszolgáltatót, hogy internetes jelentését elkészítse. A honlap elérhetővé teszi a kitöltéshez szükséges háttéradatokat, például a kódjegyzéket, az osztályozásokat, a más hasznos kapcsolati helyeket.

A szerző összefoglalja az adatforgalmazás formátumait. A tagországok az Eurostat egységes előírása szerint a CUSDEC/INSTAT formátummal adják át az Intrastat-adatokat, amely a vámhatóságok adatforgalmazási rendszerével összehangolt. Vannak olyan multinacionális vállalatok, amelyek számára gondot okoznak azok az európai országok, amelyek hatóságai a CUSDEC/INSTAT adatformátumokat nem fogadják el.

A cikk ismerteti a további egységesítési feladatokat, például az INSTAT/XML internetes dokumentumtípusok alkalmazásának előkészítését. A nemzetközi szakértői testületek ilyen tartalmú ajánlásait irányelvben foglalják össze (Message Implementation Guide). A németországi fejlesztések eredményei 2002 szeptemberében jelentek meg.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

ALBOUY, V. – WANECQ, T.:

TÁRSADALMI EGYENLŐTLENSÉGEK
A FRANCIAORSZÁGI „NAGY ISKOLÁK”
ELÉRÉSÉBEN(Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles.) –
Economie et Statistiques. 2003. 361. sz. 27–45. p.

A francia ún. „nagy iskolákat” sokszor úgy állítják be, mint a nemzeti elitképzés melegágyát. Az erős felvételi vizsgák jelentősen szelektálnak és csak az egyéni képességeket ismerik el. Emellett ezeket az iskolákat azzal vádolják, hogy az aktuális elit társadalmi reprodukcióját segítik elő és ezzel a társadalmi egyenlőtlenségek az iskolai végzettség szintjén is egyre hangsúlyosabbakká válnak.

A nagy iskolákban 1940 és 1980 között végzetekre vonatkozóan készített elemzés azt mutatja, hogy folyamatosan fennáll egy nagyon erős társadalmi és kulturális szelekció. A tisztviselők és oktatók gyermekeinek mindig több esélyük van a bejutásra, mint az egyéb származásúaknak, egy olyan időszakban, amikor a középfokú beiskolázás általánossá válik és a társadalmi szerkezet nagy változásokon megy keresztül.

A származás szerinti bejutási esélyek szűkültek a 80-as években, miközben a felsőoktatás egészében egy viszonylagos demokratizálódás ment végbe. A „nagy iskolákba” való bejutás egyenlőtlenségeinek erősödése magyarázható részben az iskolák részéről tapasztalható azon szándékkal, hogy különlegességüket megőrizze, illetve azzal a folyamattal, hogy az egyre többek által hozzáférhető harmadik ciklusú egyetemi oktatásban inkább a szakmai képzésre helyezik a hangsúlyt.

A franciaországi felsőoktatás két, történelmileg erősen eltérő funkcióra kialakított együttesből tevődik össze. Az 1970-es évek elejéig az egyetemi képzés a kutatásra és a kultúrára irányult, az elvont és kevésbé gyakorlatias tudás megszerzését tette lehetővé. Ezáltal a speciálisan francia nagy iskolák intézményére hárult a mérnökök, valamint az állami és magánszektor tisztviselőinek képzése. Ez a két intézményrendszer ma és korábban is különbözött a hallgatók kiválasztásának módjában: miközben a középfokú képzést elvégzőknek elméletileg joguk van egyetemre beiratkozni, a nagy iskolák kemény felvételi vizsgarendszert alkalmaznak, amelynek az érdem, a teljesítmény érvényesülési elvét kell biztosítani. Kérdés, hogy sikerül-e ezt az elvet érvényre juttatni?

A nagy iskolákat gyakran azzal vádolják, hogy társadalmilag predestinált elitet képeznek és repro-

dukálnak. Ilyen egyenlőtlenségek azonban az iskola-rendszer minden szintjén megtalálhatók. A kérdés tehát inkább az, hogy erőteljesebbek, vagy gyengébbek ezek az egyenlőtlenségek a felsőoktatás egyéb területeihez, elsősorban a harmadik ciklusú egyetemi képzéshez képest, és hogyan alakultak a vizsgált időszakban.

Több szociológus is foglalkozott már hasonló kérdésekkel, például *Thélot* és *Euriat* [1995], vagy *Bourdieu* [1987], akik egyes iskolák által biztosított adatok alapján végeztek elemzéseket a tanulók társadalmi származására vonatkozóan. Az itt bemutatott elemzés hosszabb periódusban vizsgálja a hallgatók összetételét. Az „Enquêtes Emploi” (Foglalkoztatási Felmérések) 1984 és 2002 közötti adatai kellő mélységű információval szolgálnak a hallgatók társadalmi származását illetően. Az 1919 és 1968 között születetteket születési évük alapján öt korcsoportba sorolták (így az első generáció, amely az 1920-as években született, a 40-es években járhatott ezekbe az iskolákba, a 60-as években született ötödik generáció pedig 20 éves volt a 80-as években). Az elemzés csak a férfiakra terjed ki, miután az ezekben az iskolákban végzetek között a nők aránya nem elégséges egy megbízható vizsgálat készítéséhez.

Az egyének származásánál az apa társadalmi-foglalkozási besorolását vették figyelembe. A társadalmi-foglalkozási ismérvekből négy származási csoportot hoztak létre: népi (munkások, mezőgazdasági dolgozók), átmeneti (köztes foglalkozások, alkalmazottak, kézművesek és kereskedők), felső (tisztviselők, vállalkozók) és oktatók (tanárok, tanítók).

Az iskolai végzettség szerinti elit méréséhez egy közismert nomenklatúrát használtak. A felsőszintű tanulmányokra kidolgozott öt számjegyű osztályozási rendszer különösen alkalmas elemzési célokra.

A bejutás és diplomaszerzés csak a tanulók kis része számára lehetséges. Az 1950-ben született korcsoport férfi tagjainak csak 3,6 százaléka végzett a „nagy” vagy „nagyon nagy iskolák” valamelyikében. Ez az arány alig változik egyik generációról a másikra, miközben a beiskolázás átlagos szintje jelentősen emelkedik.

Bármely generációról is legyen szó, a „nagy iskolákban” végzés esélye társadalmilag erősen hierarchizált, az oktatók és tisztviselők fiai sokkal nagyobb valószínűséggel szereznek diplomát ezekben az iskolákban, mint a népi származásúak, miközben az átmeneti osztályok gyermekeinek esélye az előző kettő között helyezkedik el. Az 50-es években születettek közül minden hatodik végzős a „felső” osztályból, minden nyolcadik az oktatói körből

származott. A egyenlőtlenségek annál nagyobbak, minél elismertebb az adott iskola. Egy felsőbb körökből származó fiúnak 13-szor nagyobb az esélye, hogy „nagy iskolában” végezzen, mint a „népi” származásúnak. A nagy iskolák elit intézményei esetében ez a szorzó már 24.

Ha az elitiskolákban tanulók származási kérdéseivel foglalkozunk, felmerül a különböző korcsoportok összehasonlíthatóságának kérdése. A társadalmi és oktatási feltételrendszer mélyreható változása megváltoztatta a felsőoktatás egészében tanulók összetételét.

Jelentősen csökkent a népi származású fiúk aránya és jelentősen emelkedett az átmeneti származásúaké. A legszembetűnőbb azonban a tisztviselők és az oktatók fiainál mutatózó háromszoros aránynövekedés. Az átmeneti kategóriában egyre inkább a technikusok és az alkalmazottak gyermekei fordulnak elő. Ezek a változások világosan tükrözik a Franciaországban végbement társadalmi átrétegződést.

Valamennyi korcsoportban kimutatható az iskolázottság szintjének növekedése. A folyamat a negyvenes években születettek esetében felgyorsul. Az általános fejlődés több tényezőnek köszönhető: az életszínvonal és a szociális ellátás emelkedése (a családi juttatásokat 1932-ben és 1939-ben vezették be). Mindez növelte az oktatás iránti keresletet, az állam pedig az iskolakötelezettség 16 évben történő megállapításával és jelentős iskolaépítésekkel biztosította a megfelelő kínálatot. A tanulók számának növekedése az oktatás minden szintjén megmutatkozik. Mindeközben az iskolarendszerben is jelentős változások mentek végbe. A legfontosabb a középfokú oktatásban kialakított egységes kollégiumi rendszer, illetve az egyetemi oktatás kibővítése. A hozzáférési esélyek mérésére az esélyhányados, vagy a viszonylagos esélyek arányának mutatóját használják.

A nagy iskolák és nagyon nagy iskolák említett mutatóit vizsgálva a már korábbiakban vázolt társadalmi hierarchia ismerhető fel a hozzáférés valószínűségében is: legnagyobb eséllyel a „felső” és „oktatói” körökből származó fiúk rendelkeznek, őket követik az „átmenetiek” és a legkisebb eséllyel a „népi” származásúak rendelkeznek.

Az oktatói családból származók és a felső körök fiaira vonatkozó mutatókat értékelve lassú konvergencia tapasztalható: a mutató 1,7-ről 1,2-re csökken. Az esélyek nem túl nagy eltérését a *Pierre Bourdieu* által „kulturális tőkének” nevezett tényező magyarázza: mindkét csoportba tartozó fiúk maguk is diplomás szülők gyerekei, akiknek a család hasonlóan jelentős kulturális háttérrel biztosít. Az „átmeneti”

” kategóriához tartozó fiúk esélyeinek eltérése a tisztviselőgyerekekhez viszonyítva kisebb, mint a népi származásúaké. Ugyanakkor az időbeli alakulás meglehetősen kaotikus: az „átmeneti” származású fiúk esélyeinek különbsége a felső körökhöz viszonyítva a második korcsoportban növekszik, majd csökken és végül újra növekedést mutat.

A harmadik ciklusú egyetemi oktatásban résztvevők esetében (valamennyi korcsoportban) az oktatói származású fiúk esélyei a legkedvezőbbek. Esetükben a kutatásban, vagy az oktatásban való későbbi elhelyezkedés logikus társadalmi folytonosságot jelent. Egyébként ebben az oktatási formában is megmutatkozik a nagy iskoláknál tapasztalt társadalmi hierarchia.

Az egyetemi oktatás legfelső szintje és a nagy iskolák között a legnagyobb különbség a vizsgálati témában az, hogy az egyetemeken az 1950-es évek után születettek esetében a származás szerinti demokratizálódás tartósan bizonyult. A „felső” és a „népi” származású diákok összehasonlításában, az első és a harmadik korcsoport között az esélyhányados harmadára csökkent.

A valós (valamennyi társadalmi csoport valamennyi más társadalmi csoporttal való) összehasonlításhoz és ebből általános tendencia levonásához és igazolásához a szociológia legújabb fejlődésének köszönhető statisztikai módszereket vetek igénybe.

Négy modellt vizsgáltak, amelyek hűen tükrözik az esélyeket összefoglaló táblázatok eredményeit. A „nagy iskolák” diplomásait tekintve az első két modell azt feltételezi, hogy az esélyek a teljes időszakban változatlanok voltak. Az első modell egyetlen változóként a társadalmi szerkezet változását veszi figyelembe és így korrekt módon be tudja mutatni a diplomások számának származásuk szerinti változását. Így például az ezen a szinten diplomát szerzett „népi” származásúak száma azonos arányban nőne, mint az adott származású férfinepességé. A második modellben a nagy iskolák származás szerinti diplomásainak számát korcsoportról korcsoportra arányosan módosítjuk a társadalmi szerkezet és a nagy iskolákban diplomát szerettek számának globális változásával. A származás szerinti egyenlőtlenségek mindkét esetben változatlanok maradnak.

A következő két modellben a társadalmi szerkezet és a nagy iskolákban rendelkezésre álló helyek számának változása nem módosítja arányosan az egyes származási csoportok adatait, módosulnak viszont a hozzáférési esélyek. A harmadik és a negyedik modell közötti különbség abban áll, hogyan vesszük figyelembe az esélyek módosulását. A harmadik modellben az esélyek korcsoportról korcsoportra azonos módon változnak. A negyedik modell-

ben valamennyi esély eltérően változik a vizsgált származási körtől függően.

Az első két modellt a második kettővel összehasonlítva az alábbi kérdésekre kaphatunk választ. A társadalmi szerkezet változása és a nagy iskolák többé-kevésbé növekvő nyitottsága vajon hozzájárult-e a hozzájutási esélyegyenlőségek változásához? Amennyiben igen, akkor az egyenlőségek korcsoportról korcsoportra globálisan csökkentek, növekedtek, vagy pedig a származástól függően változtak. Végül pedig: a minta alapján érzékelt tendenciák vajon statisztikailag is értékelhetők?

Az egyenlőségek globális alakulásának vizsgálatából három következtetés vonható le: először is a diplomához jutási esélyekkel rendelkező személyek száma egyaránt függ a társadalmi szerkezet változásaitól és a nagy iskolák létszámpolitikájától. A második következtetés szerint ezek a tényezők megváltoztatták a beiskolázásban mutatkozó társadalmi egyenlőségeket. Harmadszor, megállapítható, hogy az egyenlőségek összességükben korcsoportról korcsoportra azonos irányban módosultak.

Az 1929 és 1958 között születettek három generációjának különböző származási csoportjai számára a „nagy iskolákba” való bejutási esélyek homogenizálódtak. Ezzel szemben az utolsó (1959 és 1968 között születettek) korcsoport ellenkező irányú tendenciával szembesül.

Az egyetemi oktatás harmadik ciklusának hasonló adatait modellezve megállapítható, hogy a társadalmi egyenlőségek ott is módosultak és a változás valamennyi származási csoport esetében azonos irányú volt. Ennél az oktatási formánál a számszerű demokratizálódási tendencia nem fordult vissza.

1940 és 1970 között a nagy iskolákban és az egyetemek harmadik ciklusában demokratizálódási tendencia figyelhető meg az oktatáshoz való hozzájutási esélyek tekintetében. A 80-as években az egyetemeken ez folytatódik, a „nagy iskolákban” viszont megtörik a tendencia. Az eredmények magyarázatához érdemes figyelembe venni az oktatás egészében mutatkozó tendenciákat is. (Thélot és Vallet 2000-ben és Prost 1986-ban publikált vizsgálati eredményei alapján). Ezek szerint a teljes iskolarendszerben erős demokratizálódás ment végbe az 1929 és 1938, valamint az 1939 és 1948 között született generáció esetében. Az 1958–1962 és az 1963–1967 között születetekre vonatkozóan a tendencia megtört.

Az eredményeket magyarázhatja a használt módszer is: hosszú időszakon keresztül alkalmaztak azonos származási csoport-kategóriákat, amelyek tartalma idővel változott. A gyerekek iskolai eredményességét befolyásolja a szülők gazdasági helyzete. (A jobb körülmények között élő családokban a gyere-

keknek több különóra van módjuk, magániskolákba járhatnak stb.) A „gazdagság” általánosabbá válása csökkentette a korábbiakban mutatkozó eredményességbeli különbségeket.

A családi körülményekben végbemenő változások azonban nem adnak magyarázatot arra, hogy miért eltérők a társadalmi egyenlőségek alakulásában kimutatható tendenciák az utolsó korcsoport esetében. Thélot és Valet szerint ebben az időszakban az oktatás egészében az egyenlőségi szint stagnálása következett be. Kérdés, hogy akkor a nagy iskolákban mi magyarázza az átlagostól eltérő irányú tendenciát?

Ezekben az intézményekben a rendelkezésre álló helyek száma nem nőtt, miközben az oktatásban részt vevők száma jelentősen bővült. Ez a tény új társadalmi szelekciós hullámot gerjesztett, miként a nők növekvő aránya is. Ez a hipotézis azonban árnyalásra szorul.

Ha ezt a szelektivitást korcsoportokra vetítjük, látható, hogy a nagy iskolák globális szelektivitása nem nőtt jelentősen az utolsó vizsgált időszakban (1980-as évek). Sőt, a baby-boom első generációjához viszonyítva (1949 és 1958 között születettek) a következő korcsoportok esélye megnőtt a nagy iskolák elvégzésére.

Az is lehet, hogy a demokratizálódási folyamat leállása a 80-as években nem a nagy iskolák felvételi rendszerének tudható be, hanem azt a felsőoktatás másik komponensében, az egyetemekenél végbement változások eredményezték. A 70-es évek vége felé az egyetemi oktatás egyre hozzáférhetőbbé vált, ami módosíthatta a jövődiplomatok értékítéletét az egyetemi diplomákra vonatkozóan. A legjobban informált középiskolai tanulók – gyakran tisztviselők, vagy oktatók gyerekei – inkább fordultak a zárt és színvonalas nagy iskolák felé, mint ahogyan a középiskolai oktatásban is valószínűleg előnyben részesítették a tudományos szakokat.

Annál is inkább, mivel a 60-as években született korcsoportból kikerülő tisztviselők egészen más jövőt néztek, mint a korábbi korcsoportok. Ez utóbbiak akkor kerültek a munkaerőpiacra, amikor nagy volt a kereslet a tisztviselők iránt. A 60-as években születettek számára viszont a megváltozott konjunktúrájú gazdaság jelentette a foglalkoztatási piacot. Az addigi évi öt százalékos gazdasági növekedés helyett a piac legfeljebb két százalékos bővüléssel kecsegtetett. Megnőtt tehát a diploma jelentősége, növekedett a szelekció. Így nem meglepő, hogy az iskolai végzettséget leginkább értékelő tisztviselői és oktatói körből származó gyerekek a nagy iskolák felé igyekeztek.

(Ism.: Csurgay Margit)

HILL, R.:

A BOLDOGSÁGÉRZET MÉRÉSE KANADÁBAN
A II. VILÁGHÁBORÚ ÓTA

(Happiness in Canada since World War II.) – *Social Indicators Research*. 2004. 1. sz. 109–123. p.

A népesség jólétét, egyéni elégedettségét tükröző információk fontos mutatószámai az átlagos életminőség alakulásának. A legutóbbi években több tudományágban is nőtt az érdeklődés az ilyen témájú vizsgálatok iránt. A közgazdászok körében eredetileg *Easterlin* 1974-ben közzétett megállapításai váltottak ki élénk vitát, amelyek szerint a gazdag országokban már nem érvényesül a gazdasági növekedés közérzetjavító hatása, mivel az emberek viszonylag gyorsan hozzászoknak az élet kedvezőbb anyagi feltételeihez. *Easterlin* egyébként 1995-ben újabb mérési eredményeket is publikált az egyéni boldogságérzetről és az étellel való elégedettségről, s ezek megerősítették korábbi következtetéseit.

A pszichológusok közül, saját intenzív vizsgálataikra támaszkodva, számosan csatlakoztak ehhez a véleményhez. *Diener és szerzőtársai* [1999] például rámutattak arra, hogy „...a Franciaországban, Japánban és az Egyesült Államokban 1946 és 1990 között végbement óriási mértékű gazdasági fejlődés ellenére az egyéni jólét átlagos szintje hosszabb távon nem jelez növekedést”. A makroökonómiai kölcsönhatásokkal foglalkozó legújabb elemzések – mint a Nyugat-Európát tanulmányozó *Di Tella és szerzőtársai* [2000], illetve az Egyesült Államok helyzetét vizsgáló *Blanchflower és Oswald* [2001] – is arra hívták fel a figyelmet, hogy fennállhat ugyan pozitív korreláció az egy főre jutó reáljövedelem és az általános boldogságérzet alakulása között, de ezek hatását ellensúlyozhatják, illetve mérsékelhetik más, kedvezőtlen jelenségek, mint a munkanélküliség vagy az infláció.

A szerző jelen tanulmányában kettős célnak kívánt eleget tenni. Egyrészt első ízben mutatja be összegezve a boldogságérzet alakulásáról Kanadában rendelkezésre álló adatokat, másrészt megvizsgálja, hogy a kapott eredmények összhangban vannak-e a más országok adataiból levont következtetésekkkel.

A gazdaságilag fejlett többi országhoz képest Kanadában viszonylag kevés felvétel foglalkozott az egyéni jóléttel, annak ellenére, hogy 1945 óta közel 160 ezer személynek tettek fel boldogságérzetükre vonatkozó kérdéseket. Végző soron – 19 különböző évet érintően – összesen 25 ilyen témájú felvételt hajtottak végre. (Ezek közül ötnek az eredményei szerepelnek abban a világszintű adatgyűjteményben, amelyet *Veenhoven és szerzőtársai* „World Database

of Happiness” címmel, 1996-ban adtak közre 56 ország 1946 és 1992 között végzett boldogságérzet vizsgálatairól.)

A kanadai felvételi eredmények időbeli, illetve nemzetközi összehasonlítását azonban egyaránt megnehezíti, hogy a különböző közszolgálati, illetve magán szervezetek által végrehajtott megfigyelések csak kevésbé tekinthetők konzisztenseknek. Még a Kanadai Statisztikai Hivatala által időről időre feltett kérdések szóhasználatában is gyakoriak voltak a változások. Különösen nehezen értékelhetők az 1991, 1994, illetve 1996 évekre vonatkozó eredmények, amikor a kérdéshelyettesítésben együtt szerepelt, hogy „boldognak, az élet iránt érdeklődőnek” tartja-e magát a válaszoló. Ez egyrészt azért volt problematikus, mert az élet dolgai iránti érdeklődés önmagában nem feltétlenül jelent boldogságérzetet. Másrészt a „boldog” mint legfelső kategória túlságosan átfogónak bizonyult (a válaszolók több mint kétharmada választotta ezt a kategóriát) s nem adott módot olyan finomabb megkülönböztetésekre, mint például az egyébként gyakran szereplő „nagyon boldog” kategória. A közvélemény-kutatók emellett előszeretettel alkalmaztak olyan meghatározásokat, amelyek a közhasználatban ugyan eléggé elfogadottak („nem túl boldog”, „nem nagyon boldog”), de nem értelmezhetők világosan. A szerző véleménye szerint legcélszerűbb lenne a kérdéseket ellentétes párokként feltenni (például „nagyon boldog” – „nagyon boldogtalan” továbbá szerepeltetni egy semleges kategóriát is („sem nem boldog, sem nem boldogtalan”).

A tanulmány egyik legfontosabb táblázata jó áttekintést nyújt a különböző szervezetek által végzett megfigyelések évről, kérdőpontjainak megfogalmazásáról, a kapott válaszok megoszlási arányairól, illetve az átlagos boldogságérzetet kifejező súlyozott átlagokról. A mintaelemszám a közvélemény-kutató intézetek esetében többnyire néhány száz főre terjedt ki és csak esetenként érte el a 2-3 ezer főt. A Kanadai Statisztikai Hivatal által végzett felvételek mintaelemszáma viszont általában meghaladta a 10 ezer főt, sőt – fokozatosan emelkedve – 1996-ban már a 27 ezer főt is.

Bár a kanadai megfigyelések, időbelileg változó felfogásuk folytán, csak korlátozottan használhatók a jólét alakulásának mérésére, bizonyos következtetések levonására mégis alkalmasak. Világos például, hogy a népesség nagy többsége következetesen – bár némileg eltérő mértékben – boldognak tekinti önmagát. Azon személyek aránya is meghatározható, akik egy adott kérdésre (például „nagyon boldog”) hosszabb távon is azonos választ adnak. Maguk a százalékos arányok viszont nem mindig vethetők egybe,

mert az eltérő kérdésfeltevés folytán a másféle válaszok lehetősége is különböző volt az egyes felvételeknél. Csak egyetlen válaszfajta kiemelt vizsgálata tehát nem nyújthat egyértelmű információt. Az ilyen jellegű problémák áthidalására javasolta Veenhoven olyan súlyozott átlagok használatát, amikor minden lehetséges válaszhoz adott (például egy 0-10 közötti skálának megfelelő) numerikus súlyt rendelve történik az átlagos boldogságérzetet kifejező mutató számítása.

A kanadai számításoknál alkalmazható súlyok megállapítására egy nyolc főből álló csoportot kértek fel, amelynek tagjai között olyan – pszichológiai, közgazdasági, illetve filozófiai végzettséggel rendelkező – szakemberek szerepeltek, akik korábban nem ismerték az egyéni jólétre vonatkozó megfigyeléseket. Rendelkezésükre bocsátottak egy listát, amely az addigi boldogságérzeti felvételek kérdéseinek összes lehetséges szövegezési kombinációját tartalmazta s ezeket egy 0-10 közötti skála fokozatainak megfelelően kellett értelmezniük. A szakértői válaszok átlagaként meghatározott súlyok szórása elfogadhatón kicsinynek bizonyult. Ellenőrzésként érzékenységi vizsgálatot is végeztek olyan súlyok felhasználásával, amelyeket Veenhoven egyik megfigyelése céljára dolgozott ki egy 10 fős szakértői csoport. Ennek tagjai jól ismerték az egyéni jóléti felvételek módszertanát. A mindkét súlyrendszert bemutató táblázat tanúsága szerint az észlelt különbségek nem tekinthetők szignifikánsnak.

A boldogságérzet hosszú távú alakulását a szerző egyszerű regressziószámítások alapján vizsgálta. Csekély mértékű, pozitív irányt mutat, hogy 1946 és 1998 között a boldogságérzet átlagos mutatója, egy 0-10 fokozatú skálán 0,4 egységnyi emelkedést ért el. Az egy főre jutó reáljövedelem ugyanezen időszakban mintegy másfélszeresére nőtt. Az említett pozitív változás úgy interpretálható, hogy Kanadában 1998-ban 1946-hoz képest 100 ember közül 15 fővel több vallotta magát nem csupán „valamennyire boldognak”, hanem „nagyon boldognak”. Másként kifejezve a népesség 40 százalékának boldogságérzeti mutatója emelkedett egy fokkal magasabbra a 0-10 fokozatú skálán. Az már megítélés kérdése, hogy az ilyen mértékű változás nagy vagy számottevőnek tekinthető-e. Természetesen a népesség bizonyos rétegei ugyanakkor kevésbé tehetősekké is válhattak, hiszen a tényleges változások jóval összetettebbek, sokrétűbbek az itt csupán példaszerűen vázolt helyzetnél.

A boldogságérzet és az egy főre jutó reáljövedelem közötti esetleges korreláció közvetlenül vizsgálható. (Ehhez az egy főre jutó bruttó nemzeti termék adatait kiegészítették a saját ingatlanban lakó tulaj-

donosok becsült bérleti díjával is, mivel ez lényeges összetevője a jövedelemnek.) A regressziószámítás eredményei szerint a boldogságérzet és a reáljövedelem között szerény, pozitív kapcsolat áll fenn. Például (az 1992. évi kanadai dollárban kifejezett) egy főre jutó reáljövedelem az 1946. évben 8500 dollárnak, 1998-ban pedig 26 400 dollárnak felelt meg. Ehhez az emelkedéshez kapcsolódott a boldogságérzet mutatójának 0,4 egységnyi elmozdulása a 0-10 fokozatú skálán. Fennáll azonban annak a valószínűsége, hogy ez a pozitív kapcsolat az ún. „küszöbhatásnak” is betudható. *Kenny* [1999] ugyanis nem talált kapcsolatot 17 olyan ország esetében, ahol az egy főre jutó reáljövedelem 1990-ben meghaladta az évi 8 ezer dollárt (1990. évi dollárban kifejezve, a vásárlóerő-paritásnak megfelelően korrigálva), míg az ennél alacsonyabb jövedelmi szintű országoknál észlelhető volt a pozitív kapcsolat.

A kanadai jóléti megfigyelések viszonylag szerény programja nem nyújt lehetőséget olyan egyéni jellemzők bevonására a vizsgálatba, mint az életkor, nem, családi állapot, iskolai végzettség, foglalkoztatottság, vagy az eltartott gyermekek száma, holott a társadalmi szintű tényezők mellett ezek is lényeges szerepet játszanak az egyéni elégedettség alakulásában. (A korábbiakban említett nyugat-európai, illetve amerikai kutatások ezekre a tényezőkre is kiterjedtek.) A szerző ezért a boldogságérzetnek feltehetően csökkentő tényezőit, a munkanélküliséget és az inflációt vizsgálta. Figyelemreméltó, hogy ezek negatív hatása a közvetlenül érintettekénél, például a munkanélkülivé váltaknál jóval szélesebb körre terjed ki. Mindkét jelenség fokozza ugyanis a társadalmi bizonytalanságot, önzőbb társadalmi légkör kialakulásához vezet. A valójában csak durva közelítésnek tekinthető számítások szerint Kanadában például a munkanélküliség 1 százalékpontos emelkedéséhez a boldogságérzet 0,0685 egységnyi romlása társul (a 0-10 fokozatú skála adott keretei között). Az inflációnak tulajdonítható közvetlen negatív hatások ennek alig egyötödére becsülhetők.

A tanulmányban ismertetett vizsgálat tehát összességében hasonló fejlődési irányzatokat tárt fel Kanadára vonatkozóan is, mint amelyek az azonos gazdasági fejlettségű országokat jellemzik. Az elemzések további elmélyítésének azonban a szerző véleménye szerint elengedhetetlen feltétele, hogy az egyéni jólétre irányuló kanadai megfigyeléseket rendszeresebben, országos szinten is koordináltabban végezzék, tartalmilag pedig következetesebben hangolják össze a nemzetközileg érvényesülő elvekkel és gyakorlattal.

(Ism.: *Tűz Lászlóné*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

STRATHDEE, R.:

OUTSOURCING ÉS A JÓLÉTI INTÉZKEDÉSEK
AZ ÚJ-ZÉLANDI MUNKANÉLKÜLI FIATALOK
ESETÉBEN

(Outsourcing and the provision of welfare-related services to unemployed youth in New Zealand.) – *Cambridge Journal of Economics*. 2004. 1. sz. 59–72. p.

Az új-zélandi fiatalok munkába állása ma nehezebb, mint a szülői generációé volt, amit a 15-19 éves korosztálynak az országos átlag háromszorosát jelentő munkanélküliségi rátája is jelez. Ez a probléma hasonló ahhoz, amivel például az Egyesült Királyság vagy Ausztrália szembesül, s a megoldás is azonos, növelni kell a fiatalok képzettségét speciális oktatási programokat indítva részükre. A legújabb ilyen kezdeményezés a Skill NZ nevet viseli és mind szervezési módjában, mind abban újszerű, hogy nem a közvetlen munkaerő-piaci képzésre összpontosít.

A változtatás oka a korábbi programok alacsony hatékonyságában keresendő, s ez az oka az oktatók esetében piaci béreket biztosító outsourcing (azaz a piaci szereplők bevonása a képzések kivitelezésébe) alkalmazásának is. A cikkben a szerző a programban részt vevő oktatókkal készített interjúk segítségével, a jóléti reformmal összefüggésben, annak újszerűségét próbálja felvázolni. Az ifjúsági munkanélküliségért, de általában a magas munkanélküliség okaként is, a képzettségi hiányosságokat és a passzív eszközök uralta jóléti rendszert említi legfőbb okként. Az el-mentmondást felszámolni hivatott reform természetesen minden országban más és más intézkedési csomagot kíván, de közös bennük az aktív együttműködési komponens megerősítési igénye. A cél: támogatás helyett munka, amelyhez ha kell, a szükséges képzést különböző programok biztosítják. A konkrét munkaterülethez kapcsolható ismeretek mellett szerepet kapnak a munkakultúrával kapcsolatosak is. Az ösztönzés mellett az együttműködést elutasítók szankcionálása is fontos szerepet tölt be. Amikor Új-Zélandon a korábbi konzervatív kormányzatot munkáspárti váltotta fel, a célstruktúra is módosult némileg. Az egyenlőtlenség csökkentése prioritást kapott, mégpedig úgy, hogy a munkavégzéshez kapcsolódó jövedelem növekedésére, mint célra került a hangsúly. Ezt szolgálta többek között a minimálbér emelése, a felnőtt minimálbér korhatárának leszállítása és a képzési ráfordítások növelése, mégpedig ez utóbbin belül elsősorban a kvalifikált képzésekre fordított összegrésze. Az outsourcing elsősorban a költséghatékonyság miatt fontos.

Új-Zélandon a munkanélküliségi segélyhez jutás alsó korhatára a 16. életév. A passzív eszközök

célja a jövedelmi ellehetetlenülés megakadályozása, az aktív eszközöké viszont a munkához juttatás. Az utóbbiak között a képzés kitüntetett szerepet játszik. A munkaügyi hivatalok általában motivációs, az álláskeresést technikailag segítő képzéseket szerveznek, illetve az iskoláikat szakképzettség nélkül elhagyókról gondoskodnak elsődlegesen, míg az ennél magasabb szintű képzések a Skill NZ körébe tartoznak. A kormány 2000-ben e célra 188 millió dollárt fordított, s a képzésekben mintegy 35 ezren vettek részt. A képzések nagyobb részét piaci szervezetek végezték, mégpedig igen jó eredménnyel. 1999-ben például az érintettek 60 százaléka talált munkát a korábbi 50 százalékkal szemben.

Az outsourcing melletti érvként a leggyakrabban azt hozzák fel, hogy a rendszer így jobban ellenőrizhető s így magasabb színvonalon működik. A képző cégtől elvárják, hogy feltárja a hallgatók és a jövődöbeli munkáltatók igényeit, és képzéseit azokhoz igazodva alakítsa ki. A jó gyakorlatok figyelembevétele és terjesztése, a mikroszinten kialakított szabályzórendszer, mind segítik a képzettek foglalkoztathatóságának növelését. Az egyik oktató (tutor) a program, a jó képzés kritériumaként kiemelte a munkahelyihez minél hasonlóbb körülmények biztosítását is (például annak megfelelő munkaidő-beosztás). A konkrét ismeretanyag átadásával egyenrangú hangszínyt kap a munkahelyi szocializáció is. Egy másik oktató a fokozatosság, az apró lépések fontosságát emelte ki, vagyis azt, hogy nem az a cél, hogy az érintettek azonnal munkát, mégpedig véglegesnek tekinthető munkát kapjanak, hanem sokkal inkább az, hogy találjanak már a képzés során is fizető elfoglaltságot. A hatékonyság nagyban azon a személyes kontaktuson múlik, amely a program résztvevője és a tutor között létrejön, s ami elősegíti azt, hogy az érintett valóban testre szabott ajánlatot tudjon kapni. Az eredményes együttműködés további kritériumait a megkérdezettek a következőképpen határozták meg: a tutornak tudnia kell, hogy mit igényelnek a munkáltatók, és ennek megfelelő irányba kell terelni az ügyfeleket; segítenie kell a stresszt jelentő helyzetek felszámolását; azonosulnia kell a hallgatóval; tevékenységét a foglalkoztathatóság javításának célja határozza meg.

Az összefoglalóban az outsourcingról szólva a szerző még egyszer kiemeli annak mind az egyén, mind a kormányzat közötti kapcsolatnak a jelentőségét, s egyben újra rámutat a munkaerő-piaci anomáliák kezelésében bekövetkező hangsúlyeltolódásra, annak várható pozitív hatására.

(Ism.: *Lakatos Judit*)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 3. SZÁM

Kretschmerová, T.: Csehország népességének alakulása 2003-ban.

Hírs, M.: A cseh állam támogatása a gyermekeket nevelő családok részére.

Potancoková, M.: Változások a szlovák nők születésbárát viselkedésében 1990 után keresztmetszeti és longitudinális szempontból.

Kacerová, E.: A házasságkötés szezonálisának nemzetközi összehasonlítása.

Kakiová, E.: Iskolai végzettség és foglalkoztatás Csehországban a 2001-es népszámlálás alapján nemek szerint.

2004. ÉVI 4. SZÁM

A Cseh Demográfiai Társaság 34. konferenciája, „A világ demográfiai képe”, 2004. május 19.

Pavlik, Z.: A világ népességalakulásának legfontosabb tendenciái.

Fialová, L.: A demográfiai reprodukció jellemzője a demográfiai forradalom előtt.

Tietze, M.: Demográfiai helyzet a demográfiai forradalom után.

Kucerá, T.: Előrejelzések a világ népességének alakulására.

Subrtová, A.: Alois Hajn (1870–1953) és helye a cseh népesedéstudomány történetében.

Katrná, T.: A házassági arány csökkenésének meghatározói az 1990-es években Csehországban.

Poppová, M.: Területi különbségek a termékenységi szint alakulásában 1988 és 1998 között Csehországban, Magyarországban és Lengyelországban.

Rudolfová, M.: A települések nagyság szerinti struktúrája Csehországban a 2001-es népszámlálás alapján.

Roszkowská, P.: A lengyel népszámlálás eredményei.



A BIRMINGHAMI EGYETEM FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 3. SZÁM

Barlow, D.: Vásárlóerő-paritás három átmeneti gazdaságban.

Iwasaki, I.: A kormány és vállalatok közötti kapcsolat, valamint a gazdasági teljesítmény fejlődése a volt szovjet államokban – parancsoló állam, megmentő állam és büntető állam.

Penate, C. M. L. – Penate, D. S.: Új nemlineáris módszerek egy SAM finomítására és aktualizálására.

2003. ÉVI 4. SZÁM

Amplatz, C.: A közép- és kelet-európai országok gazdasági konvergenciája.

Wu, Z.: Regionális munkanélküliség az átmeneti Kínában: elméleti és empirikus elemzés.

Güncavdı, Ö. – Kütükcüfci, S. – McKay, A.: Kiigazítás, stabilizálás és a foglalkoztatási struktúra elemzése Törökországban: input-output elemzés.

Schröder, P. J. H.: Belső privatizáció és átstrukturálási ösztönzők.



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 467. SZÁM

Gel, J. et al.: Kalibrált valószínűségi időjárás előrejelzés: a geostatistikai output perturbációs módszer.

Ishwaran, H. et al.: Viszonylagos kockázati változók szívbetegségek felépülési gyakorlatához; halálozási előrejelzések.

Ghosh, M. et al.: Hierarchikus bayesi neurális hálózatok: alkalmazás a prosztatarák vizsgálatához.

Hansen, B. B.: Teljes párosítás előkészítése egy megfigyelés vizsgálatához SAT esetén.

Efron, B.: Az előrejelzési hiba becslése: kovariancia alapú büntetőfüggvények és kevert-validitás.

Delouille, V. – Simoens, J. – Sachs, R.: Sima waveletek nemparaméteres regresszióhoz.

Zhang, H. H. et al.: Változó szelekció és modellépítés likelihood alapú követés segítségével.

Wood, S. N.: Stabil és hatékony többszörös simító paraméterbecslés általános additív modellekhez.

Liu, X. – Müller, H. G.: Funkcionális konvex átlagolás és szinkronizálás idő-invariáns random görbékhez.

Wu, L.: Pontos és közelítő következtetések nemlineáris kevert hatású modellekben hiányzó segédváltozók esetén.

Fan, J. – Li, R.: Új becslési- és modellszelekciós eljárások szemiparaméteres modellezés esetén longitudinális adatelemzésben.

Li, Y. – Ryan, L.: Túléléselemzés heterogén segédváltozós mérési hibához.

Crainiceanu, C. M. et al.: Nemlineáris és nemparaméteres regresszió és instrumentális változók.

Shen, X. – Huang, H. C. – Ye, J.: Következtetés modell szelekció után.

Huang, H. Y. – Ombao, H. – Stoffer, D. S.: Nemstacionárius idősorok megkülönböztetése és osztályozása SLEX-modell segítségével.

Koenker, R. – Xiao, Z.: Egységgyökös kvantilis autoregresszív következtetés.

Müller, P. – Sanso, B. – Iorio, M.: Optimális bayesi terv inhomogén Markov-lánc szimulációval.

Geweke, J.: Legyen helyes az eredmény: együttes eloszlástesztjeinek utólagos szimulálása.

Cheng, C. H. – Tsai, C. L.: Néhány rang-teszt invarianciája a lineáris modellben klasszikus mérési hibákkal.

Guan, Y. – Sherman, M. – Calvin, J. A.: Nemparaméteres teszt térbeli izotrópiára részmintákra alapozva.

Farewell, V. T. – Tom, B. D. M. – Royston, P.: A dichotomizálás hatása a hatékonyság tesztelésére interaktív hatású exponenciális családba tartozó modellek esetén.

Kulich, M. – Lin, D. Y.: A relatív kockázati becslés hatékonyságjavítása esetkohorsz vizsgálatokban.

Wang, Y. G. – Carey, V. J.: Torzítatlan becslési egyenletek működő korrelációs modellekből szabálytalanul időzített ismételt mértékekhez.

Imai, K. – Dyk, D. A.: Oksági következtetés általános kezelési rendszerek esetén: a hajlandósági teljesítmény általánosítása.

Singpurwalla, N. D. – Booker, J. M.: Tagsági függvények és fuzzy halmazok valószínűségi mértékei.

Meier, P. et al.: A Kaplan–Meier díj.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA
(A SZOROZAT)

2004. ÉVI 4. SZÁM

Szerkesztőségi cikk: A felvétel minőségének mérése és közlése.

Copas, A. J. et al.: A lakossági viselkedésben bekövetkező változások becsléseinek érzékenysége az ismételt felvételek torzításában lévő reális változásokra.

Griffiths, P. L. – Brown, J. J. – Smith, P. W. F.: Az egyváltozós és többváltozós többszintes modellek összehasonlítása a szülés előtti gondozás igénybevételének ismételt mértékére Uttar Pradeshben.

Dickens, R. – Manning, A.: Csökkentette-e az országos minimálbér a béregyenlenségeket az Egyesült Királyságban?

Yang, T. Y.: Bayesi bináris szegmentáló eljárás a minőség jelzésére a sportokban.

Koop, G.: Az eloszlások fejlődésének modellezése: egy alkalmazás a baseball Major Ligára.

Allsopp, P. E. – Clarke, S. R.: A csapatok osztályozása és a kimenetek elemzése egy napos és teszt krikett esetén.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 3–4. SZÁM

A Cocon vizsgálat bemutatása és első eredményei

Bajos, N. – Leridon, H. – Job-Spira, N.: Bevezetés a témába.

Razafindratsima, N. – Kishimba, N.: Kihalás a Coconkohorszban 2000 és 2002 között.

Rossier, C. – Leridon, H.: Pirula és óvszer, helyettesítés vagy társítás? Fiala nők fogamzásgátlási történetének elemzése Franciaországban 1978 és 2000 között.

Bajos, N. et al.: Társadalmi egyenlőtlenségek a fogamzásgátláshoz való hozzáférésekben Franciaországban.

Moreau, C. – Bajos, N. – Bouyer, J.: A nyelvi zavar a felejtésben: az IVG kvantitatív vizsgálatoknál a lakosság körében.

Tabutin, D. – Schoumaker, B.: Afrika demográfiája a déli résztől a Szaharától 1950-től 2000-ig. A változások szintézise és statisztikai mérlege.

Schweizerische Zeitschrift für
**Volkswirtschaft und
Statistik**

A SVÁJCI STATISZTIKAI ÉS KÖZGAZDASÁGI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 3. SZÁM

Knight, M. D.: A pénzügyi rendszer és a globális felendülés: mi van előttünk?

Kugler, P. – Weder, B.: Nemzetközi portfólió holdinokok és svájci frank vagyongjegyek.

Eichenberger, R. – Rossi, S.: A központi bank deregulációja: egy nemzetközi piac a jó pénzügyi politikához.

Isakov, D. – Sonney, F.: Igazuk van a gyakorlóknak?

Jordan, T. J. – Kugler, P.: A svájci monetáris politika megvalósítása.

Neyer, U. – Wiemers, J.: A heterogén bankszektor hatása az Interbank piaci rátára az euró régióban.

2004. ÉVI 4. SZÁM

Dietrich, D.: A fejlődő gazdaságokba irányuló külföldi működő tőke befektetés finanszírozása és az üzleti ciklus fluktuációk nemzetközi terjedése.

Dietz, M. D. – Kreuzschmitt, C.: Társasági jövedelemadó-reform Svájcban.

Jörin, R. – Lengwiler, Y.: Tanulások a pénzpiacokból.

Kellermann, K.: Az egyenértékű adózás határai a rendszer versenyben.

Lips, M. – Rieder, P.: A WTO dohai ülésének lehetséges hatása a svájci mezőgazdaságra.

**Slovenská
štatistika
a demografia**
STATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY

A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 2. SZÁM

Cár, M.: Strukturális mutatók rendszere, mint egy fontos eszköz a lisszaboni stratégia megvalósításának értékelésére.

Kozubik, A.: Általánosított Poisson-eloszlás mint a biztosítási események számának modellje a gépjármű biztosításban.

Holy, D. – Chrappa, I. – Mattová, A.: A cseh és szlovák bérek összehasonlítása.

Katina, S. – Almasiová, I. – Kellerová, E.: Válogatott kérdések az ismételt mérések statisztikai elemzéséről elektrokardiológiai alkalmazások esetén.

Glaser-Opitzová, H.: Ingázók munkába járása Szlovákiában.

Patajová, A.: A szlovák elnökjelöltek választási preferenciáinak alakulása a választások első fordulójá előtt.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 10. SZÁM

Állati termékek kínálati mérlege, 2003.
2003/2004-es vadstatistika.
Vizgazdálkodási termelés, 2003.
2001-es telepi összeírás: fő eredmények.
2002-es vállalati szerkezeti felvétel.
Új koncepciók a pénzügyi közbenső szolgáltatások kezeléséhez.

2004. ÉVI 11. SZÁM

Foglalkoztatás és munkanélküliség körzetek szerint 2004. július végén.

Vasúti teherszállítás 2003-ban.
Az osztrák nemzeti számlák felülvizsgálata 2004-ben.
Külkereskedelem 2004. januártól júniusig: előzetes eredmények.

Az osztrák külkereskedelmi statisztika elemzése a vállalati szerkezeti felvétellel összevetve 2001-ben.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 9. SZÁM

Gokhberg, L. M. – Kuznetsova, I. A.: Az innovációs tevékenység statisztikai kutatásának elemzése és kitérésai az orosz gazdaságban.

Sagieva, G. S.: A statisztikai adatok megfigyelésének és elemzésének módszertani szempontjai technológiai transzfer esetén.

Ulianov, I. S.: A tökenyerességi mutató használata a társaságok piaci és könyvelési becsléseinek összehasonlítására.

Sablina, E. A.: Az államkötvénypiac statisztikai elemzése az Orosz Föderációban.

Gokhberg, L. M. – Kovaleva, N. V.: Az oktatás-gazdaság figyelése: célok, feladatok és megvalósítás.

Savitskaya, E. V.: A felsőfokú szakmai képzés értéke és a hozzáférési lehetőségek Oroszországban.

Tikhomirova, N. V.: Mutatórendszer az oktatás minőségére.

Golubtsov, A. N. – Smolina, M. A.: A tudományos személyzet oktatása a nyizsnij-novgorodi régióban 2003-ban.

Bozhko, V. P. – Luppov, A. V. – Priakhina, E. V.: Programozási és módszertani támogatás az üzleti szereplőkre vonatkozó reprezentatív felvételnél.

Sychev, E. B.: Az orosz-orsz 2002-es népszámlálás anyagai elsődleges feldolgozásának megszervezése.

Panasiuk, M. V. – Pudovik, E. M. – Zaimullina, S. F.: Térinformációs technológia felhasználása a statisztikai adatok elemzéséhez.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi és gazdasági mutatói 1999-től 2004-ig.

Varias, I. Yu. – Glisin, F. F.: Az üzleti trendek kutatásainak pártatlansága Oroszországban.

Yuzbashev, M. M.: Hogyan számítsuk a „kétárfolyamos rubel arányindexet”?

Antokhonova, I. V.: A bruttó regionális termék összehasonlító elemzése a Burját Köztársaságban.

2004. ÉVI 10. SZÁM

Masakova, I. D.: Modern gyakorlat a nem megfigyelt gazdaság mérésére és a mérés problémái az országos osztályozás modernizálásának feltétele mellett.

Savochkina, E. A.: Az ipari kibocsátás teljes volumenének meghatározása a rejtett és informális gazdaság becsülésének figyelembe vételével.

Vlasenko, N. A.: Az orosz gyakorlat a nem megfigyelt gazdaság mérésére az építőipari és beruházási tevékenységben.

Kuzmincheva, L. B.: A rejtett és informális tevékenység statisztikai becslése az orosz kereskedelemben.

Ediev, D. M.: A valós népességi korstruktúra összehasonlításáról.

Chudinovskikh, O. S.: A migráció nyilvántartásának kritikus állapota Oroszországban.

Sivel'kin, V. A. – Spitsyn, A. I.: Az illegális vándorlók becsülésének regionális problémái Oroszország határterületein.

Torgovkina, T. A. – Batozhergalova, I. I.: Reprezentatív háztartási felvételek végrehajtása Sakha Köztársaságban (Jakutföld) a különböző társadalmi kérdések vizsgálatához.

Antokhonova, I. V.: Módszertani megközelítések a háztartások vásárlási viselkedésének elemzéséhez a régióban.

Zherebin, V. M. – Alekseeva, O. A. – Ermakova, O. A.: A lakosság magángazdaságai: állapot és kilátások.

Vorobiev, A. N.: Létezik a gazdaságstatisztika?
Yuzbashev, M. M. – Mikhailova, T. M.: A statisztikában és az ökonometriában alkalmazott helyes terminológiáról.

Minashkin, V. G.: A „Részvénypiac statisztikája” c. tanfolyam struktúrája és tartalma.

Tamashevich, V. N.: Az alkalmazott kutatások alakulása a statisztikában Fehéroroszországban.

Frenkel', A. A.: Előrejelzés az orosz gazdaság alakulására 2004-re és 2005-re.

Kuznetsov, S. G. – Mukhina, I. I.: Gazdasági növekedés és ágazati strukturális változások a foglalkoztatásban.

Kotliarevskaya, T. I. – Vorobieva, N. V. – Bystrov, S. I.: Pályázat a tudományos és módszertani munkákra 2004-ben.

Pachenova, M. A.: A területi statisztikai testületek vezetőinek regionális tanácsulása a volgai körzetben.

Darenskikh, Yu. A. – Kolotova, N. S.: A cseljabinszki regionális statisztikai bizottság tudományos és módszertani tanácsa.

Aichepsheva, R. P.: A jogi személyek és egyéni vállalkozók állami nyilvántartására vonatkozó új rendeletről származó átmeneti csúcsterhelés problémái.

2003. ÉVI. 11. SZÁM

Korolev, M. A. – Ivanov, Yu. N. – Karaseva, V. L.: A FÁK országainak tapasztalatai a nem megfigyelt gazdaság mérésében.

Zinovskiy, V. I.: A nem megfigyelt gazdaság mérésének problémái Fehéroroszországban.

Nikiforov, O. N. – Fedorova, I. M. – Nemanova, N. M.: A nem megfigyelt gazdaság elemeinek elszámolási kérdései a bruttó regionális termék számításánál.

Skvoznikov, V. Ya.: A nem megfigyelt gazdaság mérésének gyakorlata és néhány sajátossága a Komi Köztársaságban.

Vasiliev, V. A.: Ármékgazdaság és kalinyingrádi problémák.

Gaslikova, I. R.: Az információtechnológia statisztikájának fejlődése.

Burov, V. V. – Chetverikov, V. M.: A gazdasági konjunktúramutatók összeállítása helyettesített indexekkel.

Lapo, V. F.: Jönnének-e befektetők a régiókba: ökonometriai alapú elemzés.

Gerasenko, V. P.: Többdimenziós elemzési módszerek a regionális különbségek vizsgálatára.

Fursov, V. A. – Chudilin, A. G. – Khanunov, A. I.: Összehasonlítást célzó becslések megvalósítása a városok ipari fejlődésének előrejelzésére kis mennyiségű adat felhasználásával.

Zbarskaya, I. A.: A változások fő trendjei az orosz társadalom demográfiai és szociális struktúrájában: az orosz-országi 2002-es népszámlálás eredményei.

Bekhozhayeva, A. K.: A demográfiai változások regionális tendenciái Kazahsztánban 1990 és 2002 között.

Zavadskaya, M. V.: Kamcsatka statisztikája: a megalakulás és a fejlődés története.

Bespalov, N. G. – Dmitriev, A. L.: Szentpétervár statisztikájának története: a statisztikai bizottság megalakulásának évfordulója.

Volkov, A. G.: Az Orosz Tudományos Akadémia demográfiai szekciójának 40 éve.

Teliatnikov, N. B.: A mezőgazdasági próbaösszeírás néhány eredménye a szaratovi régióban.

Loginovskiy, O. V. – Darenskikh, Yu. A.: Az elnöki és kormányzati automatizált információs rendszer fejlesztése a cseljabinszki régióban.

Ageenko, A. A. – Kayukova, G. Yu.: A oroszországi 2002-es népszámlálás az omszki régió területén.

statistika
EKONOMICKO - STATISTICKÝ ČASOPIS

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 5. SZÁM

Fellegi, I. P.: A hivatalos statisztika hitelességének kezelése.

Andél, M. et al.: A statisztikai hiba becslésére szolgáló módszerek áttekintése reprezentatív felvételek esetén. 1. rész.

Grim, J. – Hora, J. – Pudil, P.: A népszámlálási eredmények interaktív reprodukálása statisztikai modell segítségével az adatok anonimitásának garantált védelme mellett.

Czesany, S.: Az üzleti ciklus alakulása az EU-ban.

Sujanová, M. – Sujan, I.: Kína ambíciói a világgazdaság másik központjává válásához.

Novák, J.: Mik az egészségügyi elszámolások és mit mondanak nekünk?

Krátký, O.: Intrastat – statisztikai rendszer az áruk mozgásának leírására az EU-tagállamok között.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 9. SZÁM

Hartmann, R. – Braakmann, A.: Nemzeti számlák, 2004. első félév.

Schafer, D.: Fizetetlen munka és GDP, 1992 és 2001.

Michel, B.: A többszörös nyilvántartásba vétel ellenőrzésének eredményei a census ellenőrző felvétel keretében.

Kriete-Dadds, S.: A közmunkáltatók alkalmazottjai 2003. június 30-án.

Wagner, I.: A hiányzó árbevételi adatok becslése integrált csoportokra a vállalati regiszterben.

Hauschild, W. – Wallacher, L.: A vállalatok közötti kooperációra vonatkozó ad hoc felvétel.

Pöschl, H.: Nők a mezőgazdaságban.

Zifanun, N. – Schöffel, R. – Egner, U. – Hannappel, H. P.: Új bázisra való áttérés a fogyasztóiár-statisztikában 2000-es bázison.

Bomsdorf, E. – Babel, B.: Modell a termékenység kohorsz-specifikus alakulásának leírására Németországban.

2004. ÉVI. 10. SZÁM

Merz, J. – Vorgrimler, D. – Zwick, M.: A kereset- és jövedelemadó-statisztikák de facto anonimizált mikroadat-állománya, 1998.

Rahm, H. – Zipse, C.: A GENESIS koncepciója és fejlesztése.

Fleck, C.: GENESIS-Online.

Kahle, I. – Timm, U. – Schafer, D.: Internethasználat a háztartásokban.

Blumöhr, T. – Schubert, C.: Ökológiai művelés, 2003.

Reim, U. – Walter, K.: Kombinált szállítás 2003-ban – növekedés minden szektorban.

Möding, P.: Építkezési célú megtakarítások, 2003.

Wingter, C.: Az élethosszig tartó tanulás empirikus lefedettsége.

Leidel, M.: A tanulók mobilitásának statisztikai kezelése.

Pfaff, H.: A hátrányos helyzetű személyek helyzete.

Dittrich, S.: Árbevétel és adózás, 2002.

Rehm, H.: Közpénzügyek 2004. első félévében.