

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

79. ÉVFOLYAM 10–11. SZÁM

2001. OKTÓBER–NOVEMBER

E SZÁM SZERZŐI:

Dr. Fóti János, a KSH ny. fősztályvezető-helyettese; *Dr. Hajdu Ottó* kandidátus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem docense; *Jakobi Ákos*, az Eötvös Loránd Tudományegyetem tanársegéde; *Dr. Nemes Nagy József*, az Eötvös Loránd Tudományegyetem tanszékcsoport-vezető egyetemi tanára; *Németh Nándor*, az Eötvös Loránd Tudományegyetem PhD-hallgatója; *Révész Tamás*, a Gazdasági Minisztérium fősztályvezető-helyettese; *Szivós Péter*, a TÁRKI programvezető kutatója; *Tóth István György*, a TÁRKI vezérigazgatója.

*

Hajnal Béla kandidátus, a KSH Szabolcs-Szatmár-Bereg Megyei Igazgatóság igazgatója; *Izsó Tamás*, a KSH fogalmazója; *Marton Ádám* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Waffenschmidt Jánosné*, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatóság főigazgatója.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás
3339 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2001
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

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

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

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

TARTALOM

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

A turizmus költségátas-elemzése SAM-moddellel. – <i>Révész Tamás</i> ..	825
A jövedelmi szegénység: trend és profil 2000-ben. – <i>Szivós Péter – Tóth István György</i>	848
A jövedelemegyenlőtlenségek térségi és településszerkezeti összetevői. – <i>Nemes Nagy József – Jakobi Ákos – Németh Nándor</i>	862

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

Összefüggések a lineáris regressziós modellben. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i> ..	885
--	-----

SZEMLE

A Statisztikatörténeti Szakosztály XXXVIII. vándorülése Szegeden. – <i>Dr. Fóti János</i>	899
---	-----

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Szervezeti hírek – Közlemények	903
--------------------------------------	-----

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Montgomery, D. C.: Az ipari statisztikus lehetőségei és kihívásai. (<i>Izsó Tamás</i>)	905
Kokosi, M.: Alternatív súlyozású fogyasztói árindexek. (<i>Marton Ádám</i>)	907
Vandamme, F.: Munkaerő-mobilitás az Európai Unióban. (<i>Hajnal Béla</i>)	908
Huber, P. – Palme, G.: Kelet- és Közép-Európa régióinak eltérő fejlettsége. (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	911

Fürnrohr, M. – Rimmelpacher, B.: A regiszterekre épülő népszámlálás előkészületei Németországban. (<i>Waffenschmidt Jánosné</i>)	914
Külföldi folyóiratszemle	916
Bibliográfia.....	922

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

A TURIZMUS KÖLTSÉGHATÁS-ELEMZÉSE SAM-MODELLEL*

RÉVÉSZ TAMÁS

A Társadalmi Elszámolási Mátrixon (SAM) alapuló kiadási szerkezeteket gyakran használják különféle exogén, vagy kiinduló kiadások tovaryűrűző hatásának, körforgásának becslésére. A cikk e módszert a beutazó turisták kiadásainak elemzésére alkalmazza. Ehhez a SAM megfelelő ágazati és rétegbontásban történő meghatározására volt szükség, aminek során a szerző a nemrég megjelent 1998. évi Ágazati Kapcsolatok Mérlegét, a háztartás-statisztikát és számos egyéb adatforrást használt fel. Ez a sok tekintetben újszerű feladat a statisztikai szakértők részéről sok segítséget és nagy erőfeszítést igényelt, különösen a különböző adatok konzisztenssé tétele. A cikk bemutatja az elkészült adatbázisnak az adott elemzés szempontjából legfontosabb részeit, és érzékelteti a sokrétű felhasználási lehetőségeit.

A szokásos SAM-multiplikátor modell konkretizálásánál a szerző figyelembe vette a turizmus, a magyar gazdaság és a magyar statisztikai adatok jellegzetességeit. A beutazó turisták prognosztizált többletköltései hatásainak kiszámítása mellett a cikk számos viszonyszámot is bemutat. A számítások azt mutatják, hogy egységnyi turistaköltésnek az átlagosnál nagyobb a termelést, beruházást, állami bevételeket, munkajövedelmeket és foglalkoztatást erősítő hatása. A konferenciaturizmus hatásai még ennél is kedvezőbbnek mutatkoznak. A hatékonyság számításához, és megbízhatóbb következtetések levonásához azonban több alapadatra és megfelelően továbbfinomított modellre van szükség.

TÁRGYSZÓ: Turizmus. Költségátás-elemzés. SAM-modell.

A világon és különösen hazánkban több éve töretlenül tartó fellendülés a gazdaság egyes területeit nem egyöntetűen érinti. A többletkeresletek egy része a piaci szereplők autonóm döntései révén keletkezik (például turizmus), de újabban az állam is számos fontos – jelentős részben a recesszió idején meglehetősen elhanyagolt – területen jelenik meg mint a keresletet növelő tényező. Gyakran az állami beavatkozás éppen valamilyen strukturális aránytalanság kiküszöbölését igyekszik előmozdítani. Ehhez viszont szükség van egy elemzési eszközre, amely képes a kereslet növekedésének a beszállítókra és az erőforrások tulajdonosainak jövedelmére gyakorolt hatásokat ágazati, vállalatméret és tulajdonforma szerinti vagy akár regionális, réteg- és egyéb bontásokban bemutatni. E tanulmányban egy matematikailag egyszerű modell ilyen célú alkalmazási lehetőségeit ki-

* Tekintettel arra, hogy a tanulmányban szereplő táblák nagy méreteik miatt nyomtatásban nehezen áttekinthetők, a teljes táblaanyag a tanulmány megjelenésével egy időben felkerül a *Statisztikai Szemle* honlapjára (www.ksh.hu/statszml), ahol megtekinthető és ahonnan letölthető.

vánom bemutatni, amelyik az 1980-as években terjedt el a nemzetközi gyakorlatban (lásd például *Pyatt–Round*; 1985), de amelynek hazai alkalmazására (feltehetően a gazdasági átalakulással is összefüggésben) eddig meglehetősen kevés esetben került sor. Ilyen alkalmazásról – amelyben szerzőként jómagam is részt vettem – számol be az *S. I. Cohen* (1993) által szerkesztett mű, a turizmust illetően pedig *Horváth* (1999) értekezése vagy az e tanulmány előzményéül szolgáló, a *Turizmus Bulletin*ben rövidített formában megjelent tanulmányom (*Révész*; 2000).

A tanulmány a címében jelzett modell vázlatos ismertetése után a módszernek a turizmusra való alkalmazását mutatja be. Ezen belül a konferenciaturizmus hatásait külön is számszerűsíti, többek között a differenciált kezelésmód fontosságának alátámasztására.

A turizmussal kapcsolatos vizsgálatok kiterjedhetnek a beutazó turisták költségeinek, a hazai háztartások belföldi turistaköltségeinek, az állam turisztikai célú (infrastrukturális) beruházásainak, valamint az állam turisztikai célú támogatásainak hatásaira. E tanulmányban csak a beutazó turizmus elemzésével foglalkozom, a többi kérdés elemzése bonyolultabb módszert és több információt (átfutási idők, eredménymutatók, viselkedési reakciók stb.) igényel.

A jelen számításokban alkalmazott *költséghatás-elemzés* a közvetlen és a közvetett hatásokat méri, legalábbis addig, ameddig bizonyos jövedelmek és kiadások között megfelelő arányosság feltételezhető. Kiszámítottam a szakirodalomban alkalmazott különféle multiplikatorkat, valamint költségvetési visszatérülési és importvonzat-mutatókat. A számításokat a tényleges tovaggyűrűzések és a réteghatások bemutatása végett 10 társadalmi–gazdasági rétegre bontva végeztem. Az állami infrastrukturális programok (Széchenyi-terv stb.) jelentős beruházási igényére való tekintettel a beruházási folyamatokat is ágazati részletezettségben számítottam.

AZ ALKALMAZOTT MODELL

Az ágazatközi közvetlen és közvetett hatások bemutatásának képessége, az egyszerűség, átláthatóság, rekonstruálhatóság (transzportabilitás), összehasonlíthatóság és gyors kivitelezhetőség követelményének, valamint a rendelkezésre álló szoftverek és megoldó algoritmusok, az adatigény, a nemzetközi szakirodalmi ajánlások és hazai előzmények figyelembevételével az ún. társadalmi elszámolási mátrix (*Social Accounting Matrix – SAM*) modell alkalmazása mellett döntöttem.

A SAM-modell közbülső helyet foglal el az alkalmazott többszektoros makrogazdasági modellezés másik két szóba jöhető eszköze, az ágazati kapcsolati mérleg (ÁKM) modell és a számszerűsített általános egyensúlyi (*Computable General Equilibrium – CGE*) modell között. A SAM-modell e viszonyát is megvilágítóan részletesen tárgyalja *Zalai E.* (2000). Esetünkben az ÁKM-modell nem bizonyult kielégítőnek, mivel még a zártság fokának növelése mellett is csak meglehetősen korlátozottan képes figyelembe venni a jövedelmi hatásokat. Az elsősorban ár-, adó- és általában a jövedelemelosztási szabályok megváltozása hatásának vizsgálatára alkalmas általános egyensúlyi modell pedig jelen elemzésünk számára meglehetősen felesleges lenne, a modelltípus által kínált többlet elemzési lehetőségek közül csak keveset tudnánk kihasználni, miközben számolnunk kellene az egyensúlyi modellezés közismert nehézségeivel (viszonylagos bonyolult-

ság, vitatható viselkedési függvények, széles körű adatigény, a makroökonómiai lezárásra, valamint az erőforrások állományára és mobilitására vonatkozó hipotézisek ingathatósága stb.).

A társadalmi elszámolási mátrix olyan azonos számú sort és oszlopot tartalmazó tábla, amelynek egy-egy sora mutatja az adott gazdasági szereplő, illetve kategória (összefoglaló néven: számlák) jövedelmeit (forrását), oszlopai pedig az adott szereplő (kategória) kiadásait (felhasználását). Természetesen a forrás és a felhasználás megjelölés attól függően felcserélendő, hogy a jövedelmek áramlásáról vagy az ezzel ellentétes irányú termékáramlásokról beszélünk.

A SAM-számlák szokásos elnevezései a közgazdaságtan logikáját, illetve a nemzetközi statisztikai gyakorlatot követik, de a konkrét elemzési terület és cél, valamint az adatok függvényében a számlák tartalma és elrendezése rugalmasan változtatható.

Az 1. tábla 25 (részben szak-) ágazatos bontásban tartalmazza a modellszámításokban használt ágazatok tartalmát. A 2. tábla pedig aggregált formában mutatja az általunk alkalmazott konkrét elrendezést 1998. évi (részben becsült) adatokkal, azok forrásának és az egyes cellák tartalmának leírásával kiegészítve. Emellett a háztartások esetében tíz rétegre való bontást is alkalmaztunk, amely rétegek a következők:

- aktív, községi, gyermek nélküli – AR0
- aktív, községi, gyermekes, átlag alatti jövedelem – ARCL
- aktív, községi, gyermekes, átlag feletti jövedelem – ARCH
- aktív, városi, gyermek nélküli – AU0
- aktív, városi, gyermekes, átlag alatti jövedelem – AUCL
- aktív, városi, gyermekes, átlag feletti jövedelem – AUCH
- inaktív, községi, átlag alatti jövedelem – IRL
- inaktív, községi, átlag feletti jövedelem – IRH
- inaktív, városi, átlag alatti jövedelem – IUL
- inaktív, városi, átlag feletti jövedelem – IUH

1. tábla

A modellszámításokban használt ágazati és rétegbontások tartalma

sor-száma	Az új ágazat		Eredeti sorszám	Összetevő szakágazatok TEÁOR-kódja és megnevezése	Bruttó termelés	Import
	neve	rövidítése			millió forint	
1	Élelmiszer-gazdaság	ELELMI	5	01 Mezőgazdaság, vadgazdálkodás	1 166 227	67 553
			7	05 Halászat, halgazdálkodás	6 552	251
			12	15 Élelmiszer, ital gyártása	1 419 715	165 726
			13	16 Dohánytermék gyártása	46 564	1 369
2	Ruházati ipar	RUHAZ	14	17 Textília gyártása	137 781	106 239
			15	18 Ruházati termék; szörmekikészítés, -konfekcionálás	154 815	34 997
			16	19 Bőr- és bőrtermék; táskafélék, szíjzat, lábbeli gyártása	59 265	42 435
3	Egyéb könnyűipar	FAPABU	17	20 Ffeldolgozás, fonottáru gyártása	124 066	44 477
			18	21 Papír, papírtermék gyártása	149 380	133 345
			19	22 Kiadói, nyomdai tevékenység, egyéb sokszorosítás	213 382	45 363
			33	36 Bútorgyártás; egyéb feldolgozóipari termék gyártása	112 785	72 746
			34	37 Nyersanyag visszanyerése hulladékból	11 343	685

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

sor- száma	Az új ágazat		Eredeti sorszám	Összetevő szakágazatok TEÁOR-kódja és megnevezése	Bruttó	Import
	neve	rövidítése			termelés	millió forint
4	Kőolaj-feldolgozás	KOOFEL	20	23 Kokszyártás, kőolaj-feldolgozás, nukleáris fűtőanyag gyártása	338 656	57 603
5	Egyéb vegyipar	VEGYI	4	Vegyi alapanyag (241 a 24-ből)	255 782	196 605
			21	24 Vegyi anyag, termék gyártása	306 440	352 478
			22	25 Gumi-, műanyagtermék gyártása	270 622	163 391
6	Alapanyagipar	ANYAG	6	02 Erdőgazdálkodás	55 469	4 594
			10	12+13 Urán- és fém tartalmú ércek bányászata	6 744	16 120
			11	14 Egyéb bányászat	24 676	11 980
			23	26 Egyéb nemfém ásványi termék gyártása	239 469	90 382
			24	27 Fém alapanyag gyártása	351 018	255 919
			25	28 Fémfeldolgozási termék gyártása	343 282	166 319
7	Kőolaj-, földgáztermelés	KFOLDG	2	Kőolaj-, földgáztermelés (MOL-ban)	99 230	0
			9	11 Kőolaj-, földgáztermelés, -szolgáltatás (Rotary, Szolnoki Kkv)	22 109	271 662
8	Gépipar	GEPIPA	26	29 Gép, berendezés gyártása	367 040	614 548
			27	30 Iroda-, számítógépgyártás	487 321	305 325
			28	31 Máshova nem sorolt villamos gép, készülék gyártása	349 314	245 503
			29	32 Híradás-technikai termék, készülék gyártása	412 123	442 877
			30	33 Műszergyártás	98 813	102 625
			31	34 Közúti jármű gyártása	1 027 631	660 428
			32	35 Egyéb jármű gyártása	46 143	19 302
9	Egyéb energiaipar	VIGAHO	1	Integrált szénbányák (40-ből)	37 700	0
			3	Gázelosztás (40-ből)	243 451	0
			8	10 Szénbányászat, tüzelőanyag előállítás	12 330	18 902
			35	40 Villamosenergia-, gáz-, gőz-, melegvízellátás	546 807	18 698
10	Vízgazdálkodás	VIZTER	36	41 Víztermelés, -kezelés és -elosztás	96 606	0
11	Építőipar	EPITES	37	45 Építőipar	1 047 052	2 603
12	Kereskedelem	KERESK	38	50 Jármű-, üzemanyag-kereskedelem	274 970	0
			39	51 Nagykereskedelem	1 016 644	105 149
			40	52 Kiskereskedelem	868 987	6 791
13	Vendéglátás	VENDEG	41	55 Szálláshely-szolgáltatás, vendéglátás	318 084	
14	Szárazföldi szállítás	UTSZAL	42	60 Szárazföldi, csővezetékes szállítás	655 855	43 671
15	Egyéb szállítás	VILESZ	43	61 Vízi szállítás	9 576	0
			44	62 Légi szállítás	76 283	53 376
16	Szállítást kiegészítő	SZKIEG	45	63 Szállítást kiegészítő tevékenység, utazásszervezés	278 442	63 386
17	Posta, távközlés	TAVKOZ	46	64 Posta, távközlés	496 228	8 255
18	Pénzügyi tevékenység	BANKBI	47	65 Pénzügyi tevékenység (biztosítás nélkül)	418 474	56 529
			48	66 Biztosítás (kivéve: kötelező társadalombiztosítás)	119 798	8 199
			49	67 Pénzügyi kiegészítő tevékenység	57 039	0
19	Ingatlanügyletek	INGATL	50	70 Ingatlanügyletek	890 147	22 883
20	Gazdasági szolgáltatás	GASZOL	51	71 Kölesőzés	51 503	22 883
			52	72 Számítástechnikai tevékenység	164 977	20 575
			53	73 Kutatás, fejlesztés	61 166	0
			54	74 Gazdasági tevékenységet segítő szolgáltatás	916 094	98 037
21	Közigazgatás	KOZIGA	55	75 Közigazgatás, védelem; kötelező társadalombiztosítás	895 413	12 690
22	Oktatás	OKTATA	56	80 Oktatás	538 572	0
23	Egészségügy	EGESZS	57	85 Egészségügyi, szociális ellátás	616 442	0
24	Köztisztasági szolgáltatás	TISZTA	58	90 Szennyvíz-, hulladékkezelés, köztisztasági szolgáltatás	77 425	0
25	Egyéb szolgáltatás	ESZOLG	59	91 Érdekvédelmi tevékenység	96 766	0
			60	92 Szórakoztatás, kultúra, sport	333 365	10 539
			61	93 Egyéb szolgáltatás	138 413	0
				<i>Összesen</i>	<i>20 058 360</i>	<i>5 266 015</i>

A 2. tábla 1. sora a termékek és szolgáltatások összforrásának (import+hazai forrás) felhasználónkénti elosztását mutatja: az 1. sor 1. oszlopbeli adatai a folyó termelőfelhasználást, a 20. oszlopbeli a kormányzati fogyasztást, a 19. oszlopbeli a hagyományos (cég-) exportot, a 18. oszlopbeli pedig a beutazó turisták hivatalosan kimutatott (és általam a hazai fogyasztásból levont) kiadásainak (idegenforgalmi bevétel) összegét tartalmazza, kisebb termékadóteleknek később, az adatbázis tárgyalásakor részletezett leválasztásával. Hasonlóan az 1. oszlop mutatja a források összetevődését az import és a hazai termelés értékéből, ahol ez utóbbi közvetlen termelési költségekre és jövedelmekre bontva is megjelenik.

Az egyes kategóriák e mátrixban való elrendezésének fő szempontja, hogy minden abban az oszlopban szerepeljen, amivel arányosnak tekinthető. Ezt természetesen nem lehet minden esetben feltételezni, illetve teljesíteni. A követelmény teljesítéséhez néhány további, ún. átvezető számlát is definiálni kellett volna, ami azonban az áttekinthetőséget és a számítástechnikai kezelhetőséget nehezítette volna. Az emiatt esetleg jelentkező, bizonyos (nem túl jelentős) torzításokat a torzítások ismert irányának figyelembevételével a számítási eredmények értékelésénél kell figyelembe venni. Fontos, hogy az egyes számlák főösszegét úgy definiáljuk, hogy az megfelelő vetítési alap lehessen a kiadások szerkezetének meghatározásában. Például mivel a magas infláció miatt a kamatjövedelem nagy része csak fel nem vett kamatjövívírás, inflációs kompenzáció, ezért azt nem a bevételi oldalon, hanem negatív értékkel a kiadási oldalon szerepeltettem. Így a kiadási oldalon negatív értékkel szereplő kamatjövívírást az általa okozott ellentétes előjelű, azaz pozitív pénzügyi pozícióváltozással összeadva zérus adódik, tehát ez a többi kiadás arányát valóban nem érinti. Hasonlóan kezeltem a pénzügyi pozíciót érintő egyéb átértékelési hatásokat is, csak ezeket az egyéb transzferek között számoltam el. Így a pénzügyi pozícióváltozást a kamatokkal és átértékelésekkel összevonva lényegében a folyó (vagy „tranzakciós”) pénzügyi megtakarítások kategóriája állítható elő.

A SAM-modell lényegében abból áll, hogy endogén és exogén számlákat megkülönböztetve az exogén kiadások változásának az endogén számlákra gyakorolt hatását számítja. Az endogén számlák azok, amelyeknek a bevétele a modellben kiadást idéz elő, azaz azon szereplők és kategóriák, amelyeknél a bevételek (források) elköltésére (felosztására) viszonylag automatikusan és előrelátható szerkezetben került sor. A bérek elköltése például nagyjából előrelátható szerkezetben történik. Az import azonban nem vált ki automatikusan exportot, sem az állami bevételek állami kiadásokat. Ezért a külföld és az államháztartás kiadásait a nemzetközi gyakorlatnak megfelelően exogénnek tekintettem. Noha ez utóbbin belül felmerül az igény bizonyos visszaforgatási mechanizmusokra (például a nyugdíjjárulék nyugdíjfizetésre való fordítására), az ezekről való döntést e gyakran éppen döntés-előkészítő céllal használt modell típus nem ábrázolja. Természetesen a számított eredmények függvényében célszerűnek látszó állami kiadási változásokat átvezethetjük a kormányzati kiadások oszlopán, és így ezzel módosított számításokat is végezhetünk. Ez azonban nem tartozik jelen vizsgálataink körébe.

Az endogén számlák tehát a termékek és szolgáltatások számlái (a kereslet ráfordításokat, illetve importot idéz elő), a háztartások számlái (a munkajövedelmeket és az ún. vegyes jövedelmet a rétegek a rájuk jellemző kiadási szerkezetben elköltik) és a felhalmozási számlák (a készletfelhalmozás gyűjtőszámlája, valamint az egyes ágazatok beruházási számlái az egyes gazdasági szereplőknek az adott jellegű felhalmozásra fordított összegeit az ágazatra jellemző szerkezetben beruházási javakra, illetve készletfelhalmozásra költik).

2. tábla

Az 1998. évi aggregált társadalmi elszámolási mátrix milliárd forintban
(a színezés itt és a továbbiakban azon jövelemelemeket jelöli, amelyek elköltését a modellben nyomon követi)

Sor- szám	Számla	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.	16.	17.	18.	19.	20.	21.
		számla																				
1	Ágazatok	11 319,8	4 128,4	2286,8	368,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	675,5	4 703,9	2 305,1	25 788,1
2	Háztartás	4 366,8	0,0	0,0	0,0	492,4	0,0	0,0	1958,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	6 817,6
3	Beruházási ágak	1 590,4	317,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	495,5	2 403,6
4	Készlet	354,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	14,8	369,0
5	Háztartások nettó működési eredménye	492,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	492,4
6	Kamat	-87,6	-318,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	619,2	212,9
7	Hitel	-942,0	939,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-745,2	-747,5
8	Egyéb tranzakció	1 015,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-539,4	1 482,8	1 958,5
9	Pótvám	-11,9	15,5	0,4	-3,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,9	0,0
10	Állami működési eredmény	447,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	447,8
11	Bérráruk	1 190,9	211,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1 402,6
12	Termelési adó	129,4	43,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	173,4
13	Üzemenyagadó	333,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	333,7
14	Jövedelemadó	193,1	656,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	849,7
15	Áfa	0,0	676,4	116,4	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	54,7	0,0	9,0	860,0
16	Turistaimport	0,0	146,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	146,2
17	Vám	130,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	130,6
18	Turistaexport	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	730,2	0,0	730,2
19	Külföld főszámla	5 266,0	0,0	0,0	0,0	0,0	212,9	-747,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	146,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4 877,7
20	Állam főszámla	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	447,8	1 402,6	173,4	333,7	849,7	860,0	0,0	130,6	0,0	-17,1	0,0	4 180,7
21	Összesen	25 788,3	6 817,6	2403,5	369,0	492,4	212,9	-747,5	1 958,4	0,0	447,8	1 402,6	173,4	333,7	849,7	860,0	146,2	130,6	730,2	4 877,7	4 180,7	51 427,2
22	Termelés	20 058,5																				20 058,5
23	Összes transzfer	913,9	636,5	0,4	-3,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-539,4	1 355,8	2 364,1
24	Összadó	1 977,2	1 588,7	116,4	3,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	54,7	0,0	9,4	3 750,0

A cellák tartalma (sorszám, oszlopszám):

- (1,1) – folyó termék felhasználás egységes áron (üzemenyagadóval, importtal, termékcsoporton belül egységes váموkkal)
(1,2) – háztartások fogyasztása turistaimport nélkül egységes áron (áfa nélkül, de üzemenyagadóval)
(1,3) – ágazatok (lakás, állami is) állóeszközfelhalmozási kiadása egységes áron (áfa nélkül)
(1,4) – készletfelhalmozás termékcsoportonként egységes áron
(1,18) – turisztikai bevétel fogyasztási része egységes áron (áfa leválasztásával)
(1,19) – export egységes áron (exporttámogatásokkal)
(1,20) – államháztartás (non-profit) fogyasztási kiadásai (közfogyasztás+természeti társadalmi juttatás)
(1,21) – források összesen (turistaimport nélkül) egységes áron (termelés+import+vámok+üzemenyagadó)
(2,1) – bruttó munkajövedelmek+ a háztartások vegyes jövedelmének termelő beruházáson felüli része
(2,5) – a vegyes (ingatlan) jövedelem elosztása háztartási rétegek között
(2,8) – háztartások egyéb transzferjövedelme (főleg pénzbeni társadalmi juttatások)
(3,1) – vállalatok és háztartások termelőberuházási saját kiadásai (összesenből felhalmozási juttatások levonásával)
(3,2) – lakossági lakásberuházási kiadások

- (3,20) – államháztartás állóeszközfelhalmozási kiadásai (felhalmozási juttatásokkal)
(4,1) – készletfelhalmozás felhalmozó ágazonként (háztartásoké is, ami transzferként kezelendő)
(4,20) – államháztartás készletfelhalmozási kiadásai
(5,1) – háztartási szektor működési eredménye (ingatlan)
(6,1) – ágazatok nettó kamatfizetése (ezen belül bankrendszer negatív összeg)
(6,2) – háztartások által fizetendő (negatív számmal kapott) nettó kamatjövedelem (nemzeti számlából)
(6,20) – államháztartás nettó kamatfizetése
(7,1) – ágazatok nettó pénzügyi pozícióváltozása („hitelnyújtása”, a részesedések átértékelődése nélkül)
(7,2) – háztartások nettó pénzügyi pozícióváltozása („hitelnyújtása”, a részesedések átértékelődése nélkül)
(7,20) – államháztartás nettó pénzügyi pozícióváltozása („hitelnyújtása”, a részesedések átértékelődése nélkül)
(8,1) – ágazatok egyéb nettó transzferkiadásai (osztalék, biztosítás, az átértékelések kivételével stb.)
(8,19),(8,20) külföld és államháztartás egyéb nettó transzferkiadásai (statisztikai eltéréssel, reziduumbként)
(9,1) – ágazatok anyagfelhasználása tényleges vámjának eltérése az egységes mértéktől

(9,2) – háztartások fogyasztási kiadásai tényleges vámjának eltérése az egységes mértéktől
(9,3), (9,4) – felhalmozások tényleges vámjának eltérése az egységes mértéktől
(9,20) – államháztartás fogyasztási kiadásai tényleges vámjának eltérése az egységes mértéktől
(10,1) – államháztartás működési eredménye (zömmel amortizáció, de például repülőtéri illetékek is)
(11,1) – munkaadói tb és munkanélküliségi járulékok
(11,2) – munkavállalók tb és munkanélküliségi járulékai (magánnyugdíj- és imputált járulékok nélkül)
(12,1) – egyéb termelési adók és a támogatások egyenlege, koncessziós díjak, vissza nem térített termelőfelhasználási áfa
(13,1) – üzemanyagok adója (befizetőjeként a kőolaj-feldolgozás ágazat szerepeltetve)
(14,1) – ágazatok jövedelemadója és osztalékadója
(14,2) – személyi jövedelemadó rétegenként
(15,2) – háztartások fogyasztásán belüldi áfa és egyéb fogyasztási adó (kávé, szesz, stb.)
(15,3) – állóeszköz-felhalmozás nettó belüldi termékadója
(15,18) – turisták regisztrált költségének közvetlen termékadó-tartalma (turisztikai hozzájárulást is beleértve)

(16,2) – háztartások regisztrált idegenforgalmi kiadásai rétegenként
(17,1) – vám és egyéb importadók és illetékek termékcsoportonként (magánimporton kimutatott 1 milliárd nélkül)
(18,19) – az idegenforgalmi bevételek átvezetése a külföld számlájáról
(19,1) – import termékcsoportos bontásban, árfolyamértéken (turistaimport nélkül)
(19,6) – a külföld nettó kamatbevétele
(19,7) – az ország külső nettó pénzügyi pozícióváltozása (részeseések átértékelése nélkül)
(19,16) – a turistaimport átvezetése a külföld bevételi számlájára
(20,10) – (10,1)
(20,11),...(20,15) – a különféle adók átvezetése az állam bevételi számlájára
(20,17) – a vámbevételek átvezetése az állam bevételi számlájára
(20,19) – exportadók a támogatásokkal csökkentve
(21,...) – kiadások összesen (meg kell egyeznie az azonos számla sorösszegével)
(22,1) – bruttó termelési érték ágazatonként (felosztása az 1-12. és 14. sorokban)

Megjegyzés. A pótló és fejlesztő beruházások, valamint az egyéb transzferekből lakásberuházáshoz kapcsolódó állami juttatások különválasztandók; a készletfelhalmozási mátrix állítandó elő, a termelési adókból a béradók (szakképzési járulék stb.) a bérjárulékokhoz sorolandók át; a kiegészítő adatok (állóeszköz, amortizáció, létszám, környezetszennyezés stb.) utólag kapcsolhatók a számított termelésekhez (nem forrásokhoz!); a termékcsoportos importhányadok helyett felhasználónként is differenciált importkoefficiensek is alkalmazhatók (Importmátrix előállítás 1998-ra).

Az adatokat az alábbi forrásmunkákra támaszkodva állítottam össze: Ágazati Kapcsolatok Mérése 1998; Nemzeti Számlák 1996–1998; APEH TÁSA gyorsjelentés; MNB éves jelentések; Költségvetési zárszámadások; Statisztikai Évkönyv; Iparstatisztikai Évkönyv; Fogyasztásstatisztika; Háztartás-statisztika 1998; Energiagazdálkodási Statisztikai Évkönyv; MOL éves beszámoló; Az állóeszköz-felhalmozás 1995–1998; A nemzetgazdaság fizetési mérlege... és egyéb MNB-kiadvány és internet-információk; egyéb statisztikai adattáblák; GfK Hungária felmérés a beutazó turizmusról 1998-ra; a World Trade & Tourism Concil 2000-ben készített Turizmus szatellit számla c. tanulmánya.

A modellben újraelköltségre nem kerülő, a körforgásból kieső (a szakirodalomban elszivárgónak, illetve elfolyónak hívott) jövedelmek tehát az adókból, az importból és a vegyes tartalmú (és ezért nehezen követhető) különféle transzferekből állnak. Minden, a körforgásba kívülről bekerülő jövedelem előbb vagy utóbb e tételek valamelyikében jelenik meg, természetesen közben különféle egyéb gazdasági hatásokat (termelés, foglalkoztatás, lakossági jövedelmek, beruházás, erőforrás-lekötés stb.) okozva.

Matematikailag az eljárás röviden a következő. Jelöljük \mathbf{y} vektorral az exogén számláknak az endogén számlák felé való kiadásait (amelynek i -edik eleme tehát az i -edik endogén számla felé történő összes exogén fizetést mutatja), \mathbf{x} vektorral az egyes endogén számlák kiadási-bevételi főösszegeit, \mathbf{S} mátrixszal pedig az endogén számlák kiadási struktúráinak endogén számlákat tartalmazó sorait. Ekkor az endogén számlák

$$\mathbf{x} = \mathbf{S} \cdot \mathbf{x} + \mathbf{y}$$

képlettel felírható bevételi mérlegazonosságából az implicit \mathbf{x} vektort kifejezve az

$$\mathbf{x} = (\mathbf{E} - \mathbf{S})^{-1} \cdot \mathbf{y}$$

képlettel számítható az exogén kiadások és fogyasztási szerkezetek függvényében az endogén számlák szintje (a képletben a -1 kitevő a mátrix invertálására utal, \mathbf{E} pedig az ún. egységmátrix, azaz főátlójában egyeseket, többi elemében zérusokat tartalmazó mátrix).

Az endogén számlák szintjének ismeretében most már természetesen meghatározhatók azok kiadásai is az exogén számlák felé. Ezt az alábbi képlet fejezi ki:

$$\mathbf{z} = \mathbf{R} \cdot \mathbf{x},$$

ahol \mathbf{R} az a mátrix, amelynek j -edik sorának k -edik eleme megmutatja a k -edik endogén számla fajlagos kiadását (igényét) a j -edik exogén számla felé, \mathbf{z} pedig az exogén számlák számított bevétele az endogén számláktól. E képlettel számolhatunk erőforrásigényeket és természeti hatásokat is, csak akkor az \mathbf{R} mátrixot a megfelelő fajlagos igényekkel (hatásokkal) mint toldaléksorokkal ki kell egészíteni.

Ha közvetlenül csak egy-egy endogén számlát érintő és egységnyi exogén kiadások hatásait számítjuk ki (azaz \mathbf{y} helyébe valamelyik egységvektort helyettesítjük), akkor a különféle multiplikátorokat kapjuk meg. A multiplikátorokat elsőrendűen aszerint osztályozzák, hogy melyik kategóriára (számlára) vonatkozó hatásokat mutatnak. Eszerint beszélhetünk termelési, foglalkoztatási, jövedelmi, beruházási stb. multiplikátorokról. Attól függően, hogy az adott kategória endogén vagy exogén számlának felel meg a modellben (avagy kiegészítő sorként, mint például a foglalkoztatás) a szóban forgó multiplikátor az $(\mathbf{E} - \mathbf{S})^{-1}$ vagy az \mathbf{R} mátrix megfelelő sorából olvasható le. (A multiplikátorok részletesebb osztályozása és magyarázata található például Horváth (1999) tanulmányában.) A további szükséges magyarázó megjegyzéseket a számítási eredmények értékelésénél tesszük meg.

Mint a módszerből is látjuk, technikailag is az a célszerű, ha a SAM-modell szerkesztésekor a modellben az endogén számlákat vesszük előre.

Természetesen amennyiben az elemzések a kiinduló állapothoz képesti többletkiadások hatására vonatkoznak, akkor a többletkiadási (marginális) szerkezetekkel kell számolni. Jelen számításban azonban nem vállalkoztunk hipotetikus marginális szerkezetek

becslésére, így az ismertető számítások a megfigyelt időszak átlagos szerkezetei alapján készültek. Természetesen konkrét terület (például szállodaberuházás) elemzésekor az adott területről és a gazdasági szereplők marginális viselkedéséről rendelkezésre álló konkrét adatok (például termékek jövedelemrugalmasságai, kapacitáskihasználtsági szintek) függvényében az előbbi képletekkel növekményi hatások is számíthatók.

Érdeemes hangsúlyozni, hogy a szélesebb körben ismert (ÁKM-moddellel végezhető) tartalomszámításokkal szemben a SAM-moddell nemcsak az erőforrások technológiai „pótlási” igényeit (illetve ÁKM-ármodell esetében az erőforrások endogén – indexált – áralakulását) képes számítani, hanem az ettől eltérő és általánosabb körű, a jövedelmek elköltéséből eredő igényeket is.

A számítási eredmények értékelése előtt rá szeretnénk mutatni a jelen modellnek azokra a számos esetben újszerű, másfél évtizedes, a témában végzett kutatói–oktatói tapasztalataimon alapuló vonásaira, amelyek eltérnek a hazai ÁKM-moddellezésben alkalmazott szokványos gyakorlattól, és amelyeket az eredmények esetleges összehasonlítása során figyelembe kell venni. E kérdéskörök teljes körű kifejtése nem fér e tanulmányba. Így csak részleges értelmező megjegyzésekre szorítkozhatunk.

1. *Az importnak a hasonló hazai termékkel való összekapcsolása (A-típusú ÁKM).* A KSH az ÁKM-eihez mellékeli az ún. import mátrixot is, pontosabban az alaptáblában csak a hazai termékek áramlását tünteti fel. Ennek alapján az elemzők többsége az ún. B-típusú modellel számol, ami nemcsak termékcsoportonként, hanem felhasználónként is eltérő importarányokkal számol (például *Matolcsy–Sebestyén*; 1999). Sok (ún. homogén) termék esetében azonban az import elosztása az egyes felhasználók között teljesen esetleges. Természetesen semmi technológiai–közgazdasági jelentősége nincs, hogy éppen ki kapott importot és ki hazai terméket (például földgázt), a jövőben lehetne éppen fordítva is. Ezért a számításokban csak az importnak az összes forráson belüli arányát rögzítjük (a hazai termelési korlátokat, illetve forrásdiverzifikációs stb. szempontokat is figyelembe véve), ami a nemzetközi gyakorlatban használt A-típusú ÁKM-moddellek (pontosabban annak a forrásokra vetített fajlagosokkal módosított változatának) felel meg. (Egyes termékek esetében az ÁKM összeállítói is a teljes importot építik be egyidejűleg a hasonló hazai ágazat önfogyasztásába és termelési értékébe.) Ettől függetlenül fontos lenne az import viselkedésére vonatkozó alternatív hipotézisek következményeinek összehasonlítása, ez azonban külön tanulmányt igényelne.

2. *Az egyes háztartási rétegek eltérő fogyasztási struktúrájának és megtakarítási hányadának figyelembevétele.* A 10 rétegre való bontáskor megkülönböztettük az aktív és az inaktív rétegeket. Így a többlettermelés okozta többlet-bérfizetések elköltését az aktív rétegek kiadási szerkezetével követhetjük nyomon, ami lényegesen megnöveli a számított hatások valóságosságát. Ezen túlmenően azt is figyelembe vesszük (a szokásos elemzésekkel szemben), hogy a többletjövedelmet nem teljesen fogyasztják el, hanem részben meg is takarítják a háztartások. Így érdekes összevetést lehet tenni a háztartások számított többletmegtakarításai és az ágazatok számított többletberuházásához szükséges számított többlethiteligények között.

3. *A modell szokásosnál nagyobb zártsága, a felhalmozási indukált hatások figyelembevétele a beruházási mátrix alkalmazásával.* A modellben figyelembe vesszük, hogy az ágazatok és a lakosság jövedelmük egy részét felhalmozásra fordítják, mégpedig az adott beruházó szervezetre jellemző építés–gép–egyéb termékösszetételben. Így attól függően, hogy a jövedelem a feldolgozóiparban vagy a szolgáltatásoknál jelentkezik, a beruházások építőipart vagy gépipart élénkítő (gépimportkiadásokat növelő) hatását reálisan lehet felmérni. Itt említeném meg, hogy – mint látható – az indukált beruházási hatásokat nem technológiai értelemben mint az amortizáció pótlásához technológiailag szükséges beruházásokat, hanem mint jövedelmi folyamatot, a pótlási szintnél több vagy kevesebb keletkező beruházási forrás (beleértve a külföldi működőtőke visszaforgatott jövedelmét is) felhasználását definiáljuk. Ennek egyik oka, hogy a statisztika nem mutat valós amortizációt, amiből a pótlási igény számítható lenne, másfelől pedig az átalakuló és gyors technológiaváltásban élő gazdaságban a pótlás különösen nehezen értelmezhető.

4. *A statisztikában fel nem osztott pénzintézeti szolgáltatásnak önfogyasztásként való kezelése.* A statisztikában a „képzett szektor” (termelő-) felhasználásaként elszámolt, fel nem osztott pénzintézeti szolgáltatásnak önfogyasztásként való elszámolása közvetve a már felosztott résszel arányosan terheli a felhasználókra a sta-

tisztikában fel nem osztott összeget. Bár ez is vitatható, – az SNA folyamatban levő átdolgozásának egyik kitűzött feladata éppen a helyes megoldás megtalálása –, de azt hiszem még mindig jobb, mint a bruttó termelések arányában való elosztás (Horváth; 1999) vagy végső felhasználásként való hagyás.

5. *A turistaimport (rétegspecifikus) ábrázolása.* A turistaimportot gyakran figyelmen kívül hagyják, főleg mivel termékösszetételére nincs hivatalos statisztikai adat. Elvi problémát jelent az is, hogy a külföldi kiadások közvetlenül a hasonló termékre való hazai kiadásokkal (azok árával) versenyeznek, vagy a döntés magasabb szinten (csomagban) történik a nyaralásról, illetve annak belföldi vagy külföldi eltöltéséről hozott döntés eredményeként. Modellünk megközelítése inkább az utóbbi esetnek felel meg, a háztartások külföldi fogyasztását az összjövedelem rögzített arányával számítva.

6. *A szokásosnál mélyebb ipari (szak-) ágazati bontás.* A mélyebb bontás lehetővé teszi, hogy például a turiszták vegyipari cikkek iránti keresletén belül megkülönböztethessük a gyógyszer- (gyógyturizmus) és a benzinkiadásokat, amelyeknek igencsak eltérő tovagyrűző hatásai (import-, adótartalom stb.) vannak. A realisabb iparági hatások számításához és energetikai–természeti hatások reális elemzéséhez is szükséges a bányászat, kohászat és vegyipar felbontása, bár ez kétségtelenül hálattalan nehéz adatbeszerzési és adatfeldolgozási feladatokkal jár, amelyeknek még összefoglaló ismertetése is csak külön tanulmányban oldható meg.

7. *Az 1998. évi nagy ÁKM felhasználása.* A KSH 2001. februárban tette közzé az 1998. évi ÁKM-et. Jelen tanulmány valószínűleg az első az ezt (különösen nemzeti számlákkal és a háztartás-statisztikával integráltan) felhasználó szakirodalmi publikációk körül. Az ÁKM nemzetközi viszonylatban is kiemelkedően friss adatbázist jelent, és a nemzetközi összehasonlító vizsgálatokban is megfelelő kiindulási alap lehet. Sőt megkockáztatható, hogy egy későbbi évre vonatkozó hasonló adatbázist is meglehetősen megbízhatóan lehet becsülni ennek és a szóban forgó későbbi évről néhány kulcsadata (mint peremfeltétel) alapján (például a *Robinson* (2001) cikkben is felhasznált módszerrel).

8. *A jövedelemelosztás (adók stb.) szokásosnál nagyobb részletettségére és valósághoz húbb, az ágazatoknál való elszámolása.* A költségvetési kiadások és azok megtérülésének elemzése megköveteli a hozzáadott érték szokásosnál nagyobb (a KSH által ágazati bontásban csak a „működési eredményig” levezetett) bontását, figyelembe véve a kamatokat, osztalékokat, nyereségadókat, felhalmozási juttatásokat, valamint hiteleket (mint átmeneti transzfereket) is. Nem mindegy, hogy az elvonás járulékfórmát ölt (aminek visszaforgatására nagy nyomás van), vámként realizálódik (egyre kisebb mértékben, illetve az EU-csatlakozáskor teljesen eltűnve), avagy a kormányzat szabadon felhasználható forrásként keletkezik. Ezen túlmenően kívánatos lenne a jövőben az idegenforgalommal kapcsolatos specifikus adókat és támogatásokat (helyi adók, repülőtéri illeték, útlevelelleték, magánimport váma, turisztikai hozzájárulás, idegenforgalmi célú adókedvezmények stb.) egyidejűleg, de elkülönítve megjeleníteni, erre azonban az időkorlátok és az adatproblémák (például a turizmusra jellemző sok egyéni vállalkozó, akiktől kevés adat áll rendelkezésre) miatt nem volt mód.

9. *Az egységes ár bevezetésével és egyes tételek (főleg a transzferek) speciális elrendezésével a valóságos hatások szokásosnál pontosabb feltárása.* A termelési hatások pontosabb megismerése érdekében szükséges az ún. árhomogenitás biztosítása, azaz, hogy az ágazatok soraiban azonos adatok mögött azonos mennyiség álljon. Ezért a csak egyes felhasználókra (lakosság, turiszták, beruházások) érvényesített termékadókat leválasztva, az importot viszont a normál vámokkal megnövelve a belföldi termelői árhoz közelálló ún. egységes árral számoltam az ágazatok sorait. A transzfereknél a kamatok és a pénzügyi megtakarítások kezelését már említettük, de itt említendő a háztartások külföldi kiadásainak és vegyes jövedelmének, a rétegek közötti körülmények felosztása is.

10. *Új mutatószámok bevezetése (beruházási aránymultiplikátor, belső hatások, halmozások kiszűrése stb.).* A beruházási aránymultiplikátor egyfelől ritkán, másfelől eltérő értelemben (lásd a 3. ponthoz fűzött megjegyzéseket) található meg a szakirodalomban. A modell szokásosnál nagyobb zártsága felveti a halmozódások problémáját a jövedelmi hatásokban, azaz azt, hogy adott jövedelem hatását egyszer keletkezésekor, másszor pedig újraelköltesésekor is beszámítsuk. A kiszűrésre elvileg két lehetőség van: vagy a kezdeti fázisban vagy a következő fázisban vesszük figyelembe. Az általam alkalmazott konkrét megoldásokat a számszerű eredmények ismertetésénél mutatom be. Számszerűsítünk önmagára való hatásokat is, ami az ÁKM-elemzésben „közvetlen” értelmezésnek felel meg. Eszerint önmagára való hatásnak azt nevezzük, ami az indukált hatásokból abban a számlában jelentkezik, amelyikből a folyamat kiindult. Egy külföldi turista által kifizetett szállásdíj önmagára való (az 5. tábla végén a C és D sorban „belső”-nek rövidített) hatásának tehát azt nevezzük, amit ez a forgalomba kerülő jövedelem összesen okoz magában a szálláshely-szolgáltatás ágazatban, beleértve a más ágazatok és a háztartás által jelentkező közvetett szálláshely-szolgáltatás igényt is. Megjegyzem, hogy *Stone* (lásd *Pyatt-Round*; 1985) csoporton belüli, csoportközi és csoporton kívüli hatásokat (intragroup, intergroup, extragroup) definiál, de szerintem ezek – legalábbis magyar fordításban – semmivel sem magától értetődőbb elnevezések, mint az „önmagára való hatás” elnevezés.

A MODELL ADATAI ÉS AZ EREDMÉNYEK

A modellhez szükséges, az általános egyensúlyi modellünkhöz is felhasznált 1998. évi többszektoros adatbázis összeállítása két éve kezdődött el (*Révész*; 1999), és azóta legalább háromszor átdolgozásra került az újabb statisztikai adatok megjelenése, a modellalkalmazásokból eredő visszajelzések és a becslési módszerek fejlődése következtében. Ennek ellenére a jelenlegi adatbázis előállítását az 1998. évi ÁKM megjelenése után még csaknem négyhónapi intenzív munkát igényelt. E folyamatról (a részleges kudarcok tekintetében is) igen tanulságos tanulmányokat lehetne írni, de jelen írásban ezzel kapcsolatban csak néhány főbb megállapításra szorítkozunk.¹

Az adatok feldolgozása mindenekelőtt az egyes adatforrások összeillesztését igényelte. Köztudott, hogy a különféle intézményektől (PM, MNB, KSH, APEH) származó adatállományok milyen nehezen illeszthetők össze, és még egyazon intézmény által kiadott publikációk is olyan, legalábbis látszólag ellentmondó adatokat tartalmaztak, amelyeket az egyes kiadványok összeállítói sem tudtak megmagyarázni. Például a KSH (igaz, jórészt APEH-adatokon alapuló) „A vállalatok pénzügyi adatai 1995–1998” c. nagyon hasznos kiadványában összességében véve is akkora nettó reáleszköz- és sajáttőkenövekedés mutatkozik, amit sem az állóeszköz-felhalmozási adatokból, sem a visszaforgatott nyereség és részvénykibocsátási (működőtőke-bevonási) oldalról messze nem lehet alátámasztani. Ezen belül különösen az ingatlanszolgáltatás és a vízgazdálkodás nettó tárgyeszköz-növekedése látszik megmagyarázhatatlannak, amit a vállalati eszköz-forrás mérleg első esetben saját tőke növekedéssel, másik esetben nettó tartozásnövekedéssel „magyaráz”. Eddig minden kísérletem meghiúsult az adatok megnyugtató összeegyeztetésére, akár a cégvagyon átértékelését (ami viszont megjelent volna a nyereségben), akár nagymértékű telekvásárlást (önkormányzattól, hogy a vállalati szektor egészének többlete is eltűnjön), akár a számviteli törvény szerint esetenként az eredménykimutatáson át nem vezetendő, közvetlenül tőketartalékba helyezendő felhalmozási juttatásokat próbáltam az eltérés okaként feltételezni. Főleg e körülmény és az átértékelések nagy részének a két érintett félnél nem szimmetrikus módon történő megjelenése miatt a pénzügyi vagyónváltozások egyensúlya csak egyes szektorok kimutatott nettó pénzügyi vagyónának korrekciója révén volt biztosítható. E korrekciók esetében igyekeztem a maximális gondossággal eljárni, a háztartásoknál az év végéig ki nem fizetett munkabér-járandóságokat, az állami adó- és járulékkintlevőségek változását, a bankrendszerben aszimmetrikusan megjelenő eszköz-céltartalék állományváltozásokat, a vállalatoknál pedig a biztosítóknál elszámolt díjtartalék-változásokat is figyelembe véve. A cégtulajdonok esetében azonban nemcsak az adathiány és az aszimmetrikus elszámolások, hanem a követendő értékelési elvek tisztázatlansága miatt se számoltam egyelőre átértékelődési hatásokkal. Így a részeselek változásának csak a tranzakciók, a részeselek vétele, illetve eladása – még viszonylag megbízhatóan számszerűsíthető - egyenlegét tekintettem.

¹ A munkához az írásos anyagokon túlmenően felbecsülhetetlen segítséget kaptam elsősorban a KSH munkatársaitól, de az MNB, az ECOSTAT, a Kopint-Datorg és a PM szakértőitől is. Különösen hasznos módszertani segítséget nyújtott *Forgon Mária*, *Hüttl Antónia*, *Szőkéné Boros Zsuzsanna*, *Dénes Ferenc*, *Gábrriel Katalin*, *Imre József*, *Emri Istvánné*, *Kelemen László*, *Fiáth Andrea*, *Bruckner Józsefné*, *Huszár Gábor* és *P. Kiss Gábor*, akiknek ezért ezúton is köszönetemet szeretném kifejezni. *Takács Tibornak* és *Nagyné Pozsgai Máriának* főleg a háztartás-statisztika feldolgozásában való segítségükért tartozom köszönettel. (Az egyéb információkért a nevek felsorolása nélkül mondom köszönetet.) A felhasznált fontosabb írásos forrásokat a 2. táblánál sorolom fel.

Az így kapott teljes pénzügyi vagyónváltozásnak az évközi folyamatokból (bevételek és kiadások egyenlegéből) le nem vezethető részét az egyéb transzferek között számoltam el. Ennek a lényegében csak a (végleges és ideiglenes) transzferek blokkján belüli felosztási bizonytalanságnak azonban a modell működésére, a termelési, az adó- és az importvonzatok meghatározására nincs hatása, csak amennyiben a számított transzferfolyamatokat is be akarjuk vonni az értékelésbe, akkor kell szem előtt tartani.

A folyamatokra vonatkozó adatoknál az ÁKM-et vettem alapul (a nemzeti számlák adataihoz képesti későbbi, és dezaggregált mérlegekkel jobban alátámasztott, továbbá az egységesség és az ÁKM-adatok korrekciójának nehezekebb – mivel sor- és oszlopegyensúlyt egyaránt biztosítani kell – volta miatt), az ettől eltérő adatokat az ÁKM-beli értékekhez igazítottam. Az ÁKM-ben aggregált módon formailag szereplő, valójában ott lényegtelen idegenforgalmi adatok esetében azonban az MNB által átdolgozott (jóval nagyobb idegenforgalmi bevételt mutató) fizetési mérleg adatait használtam. A korrekciókból eredő eltérések – százalékosan az aggregált szektorokra nézve nem túl jelentős – egyenlegét egyéb transzferként számoltam el. Az ÁKM által már nem tartalmazott hozzáadottérték-felosztás tekintetében a nemzeti számla kiadványt használtam (bár ez – tudomásom szerint – még korábbi TEÁOR szerinti ágazati besorolást tartalmaz, ami azonban csak egyes szektoroknál okoz érdemleges problémát) az említett korrekciók miatt a vállalati működési eredményt maradványelven határozva meg. A működési eredmény további sorsának rekonstruálásához már lényegében csak a társaságiadó-bevallások adatait használhattam. A külföldi ÁKM-ben és a nemzeti számlákban nem szereplő adatai a nemzetközi fizetési mérlegből származnak. Hasonlóan az államháztartás hiányzó adatait a költségvetési zárszámadások, az APEH, az ÁPV Rt., az Állami Számvevőszék és egyéb forrásokból származó információk alapján határozta meg. Az elemzésben az államháztartás részeként kezeljük a nonprofit szervezeteket is, ami az államháztartás exogén kezelése miatt semmilyen következménnyel nem jár, csak helytakarékosságot jelent.

A fizetési mérlegben található turistaexportot a KSH-nak 1994. évi, valamint a GFK Hungaria cég 1998-as felmérésének adatai, valamint a World Trade & Tourism Council (WTTC) Turizmus Szatellit Számla c. tanulmánya alapján osztottam szét ágazatokra. A konferenciaturizmusnak közvetlen formában meg nem jelenő kiadási strukturáját a meglévő adatok további transzformációjával és szakértők véleményén is alapuló becslésekkel tudtam számszerűsíteni.

A kiutazó turisták költségeinek szerkezetét szakértői becsléssel, illetve a háztartás-statisztika alapján állapítottam meg. Ebben természetesen nagyfokú a bizonytalanság, de ez a jelen számítások szempontjából elhanyagolható jelentőségű.

A háztartás-statisztika fogyasztási kategóriáinak rétegek szerint bontott, az össznépeségre felszorozott adatait a KSH 1998. évi fogyasztás-statisztikai adatai, valamint egy korábban kidolgozott fogyasztás-transzformációs mátrix alapján osztottam szét ágazatokra. A háztartások munkajövedelmének ágazati eredet szerinti felosztását egyelőre a fő kereső ágazati hovatartozása alapján az ECOSTAT munkatársai készítették. Az ebből a leegyszerűsített hozzárendelésből eredő, a rétegek szintjén valószínűleg jelentős részben kiegyenlítő torzulások kiküszöbölésére a jövőben meg kívánom vizsgálni, hogy lehetséges-e a munkajövedelmek személyenkénti besorolása, és hogy ez megbízhatóbb-e, mint az eddigi módszer. Végül a háztartás-statisztika bevételi és kiadási adatait egy külön erre a célra kifejlesztett nemlineáris programozási feladatmegoldó programmal a makrostatisztikai pe-

remadatokhoz illeszttem. Az eljárás az *S. Robinson* (2001) dolgozatában általánosan tárgyalt entrópia-módszerek csoportjába tartozik. Természetesen a háztartás-statisztika e többszereplős, bonyolult és most először elkészült feldolgozása még további ellenőrzésre és fejlesztésre szorul, amiben támaszkodni kívánunk az alkalmazás és publikálás során kapott visszajelzésekre is.

A beruházási mátrix előállításánál a diagonális elemeket (saját kivitelezésű beruházások) az ÁKM beruházási oszlopa, valamint alternatív módon az adóbevallásokban szereplő „aktivált saját teljesítmények értéke” és a saját termelésű készletek állományváltozása figyelembevételével (ezek különbségeként) határoztuk meg. Ez utóbbira az egyes források többé-kevésbé eltérő adatot adtak, ezért gondos mérlegelést igényelt a végső becslés (néhol átlagolással, arányok mérlegelésével vagy a források többsége által mutatott „módusz” elfogadásával). A gépberuházások szakágazati felosztására gyakran az 1991. évi ÁKM (technológiailag meglehetősen stabil) arányai alapján került sor.

Végül érdemes megjegyezni, hogy az esetenként a nemzeti számlák kiadványánál is részletesebb nehézipari szakágazati bontásokhoz az Iparstatisztikai évkönyv adatait, egyes vállalatok (például a MOL) pénzügyi jelentéseit, a társaságiadó-bevallási adatokat, az Energiastatisztikai évkönyv adatait, az 1991. évi ÁKM tábláit és egyéb munkatáblákat használtam fel. Ennek a jelen (pl. környezeti hatásokat sem becsülő) hatásvizsgálat szempontjából azonban nincs nagy jelentősége, inkább az adatbázis jövőbeni felhasználási lehetőségének érzékeltetése végett említettem.

Az elkészült adatbázist aggregált teljes formájában abszolút számokkal a 2. tábla mutatja be, módszertani megjegyzésekkel is ellátva. Terjedelmi korlátok miatt a dezaggregált adatbázisnak csak egyes részeit és csak struktúrájában mutatja be a 3. tábla.

Természetesen, mint említettük, az adatbázis tovább finomítható. Köztudott azonban, hogy a „pontos” adatok délibábja kergetésének nincs értelme, tekintve a feketegazdaság nagy (mintegy 20 százalékos, a turizmusban különösen magas) arányát, amelyről aligha lehet teljes körű adatokhoz jutni.

A számítások a közismert Excel táblázatkezelő programmal készültek, ami lehetővé teszi az elemzés más gépre való telepítését és egyéni továbbfejlesztését. A számítási eredményeket a 4–7. táblák foglalják össze.

Elsőként az ún. *parciális folyó termelési multiplikátorokat* mutatjuk be a turizmus szempontjából fontos néhány ágazatra a 4. táblában. Ezek az 1. oszlop szerinti ágazatok hazai terméke iránti egységnyi megrendeléseknek az egyes ágazatokra gyakorolt hatását mutatják, de csak az ágazatok közötti technológiai kapcsolatokat figyelembe véve. A 13. ágazatként szereplő szálláshely-szolgáltatás és vendéglátás ágazat hazai terméke iránti egységnyi kereslet például a termelési beszállítói kapcsolatok révén összesen 1,79 egység bruttó termelést eredményez, amiből 1,02 a saját részesedése (1 az eredeti megrendelés, 0,02 pedig a visszacsatoló, közvetett kereslet). E vertikumból összesen 0,56 egység munkajövedelem származik.

Fel kell hívnunk a figyelmet, hogy az e táblában bemutatott hatások csak akkor jelentkeznek ilyen mértékben, ha a folyamatot elindító elsődleges megrendelés specifikusan hazai termékekre irányul. Ez különösen állami megrendeléseknél megvalósítható, a beutazó turisták költségénél azonban aligha feltételezhető. Ha például a gyógykezelésre érkezett turista valamilyen gyógyszer vásárol az éppolyan mértékben (sőt valószínűleg nagyobb mértékben) származhat importból, mint amekkora az összforrásokon belüli átlagos importarány.

4. tábla

A folyó (ágazatközi–technológiai) termelési multiplikátorok (néhány turizmusban fontos ágazatra)*

Sorszám	Számla	1.	8.	12.	13.	14.	15.	16.	19.	Termelés/forrás (százalék)
		számla								
1	Élelmiszer-gazdaság	1,58	0,01	0,06	0,14	0,02	0,03	0,02	0,01	90,83
2	Ruházati ipar	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	64,04
3	Egyéb könnyűipar	0,03	0,02	0,03	0,03	0,01	0,02	0,01	0,02	66,96
4	Kőolaj-feldolgozás	0,02	0,01	0,01	0,01	0,06	0,04	0,01	0,01	46,39
5	Egyéb vegyipar	0,06	0,05	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	53,49
6	Alapanyagipar	0,04	0,10	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,04	64,87
7	Kőolaj-, földgáztermelés	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	30,79
8	Gépipar	0,03	1,35	0,04	0,02	0,06	0,07	0,02	0,02	53,23
9	Egyéb energiaipar	0,05	0,03	0,04	0,06	0,05	0,03	0,02	0,02	95,69
10	Vízgazdálkodás	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	100,00
11	Építőipar	0,01	0,01	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	99,75
12	Kereskedelem	0,15	0,06	1,09	0,09	0,11	0,14	0,07	0,06	95,07
13	Vendéglátás	0,00	0,00	0,00	1,02	0,00	0,05	0,00	0,00	100,00
14	Szárazföldi szállítás	0,03	0,03	0,06	0,02	1,03	0,06	0,02	0,01	93,76
15	Egyéb szállítás	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	1,02	0,00	0,00	61,65
16	Szállítást kiegészítő	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,15	1,01	0,00	81,46
17	Posta, távközlés	0,02	0,01	0,04	0,04	0,02	0,04	0,03	0,01	98,36
18	Pénzügyi tevékenység	0,03	0,03	0,04	0,04	0,03	0,06	0,02	0,02	90,19
19	Ingatlanügyletek	0,01	0,01	0,05	0,02	0,02	0,08	0,02	1,02	97,49
20	Gazdasági szolgáltatás	0,08	0,06	0,16	0,11	0,06	0,16	0,11	0,05	89,40
21	Közigazgatás	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	98,60
22	Oktatás	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	100,00
23	Egészségügy	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	100,00
24	Köztisztasági szolgáltatás	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,00	100,00
25	Egyéb szolgáltatás	0,02	0,02	0,04	0,05	0,02	0,04	0,02	0,01	98,18
	<i>Összesen</i>	<i>2,24</i>	<i>1,83</i>	<i>1,77</i>	<i>1,79</i>	<i>1,61</i>	<i>2,07</i>	<i>1,49</i>	<i>1,35</i>	
	Indukált munkajövedelem	0,40	0,12	0,45	0,56	0,41	0,24	0,21	0,14	

* Az oszlop szerinti ágazat terméke iránti egységnyi kereslet hatása a sor szerinti ágazatok termelésére és a háztartások munkajövedelmére.

5. tábla

A teljes multiplikátorok (néhány turizmusban fontos ágazatra)*

Sor- szám	Számla	1.	8.	12.	13.	14.	15.	16.	19.	Import/forrás arány (százalék)
		számla								
1	Élelmiszer-gazdaság	1,613	0,059	0,245	0,326	0,172	0,120	0,105	0,248	8,08
2	Ruházati ipar	0,019	0,008	0,023	0,031	0,019	0,013	0,012	0,024	33,43
3	Egyéb könnyűipar	0,061	0,022	0,064	0,064	0,047	0,037	0,038	0,060	32,51
4	Kőolaj-feldolgozás	0,040	0,011	0,035	0,032	0,076	0,038	0,020	0,032	7,89
5	Egyéb vegyipar	0,088	0,038	0,062	0,055	0,055	0,032	0,032	0,059	45,76
6	Alapanyagipar	0,078	0,072	0,076	0,072	0,068	0,055	0,054	0,094	34,66
7	Kőolaj-, földgáztermelés	0,015	0,005	0,015	0,015	0,018	0,010	0,007	0,013	68,90
8	Gépipar	0,136	0,771	0,173	0,132	0,173	0,113	0,085	0,135	45,64
9	Egyéb energiaipar	0,099	0,034	0,098	0,122	0,104	0,054	0,051	0,100	4,28
10	Vízgazdálkodás	0,011	0,004	0,011	0,016	0,012	0,007	0,008	0,012	0,00
11	Építőipar	0,095	0,037	0,117	0,141	0,134	0,121	0,139	0,139	0,25
12	Kereskedelem	0,270	0,079	1,187	0,246	0,270	0,185	0,151	0,235	4,93
13	Vendéglátás	0,013	0,005	0,017	1,036	0,014	0,036	0,010	0,018	0,00
14	Szárzföldi szállítás	0,064	0,025	0,097	0,063	1,012	0,061	0,040	0,060	6,24
15	Egyéb szállítás	0,005	0,003	0,008	0,007	0,006	0,636	0,004	0,005	38,34
16	Szállítást kiegészítő	0,017	0,009	0,026	0,027	0,033	0,097	0,828	0,015	18,55
17	Posta, távközlés	0,049	0,018	0,073	0,077	0,057	0,050	0,047	0,058	1,64
18	Pénzügyi tevékenység	0,066	0,028	0,084	0,087	0,069	0,069	0,046	0,071	9,81
19	Ingtalanügyletek	0,066	0,026	0,116	0,104	0,085	0,097	0,062	1,085	2,51
20	Gazdasági szolgáltatás	0,134	0,055	0,225	0,177	0,128	0,148	0,153	0,132	10,60
21	Közigazgatás	0,011	0,005	0,013	0,017	0,010	0,011	0,010	0,008	1,40
22	Oktatás	0,013	0,005	0,017	0,016	0,014	0,011	0,010	0,015	0,00
23	Egészségügy	0,019	0,005	0,019	0,022	0,017	0,011	0,011	0,023	0,00
24	Köztisztasági szolgáltatás	0,008	0,002	0,007	0,012	0,009	0,005	0,010	0,008	0,00
25	Egyéb szolgáltatás	0,047	0,018	0,071	0,081	0,046	0,043	0,036	0,053	1,82
1-25.	<i>Összesen (termelési multiplikátorok)</i>	<i>3,037</i>	<i>1,343</i>	<i>2,878</i>	<i>2,977</i>	<i>2,647</i>	<i>2,061</i>	<i>1,968</i>	<i>2,702</i>	
26	Aktív, községi, gyermektelen	0,084	0,020	0,060	0,064	0,072	0,036	0,037	0,086	
27	Aktív, községi, gyermekkel, kisjövedelmű	0,043	0,012	0,045	0,032	0,066	0,020	0,027	0,051	
28	Aktív, községi, gyermekkel, nagyjövedelmű	0,158	0,065	0,223	0,351	0,197	0,149	0,119	0,277	
29	Aktív, városi, gyermektelen	0,111	0,038	0,158	0,135	0,130	0,079	0,076	0,181	
30	Aktív, városi, gyermekkel, kisjövedelmű	0,106	0,040	0,167	0,135	0,138	0,113	0,085	0,152	

31	Aktív, városi, gyermekkel, nagyjövedelmű	0,014	0,002	0,009	0,010	0,009	0,006	0,005	0,037
26-35.	<i>Összes háztartás jövedelme</i>	<i>0,648</i>	<i>0,208</i>	<i>0,767</i>	<i>0,866</i>	<i>0,703</i>	<i>0,464</i>	<i>0,412</i>	<i>1,028</i>
36-60.	<i>Összes beruházás</i>	<i>0,257</i>	<i>0,114</i>	<i>0,288</i>	<i>0,273</i>	<i>0,342</i>	<i>0,252</i>	<i>0,260</i>	<i>0,264</i>
61	Összes készletfelhalmozás	0,055	0,030	0,101	0,039	0,036	0,020	0,014	0,049
62	Háztartási működési eredmény	0,036	0,014	0,064	0,057	0,047	0,054	0,034	0,600
63	Kamat	-0,012	-0,014	-0,036	-0,049	-0,034	-0,036	-0,009	-0,040
64	Hitel	-0,015	-0,021	-0,105	-0,099	-0,026	-0,005	-0,123	-0,380
65	Egyéb transzfer	0,078	0,079	0,170	0,197	0,075	-0,016	0,096	0,510
63-66.	<i>Összes nettó transzfer</i>	<i>0,052</i>	<i>0,044</i>	<i>0,029</i>	<i>0,050</i>	<i>0,015</i>	<i>-0,058</i>	<i>-0,036</i>	<i>0,091</i>
67	Állami működési eredmény	0,017	0,007	0,022	0,031	0,022	0,047	0,337	0,030
68	Bérfjárulék (munkavállalói rész is)	0,161	0,065	0,179	0,214	0,194	0,126	0,115	0,134
69	Termelésiadó-támogatás, benntartó áfa	0,006	0,006	0,019	0,033	0,020	0,013	0,015	0,040
70	Üzemanyagadó (jövedéki, áfa stb.)	0,040	0,011	0,035	0,031	0,075	0,037	0,020	0,031
71	Jövedelemadó (társasági nyereségadó)	0,099	0,034	0,131	0,134	0,108	0,074	0,069	0,130
72	Egyéb termékadó fogyasztáson	0,075	0,025	0,085	0,093	0,082	0,055	0,052	0,115
67-72.	<i>Adók összesen</i>	<i>0,396</i>	<i>0,148</i>	<i>0,472</i>	<i>0,536</i>	<i>0,501</i>	<i>0,352</i>	<i>0,608</i>	<i>0,480</i>
74	Vám (vámkülönbözettel)	0,024	0,016	0,010	0,011	0,009	0,013	0,005	0,010
67-74.	<i>Elvonások összesen</i>	<i>0,420</i>	<i>0,165</i>	<i>0,481</i>	<i>0,546</i>	<i>0,510</i>	<i>0,365</i>	<i>0,613</i>	<i>0,490</i>
76	Import összesen (turistákkal)	0,528	0,792	0,490	0,404	0,476	0,693	0,423	0,419
	Körforgásból kifolyás (63–76)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	Termelési multiplikátor	3,037	1,343	2,878	2,977	2,647	2,061	1,968	2,702
A	Közvetlen jövedelemhatás	0,274	0,144	0,451	0,513	0,488	0,138	0,544	0,735
B	Közvetlen elfolyó belföldi jövedelem	0,043	0,050	0,033	0,086	0,042	-0,045	0,301	0,058
C	Halmazott belső jövedelem	0,487	0,009	0,122	0,184	0,092	0,018	0,063	0,200
D	Halmazatlan belső jövedelem	0,077	0,003	0,009	0,031	0,008	-0,006	0,035	0,163
E	Halmazott teljes jövedelemhatás	1,469	0,575	1,730	1,831	1,653	1,098	1,297	2,523
F	Halmazatlan teljes jövedelemhatás	0,472	0,208	0,510	0,596	0,524	0,307	0,577	0,581
G=E/A	Halmazott jövedelmi aránymultiplikátor	5,36	3,98	3,83	3,57	3,39	7,99	2,39	3,43
H=F/B	Halmazatlan jövedelmi aránymultiplikátor	10,87	4,16	15,63	6,89	12,45	-6,77	1,92	10,01
I	Foglalkoztatási aránymultiplikátor	3,85	1,24	4,55	5,14	4,18	2,76	2,45	6,11
J	Beruházási aránymultiplikátor	5,30	2,35	5,92	5,63	7,04	5,20	5,36	5,44

* Az oszlop szerinti számla egységnyi külső bevételeknek hatása a sor szerinti ágazatok termelésére, az importra, a jövedelmekre és a felhalmozásra, a bérek elköltésének és a felhalmozásnak indukált hatásait is figyelembe véve.

6. tábla

*A súlyozott teljes multiplikátorok és vonzatok
(százalék)*

Sor- szám	Számla	Eredeti megoszlás			Súlyozott multiplikátor			Közvetett hatás		
		Bruttó termelés	Turista- export	Konferencia- turizmus	Bruttó termelés	Turista- export	Konferencia- turizmus	Bruttó termelés	Turista- export	Konferencia- turizmus
1	Élelmiszer-gazdaság	13,16	3,81	1,81	34,34	26,65	25,57	22,39	23,19	23,93
2	Ruházati ipar	1,75	1,58	0,58	3,09	3,32	2,71	1,97	2,30	2,34
3	Egyéb könnyűipar	3,05	0,08	0,08	7,60	5,41	5,62	5,56	5,36	5,57
4	Kőolaj-feldolgozás	1,69	9,73	6,73	3,77	7,82	6,54	2,98	3,30	3,42
5	Egyéb vegyipar	4,15	0,64	0,64	7,92	5,69	5,64	5,69	5,35	5,30
6	Alapanyagipar	5,09	0,71	0,71	11,61	7,63	7,67	8,31	7,17	7,21
7	Kőolaj-, földgáztermelés	0,61	0,00	0,00	1,80	1,80	1,69	1,61	1,80	1,69
8	Gépipar	13,90	6,64	2,64	22,15	17,76	15,17	14,75	14,22	13,76
9	Egyéb energiaipar	4,19	0,10	0,10	12,81	9,24	9,69	8,81	9,14	9,60
10	Vízgazdálkodás	0,48	0,00	0,00	1,42	1,07	1,16	0,94	1,07	1,16
11	Építőipar	5,22	0,43	0,43	14,49	11,56	12,47	9,28	11,13	12,04
12	Kereskedelem	10,77	23,94	18,94	28,87	43,46	39,72	18,63	20,69	21,71
13	Vendéglátás	1,59	22,47	32,47	2,95	24,37	34,76	1,37	1,90	2,29
14	Szárzsföldi szállítás	3,27	6,24	6,24	8,66	12,16	12,29	5,59	6,31	6,44
15	Egyéb szállítás	0,43	1,96	6,96	0,82	1,82	4,99	0,55	0,61	0,70
16	Szállítást kiegészítő	1,39	1,76	1,76	2,85	3,67	4,18	1,72	2,24	2,75
17	Posta, távközlés	2,47	0,17	0,17	7,64	6,02	6,43	5,20	5,85	6,26
18	Pénzügyi tevékenység	2,97	0,21	0,21	10,49	7,13	7,58	7,81	6,94	7,39
19	Ingatlanügyletek	4,44	15,34	15,34	11,32	23,83	24,42	7,00	8,88	9,47
20	Gazdasági szolgáltatás	5,95	4,10	4,10	18,34	18,98	19,67	13,02	15,31	16,01
21	Közigazgatás	4,46	0,00	0,00	5,46	1,12	1,23	1,06	1,12	1,23
22	Oktatás	2,69	0,00	0,00	3,93	1,35	1,42	1,25	1,35	1,42
23	Egészségügy	3,07	0,00	0,00	4,53	1,74	1,83	1,45	1,74	1,83
24	Köztisztasági szolgáltatás	0,39	0,00	0,00	1,06	0,77	0,85	0,67	0,77	0,85
25	Egyéb szolgáltatás	2,83	0,09	0,09	7,47	5,76	6,20	4,69	5,67	6,11
1-25.	<i>Összesen (termelési multiplikátorok)</i>	100,00	100,00	100,00	235,39	250,12	259,49	152,32	163,43	170,45

26	Aktív, községi, gyermektelen				5,96	7,05	7,58			
27	Aktív, községi, gyermekkel, kisjövedelmű				5,20	5,71	5,91			
28	Aktív, községi, gyermekkel, nagyjövedelmű				3,29	3,62	3,62			
29	Aktív, városi, gyermektelen				17,56	22,51	24,72			
30	Aktív, városi, gyermekkel, kisjövedelmű				10,77	12,57	12,98			
31	Aktív, városi, gyermekkel, nagyjövedelmű				11,12	12,60	13,16			
26-35.	<i>Összes háztartás jövedelme</i>				57,85	69,85	73,94			
36-60.	<i>Összes beruházás</i>				23,25	24,88	25,96			
61	Összes készletfelhalmozás				4,23	5,19	4,86			
62	Háztartási vegyes jövedelem				6,26	13,18	13,51			
63	Kamat				-5,11	-3,46	-3,84			
64	Hitel				-2,91	-10,66	-11,15			
65	Egyéb transzfer				12,34	18,85	19,29			
63-65.	<i>Összes nettó transzfer</i>				4,32	4,74	4,30			
67	Állami működési eredmény				3,64	2,85	3,18			
68	Bérijárlék (munkavállalói rész is)				15,28	15,55	16,55			
69	Termelésiadó-támogatás, bennragadó áfa				1,84	2,23	2,46			
70	Üzemanyagadó (jövedéki, áfa stb.)				3,71	7,69	6,44			
71	Jövedelemadó (társasági nyereségadó)				9,23	10,82	11,37			
72	Egyéb termékadó fogyasztáson				6,52	7,78	8,20			
67-72.	<i>Adók összesen</i>				40,21	46,90	48,21			
74	Vám (vámkülönbözettel)				1,28	1,08	1,03			
67-74.	<i>Elvonások összesen</i>				41,48	47,98	49,24			
76	Import összesen (turistákkal)				54,20	47,28	46,46			
	Körforgásból kifolyás (63–76)				100,00	100,00	100,00			

Az 5. tábla közli a (parciális) teljes multiplikátorokat. Ezek az előzőhöz képest két lényeges tekintetben térnek el. Egyfelől a termelési (technológiai) kapcsolatokon túlmenően figyelembe veszik az indukált jövedelmi (háztartások jövedelmének elköltésén és felhalmozási kiadásokon keresztüli) hatásokat is, másfelől pedig nem feltételezik, hogy a kiinduló kereslet csak hazai termékre irányult (bár ez utóbbi értelmű mutató is számítható, ha fel-szorozzuk az egyes oszlopok adatait az összforrások és a hazai források arányával). A jövedelmek elköltésével való kiterjesztésnek köszönhetően értelmezhetővé válnak nemcsak az ágazati megrendeléseken keresztüli hatások, hanem a háztartásoknak, illetve a felhalmozásnak juttatott transzferek tovaggyűrűző hatásai is. A tábla e mutatókat is tartalmazza.

A vendéglátás oszlopa például mutatja, hogy egységnyi szálláshely-szolgáltatás és vendéglátás iránti kereslet (amelynek kielégítése most tényleg csak hazai termelésből történik) a bér- és felhalmozási jövedelmek elköltését is figyelembe véve milyen hatásokkal jár. Mint látjuk, összesen közel 2,98 egység termelést idéz elő (a közvetlen termelési kapcsolatoknak tulajdoníthatóan, a 4. táblában levő 1,79-dal szemben), amiből a saját hozzájárulás 1,04. Emellett 0,87 munkajövedelmet és 0,05 háztartási vegyes jövedelmet eredményez (ezek elköltését is beszámítva), hasonlóképpen 0,27 egység beruházást (a táblában nem részleteztük, de az Excel-file-ban megjelenik, hogy konkrétan melyik ágazatban), valamint 0,04 egység készletfelhalmozást. Az egységnyi eredeti megrendelésnek a körforgásból való kiesése 5 százalékban (0,05 egységben) történik transzferjövdelemekben (amiknek elköltését, mint említettük, nem vesszük automatikusan figyelembe), 55 százalékban állami bevételként (21 százalékban járulékként) és 40 százalékban importként. Ez utóbbi érték meglehetősen alacsony, ami kedvező, mert az átlagosnál kevésbé rontja a fizetési mérleget (sőt ha a megrendelő éppen beutazó turista, akkor jelentős nettó devizahozamot biztosít).

A tábla alsó soraiban különféle további mutatókat találhatunk. Az *A* jelű sorban a közvetlen jövedelemhatást tüntettük fel, ami az egységnyi eredeti megrendelés által közvetlenül igényelt 1 egység termékforrás előállításakor képződik (egyezően a 3. táblában található közvetlen fajlagosokkal). Ennek az elfolyó (azaz vissza nem csatoló, kereseteken és felhalmozási jövedelmeken felüli) részéből a belföldön maradó rész (azaz a transzferek és az elvonások összege) található a *B* jelű sorban. A *C* jelű sor mutatja az összes visszacsatoló (termelési kapcsolat és jövedelemelköltés) révén keletkező jövedelmekből az eredeti megrendelést kapó ágazatnak a részesedését. Ha ebből az elköltésre került jövedelmeket levonjuk, akkor a *D* jelű sorban található halmozatlan belső (vagy saját) jövedelemhez jutunk. Ezek az ágazat által fizetett transzferek és adók összegének felelnek meg. Az *E* jelű sor mutatja a teljes jövedelemhatást a munka- és felhalmozási célú jövedelmekkel együtt. Ebből ez utóbbi két tételt (valamint a szintén visszacsatoló, tehát halmozódást okozó háztartási működési eredményt) levonva, az *F* jelű sorban szereplő halmozatlan teljes jövedelemhatást, azaz belföldi elfolyás értékét kapjuk (ami a 76. sorban szereplő importban való kicsapódással együtt éppen kiadja az eredeti 1 egység keresletet). A teljes jövedelemhatásokat a közvetlen jövedelemhatásokkal elosztva kapjuk a jövedelmi aránymultiplikátorokat. Ezeket mind halmozott (*G* jelű sor), mind halmozatlan (*H* jelű sor) értelemben kiszámítjuk a feltüntetett módon. Hasonló módon a jövedelmek egyes elemei teljes és közvetlen mutatóinak egymással való osztásával a kereseti (közelítőleg a foglalkoztatási), illetve a beruházási (közelítőleg a tőke) aránymultiplikátorokat kapjuk. Ezek az *I*, illetve a *J* jelű sorokban találhatók.

7. tábla

A beutazó turisták többletköltségeinek hatása

Ágazat, termékjelleg	Többletköltség			A többletköltség hatása				Egyéb kategória megnevezése	A többletköltség hatása	
	milliárd forint	az 1998. évi százalékában	megoszlás (százalék)	a termelésre (milliárd forint)	az 1998. évi százalékában*	az importra (milliárd forint)	a beruházásra (milliárd forint)		milliárd forint	az 1998. évi százalékában
Élelmiszer-gazdaság	25,71	100,00	3,32	184,78	7,00	16,45	9,88	Háztartási réteg		
Ruházati ipar	10,70	100,00	1,38	22,93	6,52	11,97	1,46	ARO	49,3	8,23
Egyéb könnyűipar	0,54	100,00	0,07	38,13	6,24	18,51	2,60	ARCL	40,1	6,35
Kőolaj-feldolgozás	30,00	100,00	3,87	54,10	15,98	9,20	4,55	ARCH	25,4	8,11
Egyéb vegyipar	4,30	100,00	0,55	39,76	4,77	34,01	5,22	AU0	157,8	9,57
Alapanyagipar	4,80	100,00	0,62	53,81	5,27	28,75	3,77	AUCL	88,2	7,89
Kőolaj-, földgáztermelés	0,00		0,00	12,53	10,32	28,03	4,31	AUCH	89,4	8,97
Gépipar	44,86	100,00	5,79	124,22	4,45	106,50	8,02	IRL	8,4	2,70
Egyéb energiaipar	0,65	100,00	0,08	64,60	7,69	2,89	10,41	IRH	6,1	3,58
Vízgazdálkodás	0,00		0,00	7,51	7,77	0,00	1,49	IUL	11,3	2,35
Építőipar	2,92	100,00	0,38	83,44	7,97	0,21	3,45	IUH	14,4	2,63
Kereskedelem	161,74	100,00	20,86	300,74	13,92	15,58	23,11	Összesen	490,4	7,19
Vendéglátás	151,80	100,00	19,58	165,69	52,09	0,00	8,28	Készletfelhalmozás	35,81	9,71
Szárazföldi szállítás	42,16	100,00	5,44	84,38	12,87	5,62	13,38	Transzferek		
Egyéb szállítás	39,46	298,44	5,09	29,02	33,81	18,05	4,35	Kamat	-24,47	-11,50
Szállítást kiegészítő	27,27	229,90	3,52	40,13	14,41	9,14	6,76	Hitel	-74,03	9,90
Posta, távközlés	1,18	100,00	0,15	42,72	8,61	0,71	14,06	Egyéb transzfer	128,43	6,56
Pénzügyi tevékenység	1,43	100,00	0,18	50,67	8,51	5,51	5,82	Összesen	29,92	2,10
Ingatlanügyletek	103,60	100,00	13,36	164,47	18,48	4,23	35,93	Állami bevételek		
Gazdasági szolgáltatás	27,71	100,00	3,57	134,48	11,27	15,94	10,03	Állami működési eredmény	25,66	5,73
Közigazgatás	0,00		0,00	8,01	0,89	0,11	0,00	Bérjárulék	110,08	7,85
Oktatás	0,00		0,00	9,57	1,78	0,00	0,07	Termelési adó	15,62	9,01
Egészségügy	0,00		0,00	12,20	1,98	0,00	0,09	Üzemanyagadó	53,24	15,96
Köztisztasági szolgáltatás	0,00		0,00	5,53	7,13	0,00	1,10	Jövedelemadó	76,05	8,95
Egyéb szolgáltatás	0,63	100,00	0,08	40,61	7,14	0,75	0,57	Áfa (közvetlen is!)	112,95	13,13
Összes, alapáron	681,44	106,51	87,89	1774,01		332,16**	178,71	Adó összesen	367,93	10,17
Üzemanyagadó	35,72	100,00	4,61					Vám	7,70	5,89
Egyéb adó fogyasztói áron	58,15	106,29	7,50					Összesen	401,29	9,56
Összes, fogyasztói áron	775,32***	106,18	100,00							

* A hatás az ágazatok átlagában a termelésben 8,84, az importban 6,31 százalékos.

** A 11,95 milliárd forintos turistaimporttal együtt 344,11 milliárd forint, amely az egyéb kategóriák transzfereinek 29,92 milliárdos és az állami bevételek 401,29 milliárdos tételével 775,32 milliárd forint körforgásából kiesett („elfolyt”) összeget jelent.

*** 1998. évi árfolyamon 3,62 milliárd dollár.

A 6. tábla az egyes ágazatok multiplikátorainak a tábla bal oldali oszlopaiban található eredeti kiadási szerkezetekkel való súlyozásával a turistaexport, illetve ezen belül a *konferenciaturizmus átlagos multiplikátorait*, illetve fajlagos jövedelem- és importtartalmát mutatja be. Összehasonlításképpen a nemzetközi gyakorlatnak megfelelően az ún. közösségi multiplikátorokat is bemutatjuk, amelyek a bruttó termelésekkel való súlyozással számíthatók (Horváth; 1999).

A beutazó turizmus egységnyi költsége az átlagnál nagyobb termelést (2,50 az átlagos 2,35-hoz képest) és költségvetési bevételt (0,48-ot az átlagos 0,42-hoz képest) idéz elő. Ugyancsak nagyobb a beruházás- és keresetnövelő ereje. 100 egységnyi eredeti megrendelés 70 egység munkajövedelmet eredményez az átlagos 58-cal szemben. Működési eredményből is lényegesen többet idéz elő a háztartások számára. A foglalkoztatási hatás feltehetően lényegében arányos a keresetnövelő hatással.

A konferenciaturizmus mutatói még a turizmus átlagánál is kedvezőbbek. Természetesen a költséghatások önmagukban még nem minősítik a konferenciaturizmus várható hatékonyságát. A hatékonyságot ugyanis nem a beutazó turista egységnyi költségére jutó haszon fejezi ki (hiszen ez nem számunkra költség és nem szűkös erőforrás), hanem az ezt megalapozó turisztikai beruházások és a turisták ezáltal létrejött többletköltségeinek (hasznainak) viszonya. Ez adottságaink megfelelő kihasználásával, a kormányzati támogatások jól koncentrálhatóságával jóval magasabb lehet, mint az átlagos beruházási hatékonyság. Vizsgálataink azonban az erre vonatkozó adatok hiányában e kérdésre egyelőre nem terjedtek ki. Ami itt fontos az az, hogy lássuk, a más elemzések révén hatékonynak minősülő turisztikai (infrastrukturális stb.) beruházások mellett a turisták többletköltségéhez milyen folyamatos beszállítói háttérre van szükség, hogy az esetleg jelentkező szűk keresztmetszeteket minél előbb oldani, illetve kialakulását lehetőség szerint megelőzni tudjuk.

A fajlagos hatásokon túlmenően megkíséreljük bemutatni a turistaexport 2006-ra évi hét milliárd dollárra remélt növekedésének várható költséghatásait is. Ez a kiinduló évi (1998) 3,4 milliárd dollárhoz képest több mint kétszeres kiadási szintet jelent. A növekedést egyelőre az egyes ágazatokra arányosan osztottam szét. A 7. táblában azonban a szállításhoz azért jelenik meg 100 százaléknál nagyobb arányú növekedés, mert a turista-kiadások hagyományos exportban megjelenő összetevőjének a megkétszereződésével is számoltam, de a táblában a vetítési alap csak a belföldi turistaköltés.

A táblából látható, hogy a turisták tárgyalt többletköltsége 1774 milliárd forint többlettermelést, 490 milliárd háztartási (ezen belül 399 Mrd munka-) jövedelem-többletet idéz elő, amelyek a bázishoz képest 8,8 (illetve 7,2) százalékos növekedésnek felelnek meg. Ezen túlmenően a modell 179 milliárd (9,4%) többletberuházási vonzatot becsült. Ez a folyamatos többletköltséget megalapozó szintentartó (pótló) beruházásnak is többé-kevésbé megfeleltethető, amelyből az amortizációs kulcsokkal kiszámítható a létesítés beruházási igénye.

A szóban forgó többletköltség évi 401 milliárd forinttal növeli az állami (adó-) bevételt. Nem mellékes, hogy az adóbevételek 9,5 százalékos növekedésén belül a viszonylag szabadon elköltethető tételek (belföldi termékadók) aránya az átlagosnál jóval nagyobb mértékben nő.

A SAM multiplikátor-elemzési technika magyarországi alkalmazási kísérlete a rendelkezésre álló idő, adatok és személyi feltételek korlátozottsága ellenére megindult, és továbbgondolásra és továbbfejlesztésre érdemes kezdeti eredményeket mutatott fel. Egy részletes adatbázis és új modell készült, amelyet további modellek kontrollszámításai és kiegészítő számításai is támogathatnak. Az eddigi számítások a turizmus költség-hatásainak sok részletét tárták fel, beleértve az eredmény oldalon szereplő különféle mutatókat is. Ezek alapján a beutazó turizmus és különösen a konferenciaturizmus költség-hatásai az átlagosnál jelentősen kedvezőbbnek mutatkoznak.

A jövőben azonban pontosabb, teljesebb körű (erőforrások, természeti hatások stb.), részletesebb (adó-fajták), különösen turisztikai célonként bontott (esetenként konkrét fejlesztési projektekre vonatkozó és így várhatóan karakterisztikusabb réteghatásokat mutató) és szakértők által előrejelzett adatokkal (például a kapacitáskihasználtsági szintek és jövedelemrugalmasságok figyelembevételével is megállapított növekményi kiadási szerkezetekkel) is célszerű hasonló számításokat végezni a turizmus fejlesztésének, középtávú hatásainak és feltételrendszerének teljesebb körű feltárása céljából.

IRODALOM

- COHEN, S. I. (szerk.) (1993): *Patterns of economic restructuring for Eastern Europe*. Avebury, Aldershot.
- HORVÁTH E. (1999): *A nemzetközi aktív turizmus multiplikátor hatásainak becslése input-output modell alkalmazásával*. Gazdaságkutató Intézet, Budapest.
- MATOLCSY GY. – SEBESTYÉN T. (1999a): *Az üdülési piac és csekkék hatáselemzése*. Növekedéskutató Intézet, Budapest.
- MATOLCSY GY. – SEBESTYÉN T. (1999b): *A hazai üdülés hatása*. Növekedéskutató Intézet, Budapest.
- PYATT, G. – ROUND, J. I. (szerk.) (1985): *Social accounting matrices: a basis for planning*. The World Bank, Washington DC.
- RÉVÉSZ T. (1999): *A HUGÉ modell 1998. évi adatbázisának előállítása*. Műhelytanulmány. Gazdasági Minisztérium Gazdaság-elemző Intézet, Budapest, 3/99. sz.
- RÉVÉSZ T. (2000): Költség-hatás elemzés a Turizmus Fejlesztési Programhoz. *Turizmus Bulletin*, 4. évf., 3. sz. 26–28. old.
- ROBINSON, S. (2001): Updating and estimating a social accounting matrix using cross entropy methods. *Economic Systems Research*, 13. évf. 1. sz. 47–64. old.
- ZALAI E. (2000): *Matematikai közgazdaságtan*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.

SUMMARY

Expenditure structures computed from Social Accounting Matrices (SAM) are widely used to estimate the repercussions of various exogenous or initial expenditures. The paper attempts to apply this method for the inbound tourists' expenditures. To accomplish this, the author had to estimate the SAM in an appropriate industry and strata break-down, by using the recently published 1998 Input-Output table, the 1998 Household Budget Survey and many other statistical sources. The paper presents the most relevant parts of the compiled data basis, and highlights the prospects of using this data base for further multisectoral macroeconomic analyses.

The standard SAM-multiplier model was applied in a way, that it can take into account the main and sometimes specific characteristics of the tourism-related economic processes and the present Hungarian economy and statistics. Apart from the estimate of the impacts of a planned growth of the inbound tourists' expenditures, the paper presents various multipliers and other relative indicators for the unit expenditures. The calculations suggest that one unit of tourist expenditure has higher than average impact on production, investment, government revenues, labour income and employment. In the case of the conference tourism, these impacts seem to be even higher. However, the author emphasises, that efficiency can be determined only by taking into account the resource requirements explicitly, and for reliable conclusions more data and appropriately modified model are needed.

A JÖVEDELMI SZEGÉNYSÉG: TREND ÉS PROFIL 2000-BEN

SZIVÓS PÉTER – TÓTH ISTVÁN GYÖRGY

E tanulmány a jövedelemeloszlás főbb jellemzőit, a szegénységi mutatószámok trendjét és a jövedelmi szegénység társadalmi–gazdasági jellegzetességeit foglalja össze. Az elemzés empirikus bázisai a TÁRKI által lebonyolított Magyar Háztartás Panel, illetve 1998-tól az ún. monitor felvételek. A Magyar Háztartás Panel vizsgálatot 1992 és 1997 között, a TÁRKI Háztartás Monitor Vizsgálatot pedig 1998 óta évente végezték el, kismintás, kétezer körüli háztartást és mintegy öt és félezer személyt magában foglaló vizsgálatok során. Ezen felvételek közös elemeként a háztartások nettó jövedelmeit mérték az áprilistól márciusig terjedő 12 hónapos periódusokban.

Az elemzés során a Gini-együtthatót és a Sen-indexet használva mutatják be a szerzők a jövedelmi különbségek összetevőit, mégpedig a szegénység relatív koncepcióját alkalmazva, különböző küszöbértékek felhasználásával.

TÁRGYSZÓ: Jövedelmi szegénység. Mérési módszerek. Szegénységi mérőszámok.

A jövedelmi egyenlőtlenségek növekedése és ennek egyik megjelenéseként a relatív szegénység növekedése a gazdasági átmenet egyik legfontosabb mellékkövetkezménye volt. A jelenséget, illetve egyes elemeit számos empirikus tanulmány elemezte (*Andorka–Spéder; 1996, Galasi; 1998, Kattuman–Redmond; 1997, Spéder; 1998, Förster–Tóth; 1997a, 1997b, Szivós–Tóth; 1998, Jövedelemeloszlás...; 1998, A szegények jellemzői...; 1999*). A témát a *Statisztikai Szemle* is figyelemmel kísérte (lásd például *Havasi et al.; 1998*). Az említettekén kívül nagy számban jelentek meg publikációk, ám a jelen cikk meg sem kísérelti áttekinteni ezeket, hiszen nem ez a célja.

JÖVEDELEMSZERKEZET ÉS EGYENLŐTLENSÉG

Az elmúlt tíz évben mind a gazdaságban, mind a társadalomban jelentős változások történtek. Ezen belül a munkaerőpiacon különösen jelentős mozgások voltak: a foglalkoztatottság egészen 1997-ig csökkent, részben a munkanélküliség megjelenésével és 1993-ig tartó gyors emelkedésével, de még inkább a munkaképes korú inaktívák számának és arányának erőteljes növekedésével. Ezzel párhuzamosan a csökkenő munkaerő-piaci részvétel egyre nagyobb mértékben koncentrált a magánszektorban. (*Fazekas; 2000*) Mindez átrendezte a háztartások jövedelmeinek szerkezetét. A szóban

forgó időszakban a munkaerőpiacról jövedelmet szerző háztartások aránya csökkent (az évtized elejei 84 százalékról 74 százalékra), növekedett viszont a jóléti támogatásokban részesedő háztartások aránya, a szociális ellátó rendszert érintő változásokkal párhuzamosan. (Lásd az 1. táblát.) Például, míg a 90-es évek elején a háztartások egytizede kapott rokkantsági nyugdíjat, addig napjainkban minden hatodik háztartás, de (természetesen a társadalompolitikai gyakorlat változásaival párhuzamosan) érzékelhetőek voltak hullámzások az anyasági támogatások területén is. Az időszak egészét tekintve többé-kevésbé stabil volt azonban a segélyezésben részesedők aránya, ami, ismerve, hogy a szegénység aránya nem volt stabil, eltérő mértékben terhelte meg az egyéb társadalompolitikai rendszereket.

Összességében az egyenlőtlenségek nagysága is változott: a nyolcvanas évek első feléhez képest a kilencvenes évek végére mintegy kétszeresére nőtt a legalsó és a legfelső jövedelmi decilisek átlagjövedelmeinek aránya. Ugyancsak növekvő volt a jövedelmi egyenlőtlenségek aggregált mutatószáma, az ún. Gini-együttható. Ez a mutató a jövedelmek koncentrátságának jelzésére használatos, elvileg nulla és egy közötti értékeket vehet fel.¹ Minél alacsonyabb az értéke, annál kisebbek az adott népességben belül a jövedelmi egyenlőtlenségek. A mutató nulla értéke a teljes egyenlőséget jelentené, egyes értéket pedig akkor kaphatnánk, ha a társadalomban az összes jövedelem egyetlen személy vagy háztartás kezében koncentrálnánk. Az összes jövedelmekre vonatkozóan a Gini-mutató 20-25 százalék körüli értéke meglehetősen egyenlősdi társadalomra utalna (ilyen volt például a hetvenes évek Magyarországá, vagy Csehszlovákia a nyolcvanas évek végén), a mutató 40-50 százalék feletti értéke viszont már egyenlőtlen társadalmat sejtet (manapság ilyeneket a volt szovjet tagköztársaságokban lehet találni).

1. tábla

Piaci jövedelmekben és egyes fontosabb pénzbeni támogatásokban részesülő háztartások aránya a teljes sokaságban, 1992–2000

Jövedelem, támogatás	1991/92.	1992/93.	1993/94.	1994/95.	1995/96.	1996/97.	1997/98.	1998/99.	1999/00.
	évben (százalék)								
Piaci jövedelmek	83,9	80,0	82,4	78,6	80,1	79,5	72,1	76,3	74,0
Öregségi nyugdíj	38,3	39,9	41,4	37,8	37,2	40,3	42,0	38,3	36,4
Rokkantsági nyugdíj	10,0	11,7	12,0	12,5	13,5	14,4	15,8	13,9	16,3
Egyéb nyugdíj	8,7	7,5	9,2	8,2	8,0	7,6	8,6	8,4	7,5
Gyed	5,8	6,0	5,0	4,4	4,4	4,6	2,0	0,5	1,7
Gyes	4,9	6,0	5,7	4,5	5,3	7,6	6,4	6,4	6,9
Munkanélküli járadék	9,8	13,5	13,9	8,8	8,3	9,2	8,9	7,4	7,5
Táppénz	11,6	11,9	11,7	10,9	10,9	9,0	7,9	11,1	5,4
Munkanélküliek jövedelem-pótló támogatása	0,8	3,1	3,4	4,8	4,8	5,1	4,8	2,6	3,4
Családi pótlék	33,1	33,0	32,6	34,5	34,1	32,0	22,4	25,7	26,5
Segélyek	8,5	10,2	9,9	8,6	9,9	7,4	9,0	8,4	10,4

Forrás. Itt és a továbbiakban: Magyar Háztartás Panel 1992–1997, Háztartás Monitor Vizsgálat 1998–2000.

¹ A Gini-mutatónak több különféle változata ismeretes, a legegyszerűbb a $G = (1/n(n-1)) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$, amelynek standardizált változatával dolgoztunk.

Az általunk vizsgált időszakban az összes jövedelmek egyenlőtlenségét jelző Gini-mutató értéke csak kisebb mértékben emelkedett (több kutatás egybehangzó eredménye utal ugyanis arra, hogy az egyenlőtlenségek mértékének dinamikus emelkedése a nyolcvanas évek második fele és a kilencvenes évek eleje között zajlott le). 1991/92² és 1998/99 között a Gini-mutató értéke előbb kis mértékben csökkent, majd nőtt: az első évi értékkel (29,5%) szemben, 1998/99-ben 34 százalékra emelkedett a jövedelmek egyenlőtlenségét jelző mutató értéke. Úgy tűnik, hogy 1999 és 2000 között az egyenlőtlenségek nem emelkedtek tovább, a legfrissebb adatok szerint ma Magyarországon a mutató értéke 33 százalék körüli. Ezzel Magyarország a kontinentális Európa országainak egyenlőtlenségi rendszereire jellemző érték körül van. (*Trends in income...*; 1999, *Making transition work...*; 2000)

A Gini-együttható alakulásának vizsgálata nemcsak a háztartási összes, hanem az egyes jövedelemfajták esetében is tanulságos. (Lásd a 2. táblát.) Ezek szerint a vizsgált időszakban folyamatosan emelkedett a piaci jövedelmek koncentrátsága, ezen belül elsősorban a tőkejövedelmek egyenlőtlensége nőtt, de a keresetek eloszlása is egyre nagyobb egyenlőtlenséget mutat. Az előbbieket mellett a háztartások közötti transzfereket is magában foglaló újraelosztás előtt a jövedelmek Gini-értéke valamivel több mint 47 százalékról csaknem 55-56 százalékra emelkedett. Mint látjuk, az összes háztartási jövedelmek egyenlőtlensége rendre ennél kisebb mértékű. Ez elsősorban annak köszönhető, hogy a különböző társadalmi újraelosztó rendszereknek volt egyenlőtlenségcsökkentő hatása. Ebben elsősorban az ún. szociális jövedelmeknek (nem keresetfüggő családi támogatásoknak és segélyeknek) kellett nagyobb szerepet játszaniuk, hiszen az alapvetően keresetfüggő társadalombiztosítási típusú ellátások (anyasági támogatások, munkanélküli segélyek és mindenekelőtt a nyugdíjak) feladata éppen a jövedelemkiesésnek a korábbi keresetek arányában történő részleges pótlása. A jóléti rendszerek többé-kevésbé éppen ezeknek a kritériumoknak feleltek meg, összességükben csökkentették az eredendő egyenlőtlenségeket.

2. tábla

A háztartási jövedelmek egyenlőtlenségeinek (Gini-mutatók) alakulása, 1992–2000
(százalék)

Jövedelem, támogatás	1991/92.	1992/93.	1993/94.	1994/95.	1995/96.	1996/97.	1997/98.	1998/99.	1999/00.
	évben								
Piaci jövedelmek	46,56	47,07	49,93	50,64	50,12	51,64	52,64	53,73	54,76
Egyéb nem állami jövedelmek	64,33	68,72	71,90	68,89	65,84	67,82	70,81	75,81	70,13
Újraelosztás előtti jövedelmek	47,17	47,96	50,45	51,01	50,41	52,22	54,06	55,64	55,37
Szociális jövedelmek	37,27	35,61	36,57	36,66	37,91	40,1	40,76	45,11	40,63
Társadalombiztosítási jövedelmek	31,79	35,23	35,39	36,11	37,89	36,7	37,57	39,78	37,08
Újraelosztás előtti + szociális jövedelmek	45,12	45,55	47,89	48,70	48,42	50,0	51,21	53,72	53,29
Összes háztartási jövedelmek	29,50	27,75	29,47	31,62	30,85	30,85	32,00	34,32	33,01

Megjegyzés. A Gini-értékek a háztartások egy fogyasztási egységre jutó, nem nulla jövedelmeinek koncentrációját mutatják.

² Adatfelvételeink jellemzőiből adódóan a vizsgált jövedelmi periódus rendre az április és a következő március közötti 12 hónapot fogja át.

3. tábla

*Az egyes társadalmi jövedelmek és az összes háztartási jövedelem kumulált megoszlása,
a háztartások ekvivalens jövedelmei alapján definiált jövedelmi tizedekben
(százalék)*

Időszak (év)	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
	jövedelmi tized									
	Nyugdíjak									
1991/92	5,9	16,2	28,3	40,0	52,7	63,9	74,1	82,1	92,3	100,0
1994/95	4,6	12,8	23,1	35,0	47,4	61,8	73,1	82,9	92,5	100,0
1997/98	4,4	11,6	21,0	31,4	44,1	56,5	69,2	80,3	91,2	100,0
1998/99	4,3	12,9	21,3	32,8	44,6	58,4	70,4	81,1	92,4	100,0
1999/00	4,9	12,0	22,2	33,3	45,2	57,3	69,5	82,2	93,3	100,0
	Munkanélküli járadék									
1991/92	13,6	24,1	35,7	46,8	55,3	63,1	78,6	89,2	94,4	100,0
1994/95	18,6	31,6	41,9	50,8	58,8	70,9	83,6	91,7	96,9	100,0
1997/98	21,1	38,9	55,0	64,1	71,5	77,6	84,7	92,3	97,9	100,0
1998/99	24,7	40,4	50,4	63,1	73,3	78,3	85,9	91,1	96,9	100,0
1999/00	27,1	47,8	56,1	66,1	72,5	76,8	85,2	86,7	93,1	100,0
	Anyasági támogatások									
1991/92	7,5	14,9	26,2	37,8	45,6	63,9	75,7	85,2	92,9	100,0
1994/95	14,9	29,2	39,7	49,1	62,8	69,3	79,9	86,6	93,3	100,0
1997/98	17,1	30,9	45,3	53,6	60,3	70,2	80,6	90,8	93,9	100,0
1998/99	27,3	38,1	47,2	53,8	66,1	69,9	83,0	88,4	96,6	100,0
1999/00	14,1	33,2	44,9	48,7	61,3	68,1	75,5	82,9	89,7	100,0
	Segélyek									
1991/92	9,2	21,3	29,2	37,0	51,9	63,0	76,9	81,1	85,4	100,0
1994/95	17,1	27,7	39,1	48,6	60,6	66,5	75,5	86,6	98,9	100,0
1997/98	13,2	23,9	37,8	47,8	51,5	58,1	75,8	83,9	95,5	100,0
1998/99	21,0	34,7	47,7	52,8	57,1	62,6	77,0	87,1	97,9	100,0
1999/00	31,5	52,8	62,8	67,6	80,8	83,4	88,3	90,2	97,7	100,0
	Családi pótlék									
1991/92	8,1	14,1	22,5	31,8	43,2	54,7	68,1	81,4	91,4	100,0
1994/95	13,2	24,6	34,1	42,4	53,4	63,9	73,2	82,5	92,1	100,0
1997/98	18,5	32,5	43,5	51,6	61,2	70,9	79,6	87,0	94,8	100,0
1998/99	15,2	28,2	41,7	52,0	61,8	69,7	78,2	87,3	96,1	100,0
1999/00	18,1	34,0	41,2	49,0	60,1	68,0	77,5	86,5	93,6	100,0
	Összes jövedelem									
1991/92	3,5	7,9	13,5	20,0	28,0	37,0	48,3	60,9	76,2	100,0
1994/95	3,5	8,6	14,1	20,3	28,1	36,8	46,9	59,0	74,2	100,0
1997/98	3,6	9,2	15,8	23,2	31,3	40,4	50,5	62,3	76,3	100,0
1998/99	3,6	9,0	15,4	22,6	30,5	39,4	49,4	60,6	74,7	100,0
1999/00	3,7	9,1	15,5	22,5	30,4	39,3	49,4	60,9	75,1	100,0

A jövedelemeloszlás változásának összetevőit segít elemezni, ha megnézzük, hogy az összes háztartási jövedelmeken belül az egyes jövedelmi komponensek miképpen oszlanak meg az összes jövedelem alapján definiált népességcsoportok (decilisek) között.

(Lásd a 3. táblát.) Az összes jövedelem eloszlásában, mint azt az egyenlőtlenségi mutató csekély változása is jelezte, nem történtek jelentős változások. A szociális ellátások területén annál érdekesebb átrendeződések figyelhetők meg.

A nyugdíjak jövedelmiréteg-eloszlása (mint arra már számos más alkalommal is rámutattunk) alapvetően középosztály jellegű: elsősorban a középső jövedelmi decilisek részese-dése nagyobb arányú, immáron a 90-es évek egész időszaka alatt. Másképpen fogalmazva, a nyugdíjasok egyébként belülről heterogén, ám a népesség többi részénél kevésbé egyenlőtlen sokasága alapvetően a jövedelmi skála középső részén helyezkedik el, és ez a pozíció még némileg erősödött is a kilencvenes években (*Medgyesi–Sági–Szivós*; 1999). A munkanélküli járadék egyre inkább koncentrálódik a jövedelemskála alján, az alsó ötödbe 7-8 százalékponttal több ilyen típusú jövedelem jut, mint egy évvel korábban. Emögött társadalmpolitikai eszközök hatásai (például a munkanélküli-ellátások szigorítása) és piaci folyamatok (a munkanélküliek számának csökkenése és a munkaerőpiacon benmaradók reáljövedelmeinek viszonylagos emelkedése) egyaránt szerepet játszanak. Ennél is jelentősebb változásokat tapasztalhattunk az anyasági támogatások területén az utóbbi években. Megfordulni látszik az az egészen a legutóbbi évig tapasztalható trend, hogy az anyasági ellátásban részesedők annak ellenére is egyre alacsonyabb jövedelmi csoportokba kerültek, hogy az anyasági ellátásoknak legalább egy része – rövid időszaktól eltekintve – mindig is keresetpótló jellegű volt. Itt az ellátást kapók korábbinál jobb jövedelmi helyzete, ami nem független az ellátások belső szerkezeti átalakulásától, és a gyermekeket érintő más támogatási formák megjelenésétől, egyre kevésbé koncentrálódik a skála alján. Eltérő képet mutat a családi pótlék, hiszen ennél az ellátásnál az alsó két decilisben emelkedett a részarány, míg a harmadikban erősen csökkent. Ez egyébként arra enged következtetni, hogy a gyermekes családok közötti különbségek valamelyest növekedtek, hiszen míg a csak családi pótlékban részesedők relatív jövedelmi pozíciója romlott (amit persze egy másik logikában úgy is kifejezhetünk, hogy a családi pótlék „célzottsága” javult), azonközben az anyasági támogatásban (is) részesedők eddig rossz és romló helyzete viszont enyhülni látszik.

A SZEGÉNYSÉG IDŐBELI TRENDJEI

Akadémiai és politikai elemzések és módszertani írások az utóbbi években egyre hangsúlyosabban érintik a szegénység és a társadalmi kirekesztettség problémáját. Az Európai Unió országaiban ez utóbbi fogalom lassan ki is szorítja az inkább angolszász megközelítést tükröző, a jövedelemhiányos állapottal mérhető szegénység fogalmát. Mi úgy véljük, hogy létjogosultsága van mindkettőnek, és önmagukban értéknek tekinthetők a hosszabb idősorok, melyek lehetőséget adnak az időbeli elemzésre (*Medgyesi et al.*; 1999). Ebben a tanulmányban a szegénység relatív koncepcióját alkalmazzuk, nevezetesen az átlag, illetve a medián felét és az alsó kvintilis határt tekintjük szegénységi küszöbértéknek. A trendek bemutatásánál az egy főre jutó jövedelem, a szegénységi kockázatok bemutatásakor pedig a háztartás méretgazdaságosságát is figyelembe vevő ekvivalens jövedelem³ mérési koncepcióját alkalmazzuk, $e=0,73$ -as rugalmassági együtthatót választva.

³ Az ekvivalens jövedelmet (y_e) a következő képlettel számoljuk: $y_e = Y/S^e$, ahol az Y a háztartás összes jövedelme, S pedig a háztartás tagjainak száma, tehát nem alkalmazunk különböző dimenziók mentén bontott tételes ekvivalencia-skálát. Ez nagyjából azt jelenti, hogy az első személyt 1 egységnek, a másodikat 0,7-nek, a harmadikat és minden további személyt pedig 0,5 egységnek tekintünk.

A szegénységi mérőszámok időbeli alakulását bemutató rész előtt át kell tekinteni a szegénységi küszöbök időbeni alakulását. 1991/92-ben a Magyar Háztartás Panel felvétel eredményei alapján az egy főre jutó évi átlagjövedelem 111 820 forint volt, ugyanezen átlag 1997/98-ban 274 160 forintot, 1998/99-ben 341 730 forint tett ki, míg legutóbbi mérésünk szerint 390 202 forint volt. E négy időpontban a medián jövedelem rendre 98 000 forint, 241 134 forint, 299 000 forint, illetve 336 250 forint volt (mint korábban említettük, szegénységi küszöbként ezen értékek felét alkalmaztuk). A legalsó jövedelmi ötöd felső határa a vizsgált időszak elején 66 502 forint, 1997/98-ban 160 544 forint, egy évvel később 194 160 forint, míg legutóbbi mérésünk szerint 217 550 forintot tett ki.⁴ Ez azt jelenti, hogy a három szegénységi küszöb az évek alatt nominál értékben jelentősen emelkedett ugyan, de mivel az árindex ugyanezen periódusban ennél magasabb volt, a szegénységi küszöbök reálértékben csökkentek. Az utóbbi években mindhárom küszöb reálértéke emelkedett, a legutolsó periódusban 2-4 százalékponttal.

A szegénységi ráta egy relatív szegénységi küszöb alkalmazása mellett összességében a jövedelemeloszlás alakjától függ, amit viszont a jövedelemeloszlás különböző pozícióiban levő háztartások reáljövedelem-alakulásának egymáshoz viszonyított változása szab meg. Az elmúlt, majdnem egy évtizedet tekintve a relatív szegénység kiterjedése ennek megfelelően nem is írható le egyszerűen. A 90-es évek közepéig tartó emelkedés egyértelműnek tűnik, az utóbbi évek fejleményei azonban összetettek, óvatos értelmezést igényelnek. A legutóbbi évben a medián fele alatti jövedelemmel a népesség 9,1 százaléka rendelkezett, ez alacsonyabb, mint az egy évvel korábbi 10,3 százalék, és megegyezik az azt megelőző évi értékkel. (Lásd a 4. táblát.) Az átlagjövedelem felét tekintve küszöbnek, 1997/98 óta folyamatos 1-1 százalékpontos emelkedését tapasztaljuk.

Tudni kell azonban, hogy ilyen kis minta esetén a szegénységi rátát az átlag százalékában meghatározott küszöb alapján kiszámolni nem kockázatmentes, hiszen az átlagértéket nagymértékben eltérítheti egy-egy véletlenül felmerülő extrém eset. A két középértékhez (tehát a mediánhoz és az átlaghoz) kapcsolódó szegénységi határ időben eltérő irányú szegénységirátaváltozást jelent, aminek oka kettős lehetett: egyfelől változott az átlag- és a medián jövedelem aránya (1998/99-ben az átlag 14 százalékkal, 1999/2000-ben 16 százalékkal haladta meg a mediánt), másfelől történhettek változások a jövedelemeloszlás alsó szegmensének bizonyos jellegzetességeiben is.

A szegénységi rátát nem tekinthetjük egyedül elégségesnek ezen társadalmi jelenség vizsgálatára, ezért a szakirodalom ajánlásai alapján (Hajdu, 1997) további, a szegénység más szempontjait is bemutató indexeket is számoltunk. A szegénység „súlyosságát” mutatja az ún. szegénységirés-arány, ami a szegények átlagjövedelmének szegénységi küszöbtől való elmaradását fejezi ki százalékos formában. Ezek az értékek rendre 25 és 33 százalék között szóródnak, amelyek nemzetközi összehasonlításban nem kifejezetten magas értékek, de semmiképpen nem tekinthetők alacsonynak sem. Adataink szerint ez évben a megelőző 2-3 évhez viszonyítva a szegénységirés-arány néhány százalékpontot tovább csökkent.

⁴ Meg kell jegyeznünk, hogy az itt közölt adatok egy olyan vizsgálatból származnak, aminek az is célja volt, hogy az egyes tármogatások szegénységcsökkentő hatását elemezzük. Ahhoz viszont, hogy ezt megtehessek, egy olyan háztartásösszjövedelemfogalomra volt szükségünk, amelyik konzisztensen tükrözi az egyes jövedelelemeket és ezekből vezeti le az összeset. Csakhogy ez a részletes jövedelmeket nem tartalmazó helyettesítő kérdőívek nagy száma és az egyes jövedelemkomponensek hiányos adatai miatt a panel időszakában egyre inkább eltért a háztartás aggregált összjövedelmétől. Ezért az ebben a cikkben közölt jövedelemadatok a Magyar Háztartás Panel időszakában (1992 és 1997 között) alacsonyabbak, a szegénységi adatok pedig magasabbak annál, amit a komponensekre nem bontható összes háztartási jövedelmek alapján kaphattunk volna. Az egy főre jutó medián jövedelmek fele alatt élő személyek aránya a panel adatai alapján 1992-ben 6,2, 1996-ban 11,6, 1997-ben 10,4 százalék. (Lásd Spéder, 1998.)

4. tábla

A szegénységi mérőszámok trendjei, 1992–2000*

Időszak (év)	Szegénységi küszöb		
	az átlagjövedelem fele	a medián fele	kvintilis határ
Szegénységi ráta (százalék)			
1991/92	12,8	10,2	20,0
1995/96	18,3	12,8	20,0
1996/97	17,8	12,4	20,0
1997/98	12,8	9,1	20,0
1998/99	13,8	10,3	20,0
1999/00	14,6	9,1	20,0
Szegénységirés-arány (százalék)			
1991/92	33,2	31,3	30,9
1995/96	29,8	29,9	31,2
1996/97	31,1	32,6	30,8
1997/98	29,2	30,7	27,8
1998/99	27,6	25,3	26,7
1999/00	25,3	26,3	25,5
Szegénységi deficit a nem szegények jövedelméhez viszonyítva (százalék)			
1991/92	2,2	1,4	3,8
1995/96	2,8	1,7	3,4
1996/97	3,0	1,8	3,5
1997/98	2,0	1,3	3,6
1998/99	2,0	1,2	3,3
1999/00	2,0	1,1	3,1
Sen-index · 1000			
1991/92	59,7	46,5	88,4
1995/96	77,8	55,7	87,5
1996/97	78,0	55,8	87,5
1997/98	53,8	39,5	80,5
1998/99	52,4	36,7	75,8
1999/00	52,9	33,7	72,8
FGT(2) · 100			
1991/92	2,16	1,66	3,05
1995/96	2,60	1,90	2,97
1996/97	2,64	1,93	2,94
1997/98	1,76	1,31	2,54
1998/99	1,52	1,01	2,21
1999/00	1,52	1,01	2,09

* A szegénységi határokat az egy főre jutó jövedelem alapján számítottuk.

Megjegyzés. Szegénységi ráta: $H = p/n$; szegénységirés-arány: $I = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p \left(\frac{k - y_i}{k} \right)$; szegénységi deficit/jövedelem

arány: $\frac{\sum_{i=1}^p (k - y_i)}{\sum_{i=p+1}^n y_i}$; Sen-index: $P_s = H(I + (1 - I)G_p)$; FGT-index: $P_{FGT} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^p \left(\frac{k - y_i}{k} \right)^\alpha$; p a szegények

száma, n a teljes népesség száma, y_i a jövedelem, k a szegénységi küszöb, G_p a szegények közötti egyenlőtlenség Gini-mutatóval mérve, α a számítási paraméter ($\alpha \geq 0$); vizsgálataink során $\alpha = 2$ -vel számoltunk.

Az aggregált szegénységi deficit azt az elméletileg kiszámolható, ám nem sok gyakorlati tartalommal rendelkező összeget mutatja meg, amelynek segítségével a szegények jövedelme a szegénységi küszöbig emelhető – ezáltal a szegénység statikus értelemben megszüntethető – lenne. Ennek segítségével képezhető egy viszonzyszám, amely a szegénységi deficitet a nem szegények jövedelméhez viszonyítja, s így a szegénység mértékének egy újabb megközelítését adja. E mutatónk a korábbiaktól némileg eltérő tendenciákat mutat. A szegénységi küszöböket nagyságrendbe rendezve (a medián fele, az átlag fele, kvintilis) az időszak elején a mutató értéke 1,4, és 2,2, illetve 3,8 volt, a legmagasabb értékeket (háromból két esetben) 1996/97-ben érte el, amikor is 1,8 és 3,0, illetve 3,5 százalék volt. Ehhez képest 1999/2000-ben csökkenést regisztrálhatunk (a mutató 1,1, 2,0 és 3,1 százalékos értékekkel a 1991/92-es szint alá csökkent). Látni kell azonban, hogy ez a mutató a népesség (alkalmazott küszöbtől függően) tíz-húsz százalékának egy viszonylag alacsony küszöbtől vett elmaradását viszonyítja a népesség nyolcvan-kilencven százalékának jövedelemtömegéhez. Óvatosan kell tehát megfogalmazni bármilyen következtetést is.

Kiszámítottuk a Sen-indexet is, amely a szegénység kiterjedését és súlyosságát kombinálja a szegények közötti jövedelemegyenlőtlenség mértékével. A mérőszám képlete: $P_s = H(I + (1-I)G_p)$; ahol H a szegénységi ráta, I az átlagos szegénységi rés, G_p a szegények közötti jövedelemegyenlőtlenség mértéke a Gini-mutató alapján. Egy másik mérőszám, amely a súlyozott szegénységi rés paraméterezhető koncepciójára épül, és amely *Foster*, *Greer* és *Thorbecke* nevéhez fűződik, a következő képlettel számítható:

$$P_{FGT} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^p \left(\frac{k - y_i}{k} \right)^\alpha, \text{ ahol } p \text{ a szegények száma, } n \text{ a teljes népesség száma, } y \text{ a jöve-}$$

delem, k a szegénységi küszöb, α a számítási paraméter. A Sen-indexek 1995–1997-ben érték el maximumukat, majd 1997/98-ra a két alacsonyabb szegénységi küszöb esetében jelentősen csökkentek. A csökkenés folytatódott, bár mértéke az átlagjövedelem felét alkalmazó mérésnél nem nevezhető jelentősnek, a másik két esetben igen. Hasonló változásokat mutat az FGT-index is, 1995–1997-ben találhatók a legmagasabb indexértékek, melyekhez képest 1997/98-ban a középérték – mutatókhoz kapcsolódó szegénységi küszöbök esetén – 30-35 százalékos, a kvintilis határ esetén 15 százalékos csökkenés figyelhető meg. Az FGT-index a legutóbbi évben a szegénység mértékének stabilitását mutatja.

Mindezek együttesen kissé zavaros képet adnak, de azért azt mondhatjuk, hogy 1999/2000-ben a szegénység lényegében nem csökkent, a szegénység mélységét figyelembe vevő indexeink azonban azt mutatják, hogy a szegénység súlyossága mintha enyhült volna. Alapvetően tehát egyfajta stabilitás mutatható ki, ami nem biztos, hogy akkor is jelen van, ha társadalmi–demográfiai kategóriák mentén elkülönítetten vizsgált csoportok szegénységi rátáit vetjük össze.

A SZEGÉNYSÉG ELŐFORDULÁSA

Ebben a részben a szegénységi kockázatok egyes társadalmi és demográfiai csoportok közötti különbségeit vizsgáljuk, egyes esetekben kitérünk a csoportok közötti időbeli átrendeződés jellemzésére is. A kockázat mérésére a szegénységi rátát alkalmazzuk. A marginalizálódás és a társadalmi együttműködés kereteiből való kiszorulás

meghatározó tényezői közül az elmúlt évek kutatásaiban öt nagyobb csoportot emelünk ki: a családi életciklus hatását, a képzettségi egyenlőtlenségeknek a társadalmi egyenlőtlenségekre gyakorolt hatását, a munkaerő-piaci kapcsolat fennmaradását, illetve tartós elvesztését, a megkérdezettek etnikai hovatartozását és a regionális egyenlőtlenségeket.

A társadalmi csoportok szegénységi rátáit ezekben a dimenziókban mutatja be az 5. tábla, ahol három relatív szegénységi mutató 1998/99. és 1999/2000. évi alakulása alapján adunk részletes jellemzést a társadalmi demográfiai csoportok szegénységkockázatáról.

5. tábla

Szegénységi ráták a különböző társadalmi–demográfiai csoportokban
(százalék)

Társadalmi–demográfiai csoport	1998/99. évben			1999/2000. évben			N
	a medián fele	az átlag fele	az alsó kvintilis	a medián fele	az átlag fele	az alsó kvintilis	
	szegénységi küszöbököt alkalmazva						
Korcsoport (éves)							
0-2	18,5	31,5	39,5	13,8	20,7	36,8	116
3-6	14,9	23,8	31,1	11,5	19,2	28,9	219
7-14	13,5	20,1	31,0	12,6	19,5	30,8	508
15-19	8,1	14,8	24,7	12,6	18,9	28,9	302
20-29	11,7	16,4	21,1	7,7	11,1	19,3	777
30-39	8,4	12,3	21,0	7,5	12,2	20,4	696
40-49	7,1	5,9	19,4	8,1	12,5	19,3	782
50-59	5,9	9,7	16,8	5,5	9,8	17,6	692
60-69	1,7	3,9	11,0	3,1	6,1	12,8	573
70 és idősebb	2,9	4,3	11,2	2,4	5,3	10,6	587
Iskolai végzettség							
0-7 osztály	11,5	17,2	27,1	8,8	13,8	22,8	509
8 osztály	9,6	15,7	25,1	11,2	17,2	27,4	1235
Szakmunkásképző	6,1	9,5	16,6	5,2	9,3	18,7	1081
Középiskola	4,3	7,0	11,9	2,5	5,1	9,5	1040
Egyetem, főiskola	0,6	1,6	2,8	2,0	3,3	4,3	512
Gazdasági aktivitás							
Alkalmazott	3,0	5,6	10,0	2,5	4,7	9,8	1504
Vállalkozó	2,3	4,5	8,1	5,2	7,2	16,3	221
Alkalmi munkás	24,2	27,3	36,4	27,7	29,8	29,8	47
Nyugdíj mellett dolgozó	2,9	2,9	2,9	1,4	2,9	4,3	70
Gyesen, gyeden levő	20,5	31,9	40,4	12,5	17,1	33,5	175
Munkanélküli	24,4	32,4	43,3	20,4	31,5	47,5	314
Nyugdíjas	4,0	7,0	15,7	3,8	7,2	14,3	1498
Eltartott	13,6	21,0	29,8	12,8	20,0	30,2	1423
Településtípus							
Község	10,9	16,0	24,8	10,4	16,9	27,5	1951
Város	5,7	10,5	19,3	10,9	14,9	24,9	1283
Megyeszékhely	7,1	11,3	18,0	2,9	6,9	14,5	1038
Főváros	6,1	9,9	13,6	1,5	3,3	4,6	980
Együtt	8,0	12,6	20,0	7,4	11,9	20,0	5253

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Társadalmi–demográfiai csoport	1998/99. évben			1999/2000. évben			N
	a medián fele	az átlag fele	az alsó kvintilis	a medián fele	az átlag fele	az alsó kvintilis	
	szegénységi küszöbököt alkalmazva						
Régió							
Budapest	6,1	9,9	13,6	1,5	3,3	4,6	981
Észak-Dunántúl	4,5	8,7	14,3	4,3	6,8	14,4	868
Dél-Dunántúl	8,7	14,7	22,7	12,8	17,9	28,3	710
Észak- és Közép-Alföld	8,5	12,3	19,3	7,3	12,4	24,4	1503
Észak- és Kelet-Magyarország	12,0	18,1	30,6	11,2	18,5	26,3	1191
Háztartásfő korcsoportja (év)							
29 és fiatalabb	17,3	24,4	31,0	11,3	16,1	29,4	559
30-39	10,8	14,8	23,0	7,8	12,9	23,2	1117
40-49	7,7	13,6	21,1	9,7	15,3	21,9	1435
50-59	5,3	9,9	17,1	5,1	9,9	16,4	1080
60-69	2,3	5,4	12,6	5,2	7,0	15,1	596
70 és idősebb	2,7	3,9	10,9	2,8	4,7	9,9	466
Háztartásnagyság (fő)							
1	7,4	10,7	20,4	7,6	10,4	18,2	510
2	5,7	8,3	13,4	3,4	7,8	13,8	1130
3	4,4	7,6	15,3	2,8	6,9	14,0	1212
4	7,3	11,9	19,5	9,0	13,1	20,5	1430
5	9,7	14,6	24,3	8,2	14,8	26,7	596
6 és több	25,0	39,5	45,2	26,0	33,2	48,0	374
Gyermekek száma							
0	4,3	7,2	13,2	3,0	5,7	11,6	2632
1	7,3	11,9	19,1	8,6	13,6	21,6	1124
2	11,5	14,9	24,3	10,4	17,1	25,9	1057
3 és több	22,8	40,5	51,3	23,0	31,8	52,0	440
Háztartástípus							
Egyszemélyes	7,4	10,7	20,4	7,4	11,6	19,3	517
Pár gyermek nélkül	2,2	4,8	8,5	2,5	5,6	11,7	869
Pár 1 gyermekkel	6,7	13,0	18,9	3,8	7,7	17,1	468
Pár 2 gyermekkel	9,9	13,6	23,4	10,2	14,9	22,2	758
Pár 3 gyermekkel	15,8	27,3	43,1	12,1	21,3	38,2	207
Pár 4 és több gyermekkel	9,2	52,3	62,0	25,3	41,3	52,0	75
Egyedüli szülő gyermekkel	26,0	32,5	48,0	23,8	36,9	55,4	84
Más háztartás gyermekkel	12,5	16,5	23,5	13,1	19,5	30,9	955
Egyéb háztartás	4,5	7,2	13,4	3,2	5,6	10,6	1318
Együtt	8,0	12,6	20,0	7,4	11,9	20,0	5253
A háztartásfő							
Alkalmazott	3,7	7,1	13,1	2,7	6,0	12,5	2365
Vállalkozó	2,8	3,4	8,0	4,8	7,8	17,7	497
Alkalmi munkás	21,7	21,7	32,6	45,9	45,9	45,9	85
Nyugdíj mellett dolgozó	1,4	1,4	1,4	.	2,6	2,6	77
Gyesen, gyeden levő	51,2	70,0	80,0	5,6	22,2	66,7	18
Munkanélküli	35,7	45,8	56,0	24,2	36,9	54,5	472
Nyugdíjas	4,6	9,0	18,9	5,9	9,8	17,0	1571
Eltartott	33,6	52,6	60,0	31,1	42,3	52,4	168

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Társadalmi–demográfiai csoport	1998/99. évben			1999/2000. évben			N
	a medián fele	az átlag fele	az alsó kvintilis	a medián fele	az átlag fele	az alsó kvintilis	
	szegénységi küszöbököt alkalmazva						
Az aktív háztartásfő							
Vállalkozó	4,1	6,1	11,9	4,6	9,4	18,9	525
Felső-, középszintű vezető	0,0	1,4	1,4	1,6	1,9	1,9	323
Alsószintű- és művezető	2,0	2,0	5,0	0,3	1,5	5,8	328
Értelmiségi	4,7	4,7	5,1	0,4	2,2	3,3	269
Irodai alkalmazott	6,0	9,8	13,2	1,4	3,6	7,9	419
Szakt munkás	5,7	9,4	17,6	4,2	7,6	16,7	1667
Betanított és segéd munkás	14,3	22,1	32,5	16,0	24,2	35,8	1296
Mezőgazdasági fizikai	7,7	12,7	25,5	18,1	24,0	33,3	321
Aktívák száma (fő)							
0	17,2	23,9	33,8	19,2	19,2	28,4	1363
1	7,0	14,0	25,4	15,2	15,2	25,9	1587
2	2,4	4,3	7,7	5,9	5,9	12,5	1869
3 és több	2,0	2,8	4,4	2,5	2,5	4,1	434
Nyugdíjasok száma (fő)							
0	9,3	15,2	21,0	8,9	13,8	21,9	2698
1	9,9	13,1	23,7	7,9	13,4	23,3	1549
2 és több	2,4	6,1	12,8	2,5	4,4	9,8	1005
Etnikum							
Cigány	49,0	60,2	68,9	53,9	64,5	85,2	230
Nem cigány	6,0	10,3	17,6	5,2	9,5	17,0	5022
Együtt	8,0	12,6	20,0	7,4	11,9	20,0	5253

Megjegyzés. A szegénységi határokat az ekvivalens ($e=0,73$) jövedelem alapján számítottuk.

Az életkori csoportokat tekintve 1999/2000-ben is a gyermekek magas szegénységkockázata szembe tűnő, de ezek a ráták most alacsonyabbak, mint a tavalyiak voltak. Ezen belül a 0-2 évesek szegénységi kockázata csökkent jelentősen, aminek eredményeként ma, a korábbiaktól eltérően, 20 éves korig közel azonos szegénységi kockázatot tapasztalhatunk a fiatal generációk körében. Ez az egységesen magas szegénységi kockázat mintegy kétszerese az átlagosnak. Az idősek szegénységi kockázata általában az utóbbi évben nem változott és kevesebb, mint az átlag fele. Ez lényeges megállapítás, mivel 1991/92-höz képest jelentős elmozdulást jelent, akkor az idősek szegénységi kockázata ugyanis átlagos mértékű volt. Az idősek jövedelmi pozíciójában bekövetkezett pozitív változás nem egyedülálló Európában (*Trends in income...*; 1999). Nem szabad ugyanakkor leegyszerűsítetten kezelni ezt az átlagértéket sem. Az idősek társadalma ugyanis (majdnem) ugyanannyira heterogén, mint a társadalom többségéé, ezért inkább talán csak azt mondhatjuk, hogy az idősek bizonyos csoportjai a szegények közé tartoznak, mások viszont nem, és az idősek között ez utóbbiak aránya jelentősen meghaladja azt, amit a fiatalabb generációk vizsgálatakor kaptunk (*Medgyesi et al.*; 2000).

A demográfiai összetétel egy másik metszete a háztartás nagyságához, illetve a gyermekek számához kötődik. A háztartások nagysága és a szegénység mértéke közötti kapcsolat egy J alakú görbével írható le, ugyanis a háromfős háztartásokban a legalacsony

nyabb a ráta értéke, innen előbb fokozatosan, majd meredeken emelkedik és a hat- és több fős háztartások esetén háromszoros a kockázat az átlaghoz viszonyítva. Ez az 1997/98-as relatív arányoknak felel meg, alacsonyabb, mint a tavalyi érték. Ezt kiegészíti a gyermekszám szerinti vizsgálat: a legalacsonyabb a szegénységkockázat az olyan háztartásoknál, ahol nem él gyermek, ennek több mint a duplája és kissé átlag feletti az egygyermekesek körében. A kétgyermekesek kockázata átlag feletti, a három- és többgyermekeseké több mint háromszorosa az átlagnak. Ha ugyanezt a vizsgálatot elvégezzük háztartástípusok szerint, akkor két magas kockázati csoportot tudunk elkülöníteni: a három- és különösen a négygyermekes családokat és a gyermeküket egyedül nevelő szülők alkotta családokat. Fontos megemlíteni, hogy míg a nagycsaládosok szegénységkockázata csökkent az utóbbi esztendőben, a gyermeküket egyedül nevelőké emelkedett.

A szociálgeográfiai nézőpontot két dimenzió mentén tudjuk vizsgálni, egyrészt a településhierarchia mentén, másrészt öt régió elkülönítésével. A településhierarchia két széle, tehát a községek és a főváros közötti kockázat aránya jelentősen megnövekedett. Miközben a falvakban a viszonylag magas szegénységi kockázat alig változott, Budapest és a megyeszékhelyek pozíciója jelentősen javult, a kisebb városokban lakók szegénységi pozíciója azonban romlott az utóbbi évben. Köztudott az ország keleti és nyugati része közötti jövedelmi, szegénységi különbség. Mindezt adataink igazolják, jelentős különbségek vannak a szegénység kiterjedésében. Az utóbbi egy év alatt azonban a szegénységi ráta régiónkénti változásában nem állapítható meg egyértelmű növekedés vagy csökkenés.

Szinte minden szegénységmérési koncepció mellett az iskolai végzettség hatása egyértelmű: alacsonyabb iskolai végzettség magasabb szegénységi kockázatot jelent, átlag feletti kockázattal jár az általános iskolai vagy alacsonyabb iskolai végzettség, és szinte kockázatminimalizáló a felsőfokú diploma megszerzése. Azt tapasztaltuk, hogy jelentős különbség van a legfeljebb általános iskolát végzők és a szakmunkás képzéssel bírók szegénységi kockázata között. Úgy tűnik azonban, mintha valamelyest csökkent volna a végzettségi hierarchia két széle közötti különbség. Tekintettel azonban arra, hogy az adatok néhány esetben hektikusnak tűnnek, nem árt majd a jövőben részletesebb elemzéssel is a nyomába eredni ennek a jelenségnek.

A munkaerőpiac szerepe különböző dimenziók mentén elemezhető, egyrészt a 16 évesnél idősebb népesség körében a gazdasági aktivitás, másrészt a háztartásfők gazdasági aktivitása és az aktív háztartásfők foglalkozása szerint, illetve a háztartás munkaerőpiaci (aktívok, munkanélküliek, nyugdíjasok) összetétele szerint. A felnőtt népesség gazdasági aktivitása négy csoport magas szegénységi kockázatára hívja fel a figyelmet. Magas arányú a szegénység az alkalmi munkások (nem túl nagy) csoportjában, a munkanélküliek, az eltartottak és a gyesen, gyeden levők között. Ez utóbbi csoportok szegénységi kockázata ugyanakkor radikálisan csökkent az előző időszakhoz képest. Igen csekély a szegények aránya a vállalkozói népességben.

Az előzőkhöz hasonló képet kapunk, természetesen más arányokkal, ha a háztartásfő gazdasági aktivitását vizsgáljuk. A háztartásfő, és itt csak az aktív háztartásokról van szó, tovább differenciálja a képet. A háztartásfő bármilyen szintű vezető volta szinte teljes mértékben megóvja a háztartás tagjait a szegénységtől. Az aktív háztartások szegénységi rátájának átlagát jelentősen meghaladja a betanított, a segédmunkás és a mezőgazdasági fizikai háztartások átlaga. Mindazonáltal az igazi választóvonal a munkaerőpiacon bent

levő és az onnan kiszorulók között húzódik. Ezt mutatja az aktív háztartáson belüli száma szerinti bontás: eszerint azon háztartások heterogén csoportjában, ahol nincs aktív kereső, a szegénység kockázata az átlag kétszerese, ahol egy, ott is átlag feletti, ahol kető, ott az átlag fele, míg a három, illetve több aktív kereső jövedelemszerző képessége szinte megóvja a háztartást a szegénységtől. A nyugdíjasok háztartáson belüli számával is összefügg a szegénységi kockázat. Ott, ahol a háztartásban egy nyugdíjas van, tehát vagy egyedülálló nyugdíjasról van szó, vagy egy nagyobb, de rajta kívül csaknem nyugdíjasokból álló háztartásról, ugyanakkora (átlag feletti) a szegénységi kockázat, mint a nyugdíjasokat magukba nem foglaló háztartásokban. Ott azonban, ahol a háztartásban két vagy több nyugdíjas van (ezeknek a háztartásoknak a nagy része nyilván nyugdíjas házaspár), lényegesen átlag alatti a szegénységi kockázat.

Végül, de nem utolsósorban ki kell emelni azt, hogy a cigányság továbbra is a legmagasabb szegénységi kockázattal rendelkező társadalmi csoport. Minél „mélyebb” szegénységi küszöbről van szó, annál nagyobb a cigányok szegénységi kockázata: a legalsó húsz százalékban valamivel több mint négyszeres, az átlag felével kimetszett alsó 12 százalékba több mint hatszoros, a medián felével kimetszett alsó hét százalékba pedig több mint hétszeres a cigányok bekerülési kockázata.

*

Összefoglalva elmondhatjuk, hogy az elmúlt egy évben nem változott jelentősebben a korábbi években kialakult jövedelemegyenlőtlenségek nagysága. Nem nőtt a legalsó és a legfelső jövedelmi tizedek közötti távolság és nem nőtt a jövedelmek egyenlőtlenségeit aggregáltan mutató Gini-együttható értéke sem. Hasonlóképpen (valószínűleg éppen az előbb említettekből következően) nem változott jelentősen a szegénység kiterjedtsége sem. Az utóbbi két év adatai, többé-kevésbé konzisztensen, arra engednek következtetni, hogy valamelyest talán csökkent a szegénység mélysége (legalábbis ezt mutatják a szegények relatív jövedelmi elmaradását és a szegények közötti jövedelmi szóródást mutató mérőszámok). Viszonylag jelentős azonban az átrendeződés az egyes népességcsoportok szegénységi kockázatait illetően. Továbbra is magas, bár lényegesen csökkent a nagyobb családok és a gyermekek idősebb korosztályokhoz viszonyított szegénységi kockázata. Úgy tűnik azonban, hogy a gyermekes családok relatív anyagi helyzetét szelektíven (de egyirányban) érintette a munkaerőpiac és a tudatos társadalmpolitikai tevékenység. A növekedés alacsony szintű munkaerő-piaci bővülése nem teszi lehetővé a szegényebb gyermekek nagyarányú munkavállalását, azok viszont, akik rendelkeznek elégséges szolgálati idővel és társadalombiztosítási jogviszonnyal (tehát munkával), a jóléti támogatásoknak a családi támogatások javára történt átrendezése révén tényleges pozíciójavulást értek el. Nem túlzás talán azt a későbbiekben még vizsgálendő hipotézist megfogalmazni, hogy miközben összességében az egyenlőtlenségek nagysága nem változott, egyes társadalmi csoportokon belül (ide valószínűleg a nyugdíjasokat, az aktívakat és a gyermekeket egyaránt bele kell értenünk) növekedett a belső polarizálódás.

IRODALOM

- ANDORKA R. – SPÉDER ZS. (1996): A szegénység Magyarországon 1992–1995. *Esély*. 4. sz. 25–52. old.
A szegények jellemzői Magyarországon (1999). Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.

- FAZEKAS K. (szerk.) (2000): *Munkaerőpiaci körkép*. MTA KTK, Budapest.
- FÖRSTER, M. F. – TÓTH I. GY. (1997a): *Szegénység és egyenlőtlenségek Magyarországon és a többi visegrádi országban*. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok 1. sz. TÁRKI, Budapest. 58 old.
- FÖRSTER, M. F. – TÓTH, I. GY. (1997b): Poverty, inequalities and social policies in the Visegrad countries. In: *Economics of Transition*. 5 évf. 2. sz. 505–510. old.
- GALASI, P. (1998): *Income inequality and income mobility in Hungary 1992–1996*. UNICEF, Innocenti Occasional Papers Economic and Social Policy Series. 64. sz. UNICEF ICDC, Florence.
- HAJDU O. (1997): *A szegénység mérőszámai*. KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat, Budapest.
- HAVASI É. – HORVÁTH Á-NÉ – RÉDEY M. – SCHNELL L-NÉ (1998): A mai magyar háztartások jövedelemeloszlása. *Statistikai Szemle*, 76. évf. 3. sz. 221–237. old.
- Jövedelemeloszlás Magyarországon 1995* (1998). Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KATTUMAN, P. – REDMOND, G. (1997): *Income inequality in Hungary, 1987, 1993*. Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Making transition work for everyone: Poverty and inequality in Europe and Central Asia (2000). The World Bank, Washington D.C.
- MEDGYESI M. – SÁGI M. – SZIVÓS P. (1999): A harmadik kor: az idősök jövedelmi helyzete és lakáskörülményei. *TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok*. 13. sz.
- MEDGYESI M. – SZIVÓS P. – TÓTH I. GY. (1999): A háztartások jövedelmi szerkezete, egyenlőtlenségek, szegénység és jóléti támogatások In: SZIVÓS P. – TÓTH I. GY. (szerk.) *A jóléti támogatások és a szegénység Magyarországon, 1992-97*. *TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok*. 5. sz. 55 old.
- MEDGYESI M. – SZIVÓS P. – TÓTH I. GY. (2000): Szegénység és egyenlőtlenségek: generációs eltolódások In: KOLOSI T. – TÓTH I. GY. – VUKOVICH GY. (szerk.) *Társadalmi Riport 2000*. TÁRKI, Budapest.
- MILANOVIC, B. (1998): *Income inequality and poverty during transition from planned to market economy*. The World Bank, Washington D.C.
- SIK E. – TÓTH I. GY. (szerk.) (1998): Zárótanulmány. In: *Jelentés a MHP VI. hullámának eredményeiről*. BKE-TÁRKI, 1998. február.
- SPÉDER, ZS. (1998): Poverty dynamics in Hungary during the transformation. *Economics of Transition*, 6. évf. 1. sz. 1–21. old.
- SZIVÓS P. – TÓTH I. GY. (szerk.) (1999): Monitor, 1999. In: *TÁRKI Monitor Jelentések*. TÁRKI, Budapest.
- SZIVÓS P. – TÓTH I. GY. (szerk.) (2000): *Növekedés alulnézetben Budapest*. TÁRKI, Budapest.
- Trends in income distribution and poverty in the OECD area* (1999). OECD, Paris.

SUMMARY

The paper summarizes the main characteristics of the Hungarian income distribution for the period 1992–2000. The analysis is based on the Hungarian Household Panel 1992–1997 and on the TÁRKI Household Monitor 1998–2000 datasets. Both are small sample surveys with an annual coverage of two thousand households and some five and a half thousand persons as respondents. Cross section data for the nine consecutive years are analysed to shed some light on the developments of income inequalities and poverty in the transition of Hungary. Trends of income distribution are shown, followed by a poverty profile analysis. Simple distribution measures and Gini coefficients, as well as Sen and FGT indices are presented in these sections. The paper also presents data on income composition of households, together with an analysis of the shifts of incidence of social transfers during the period under review.

A JÖVEDELEMEGYENLŐTLENSÉGEK TÉRSÉGI ÉS TELEPÜLÉSSZERKEZETI ÖSSZETEVŐI

NEMES NAGY JÓZSEF – JAKOBI ÁKOS – NÉMETH NÁNDOR

Az 1990-es évek területi folyamatainak egyik meghatározó eleme, az adóköteles személyi jövedelmek regionális tagoltsága, amelynek elemzésével a szakirodalomban shift-share analízis néven ismert módszer segítségével különböző keresztmetszetekben arra kapható válasz, hogy a térben erőteljesen tagolódozó jövedelmi kép alakulásában mekkora a tisztán térbeli (fekvési, helyzeti, regionális), illetve a településszerkezeti faktorok szerepe. A vizsgálatok eredményeként egyrészt megállapítható, hogy a megyék relatív jövedelemhelyzetét a térségi dinamika erősebben befolyásolta, mint a kedvező vagy kedvezőtlen településszerkezeti adottságok. Másrészt az is bebizonyosodott, hogy az 1988 és 1999 közötti időszak területi jövedelemegyenlőtlenségi arculatára az első öt év folyamatai hatottak erőteljesebben. A dolgozatban hasonló módszerrel igazolást nyert, hogy nemcsak az egyes megyék településszerkezeti adottságai, hanem az autópályák és az elsőrendű főutak is fontos szerepet játszanak a jövedelmek regionális differenciáltságában. A számítások szerint az előnyös földrajzi fekvés mellett a kiemelt főútvonalakkal való ellátottság is kedvező irányba befolyásolja a térségek relatív jövedelmi helyzetét.

TÁRGYSZÓ: Területi jövedelemegyenlőtlenség. Regionális fejlődés. Úthálózat.

A piacgazdasági átalakulás jellegzetes vonása volt hazánkban – de lényegében minden átalakuló volt szocialista országban – mind a válságelemek, mind a dinamikahordozó tényezők szempontjából a térbeliség, a regionális dimenzió előtérbe kerülése. E folyamatban – amely elsősorban az új térszerkezetben megjelenő éles területi társadalmi-gazdasági tagoltságban jelenik meg – a hatalmi-politikai rendszer átalakulása, a piacgazdaság működési jegyei, az új gazdasági szervezetrendszer, a külpiaci irányváltás, a határok megnyílása s az európai gazdasági térbe való egyre nyilvánvalóbb beilleszkedésünk együttes hatásai jelennek meg. Mindezek át- (fel- és le-) értékelték a térségi és helyi adottságokat, kitüntetett szerepet kapott egy jellemzően földrajzi dimenzió, a fekvés. Ez a hatás jelenik meg a nyugati országrész vagy a főváros közeli és az innen kiinduló növekedési tengelyek menti térség erőteljes fejlődésében éppúgy, mint a külső (keleti határmenti) perifériák és a belső árnyékterületek (belső perifériák) stagnálásában vagy épp sajátos (például a sűrű gazdaságon nyugvó) stabilitásában. Az adóköteles jövedelmekről 1988 óta rendelkezésre álló települési adatok tükrében az időszakot egybehangzóan a főváros és a nyugati országrész, valamint a nagyobb városok határozott – bár nem kivételek nélküli – térnyerésével jellemzi több munka is (Kovács; 1993, Ruttkay;

1997, Nemes Nagy; 1998, Bódi et al.; 1999, István; 2000), s ez tükröződik az időszak jövedelemviszonyait tartalmazó alapadatokban is.

1. tábla

Az adóköteles jövedelmek területi és időbeli alakulása

Megye, régió, településkategória (fő)	Összes jövedelem (millió forint)			Az egy főre jutó jövedelem az országos átlag százalékában		
	1988	1993	1999	1988	1993	1999
Budapest	132 993	354 604	858 392	136,6	153,0	156,1
Pest	48 245	112 114	326 409	103,5	98,1	99,9
Közép-Magyarország	181 238	466 718	1184 802	125,9	134,9	135,2
Fejér	21 632	53 973	150 672	103,3	105,4	112,8
Komárom-Esztergom	17 226	36 847	100 936	110,1	96,6	102,9
Veszprém	18 825	44 425	120 973	98,4	96,1	101,9
Közép-Dunántúl	57 684	135 244	372 580	103,5	99,7	106,3
Győr-Moson-Sopron	20 924	53 250	149 567	98,7	103,2	112,3
Vas	12 556	33 429	93 600	91,4	101,2	111,4
Zala	13 609	35 450	89 175	88,1	95,3	95,5
Nyugat-Dunántúl	47 089	122 129	332 342	93,4	100,2	107,0
Baranya	20 336	45 891	109 796	99,9	91,1	86,0
Somogy	14 164	34 602	81 844	82,4	83,0	77,2
Tolna	11 584	28 466	70 204	90,4	91,5	89,1
Dél-Dunántúl	46 084	108 959	261 844	91,5	88,5	83,8
Borsod-Abaúj-Zemplén	35 068	76 002	185 562	90,6	80,7	77,9
Heves	15 488	34 061	91 311	92,0	83,9	89,0
Nógrád	10 970	22 275	55 243	94,9	80,3	79,6
Észak-Magyarország	61 526	132 338	332 117	91,7	81,4	81,0
Hajdú-Bihar	23 120	53 890	137 451	84,4	79,8	79,0
Jász-Nagykun-Szolnok	18 854	43 046	107 414	86,7	81,9	80,9
Szabolcs-Szatmár-Bereg	20 873	46 981	114 718	71,0	65,8	61,9
Észak-Alföld	62 847	143 917	359 582	80,0	75,2	73,0
Bács-Kiskun	22 670	51 202	127 157	82,9	76,2	74,1
Békés	17 315	40 449	94 693	83,3	80,6	75,2
Csongrád	19 288	49 669	118 839	89,6	94,5	88,6
Dél-Alföld	59 273	141 319	340 688	85,1	83,2	78,9
<i>Vidék összesen</i>	<i>382 748</i>	<i>896 020</i>	<i>2 325 562</i>	<i>91,5</i>	<i>87,9</i>	<i>88,3</i>
<i>Ország összesen</i>	<i>515 741</i>	<i>1 250 625</i>	<i>3 183 955</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
0-500	9 692	18 790	47 959	67,6	54,6	56,0
501-1 000	18 398	38 022	99 256	73,4	62,1	63,5
1 001-2 000	34 505	73 777	196 107	76,2	66,3	67,7
2 001-5 000	58 998	128 254	338 771	79,2	71,0	71,5
5 001-10 000	38 069	84 564	232 173	85,6	76,6	77,3
10 001-50 000	113 152	267 828	691 595	97,5	95,5	95,7
50 001-100 000	42 566	114 476	295 170	112,1	122,2	123,8
100 001-250 000	64 489	168 148	424 532	110,6	115,8	115,7
Budapest	132 993	354 604	858 392	137,3	153,3	156,1
<i>Vidék összesen</i>	<i>382 748</i>	<i>896 020</i>	<i>2 325 562</i>	<i>91,5</i>	<i>87,9</i>	<i>88,3</i>
<i>Ország összesen</i>	<i>512 862</i>	<i>1 248 464</i>	<i>3 183 955</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

Bár az adóköteles jövedelmek közismerten nem azonosak a lakosság összes rendelkezésre álló jövedelmével, regionális és települési színvonaluk erősen korrelál azzal. Ez a jövedelemfajta a legegységesebben lokalizált a térben (a gazdálkodó szervezetek termelte összes jövedelem csak a szervezetek székhelyéhez köthető), s települési szintről indulva lényegében bármely területi aggregációban elemezhető. E tényezők e jelzőszámot – korlátaival együtt – az egyik legfontosabb területi fejlettségi–fejlődési jellemzővé teszik ma hazánkban.

Az adóköteles jövedelmek immár évtizeden átnyúló idősora nemcsak önmagában fontos jelzőszáma a társadalmi viszonyok alakulásának és a területi folyamatoknak, hanem – mivel regionális szinten erősen korrelál számos más alapvető makrogazdasági jelzőszámmal – alkalmas a területi fejlődés egészét átfogó tendenciák feltárására is. A jövedelmek területi egyenlőtlenségeinek alakulásával foglalkozó korábbi munkánk – de a Központi Statisztikai Hivatal átfogó jövedelemvizsgálatai is –, különböző térségi szinteken és egyenlőtlenségi mérőszámok alapján a jövedelemkülönbségek 1988 és 1996 közötti határozott növekedését igazolták (*Major–Nemes Nagy*; 1999). A későbbi évekre vonatkozó számításaink elsődlegesen arra utalnak, hogy az egyenlőtlenségek magas szinten stabilizálódtak, még várat magára a területi kiegyenlítődéssel irányába mutató fordulat.

2. tábla

Az adóköteles jövedelmek Robin Hood-indexeinek alakulása különböző térségi szinteken

Év	Budapest–vidék (n=2)	Régiók (n=7)	Megyék (n=20)	Kistérségek (n=150)	Települések (n=3100)
1988	7,1	7,6	7,7	9,1	10,8
1989	7,5	8,1	8,2	9,8	11,7
1990	8,3	8,6	8,7	10,7	12,9
1991	7,5	8,0	8,2	10,6	13,3
1992	9,6	9,3	9,8	12,0	14,8
1993	9,9	9,6	10,2	12,6	15,1
1994	9,9	10,0	10,4	12,9	15,5
1995	9,5	9,7	10,1	12,6	15,2
1996	9,0	10,1	10,3	12,7	15,2
1997	9,3	10,5	10,7	13,2	15,4
1998	9,4	11,0	11,2	13,2	15,5
1999	9,7	11,1	11,2	13,6	15,8

A táblában szereplő jövedelemegyenlőtlenségi mértékeket öt területi aggregációs szinten a következő összefüggés alapján kaptuk:

$$h = \frac{\sum_{i=1}^n |f_i - x_i|}{2}$$

ahol:

h – az ún. Robin Hood-index értéke (százalék),

f_i – az i -edik terület egység részesedése a összjövedelem országos volumenéből (százalék),

x_i – az i -edik terület egység részesedése az ország össznépességéből (százalék).

A mutatószám elméleti minimuma zérus, maximuma pedig 100. Minél nagyobb a kapott érték, annál jelentősebb a jövedelem és a népesség területi eloszlásának eltérése, azaz a területi jövedelemegyenlőtlenség.

Jelen tanulmány a hivatkozott munkánk folytatását jelentő kutatások eredményeit mutatja be. Az említett dolgozat a jövedelmi térszerkezet bemutatásán, az egyenlőtlenségek alakulásának feltárásán túlmenően felvet néhány további kérdést. Ezek egyike, hogy a térben jelentősen tagolódó jövedelmi kép alakulásában vajon mekkora a szerepe a tisztán térbeli (fekvési, helyzeti, regionális), illetve a településszerkezeti faktoroknak. Abból ugyanis, hogy az ország egyes térségei között a legtöbb alapvető gazdasági mutatóban, köztük a lakossági jövedelmekben növekvő egyenlőtlenségek tapasztalhatók, még nem következik feltétlenül a regionalitás tényleges felértékelődése, hisz az új tagoltság kialakulásában – közvetett módon – településszerkezeti hatások, elmozdulások is szerepet játszhatnak. A regionális dinamika ugyanis esetleg a városi fejlődés megtévesztő „kivetítése” a nagyobb területekre, vagy épp fordítva a regionális krízishelyzet a falusi településkör hanyatlásának folyamánya is lehet. A térbeli társadalmi folyamatoknak e két – egymással természetesen összekapcsolódó, pontosan szét nem választható – szerkezeti elemét a továbbiakban a jövedelmek dinamikája, illetve a jövedelemszintek tükrében vizsgáljuk.

Tanulmányunk terjedelmi korlátok miatt természetesen messze nem aknázza ki a jövedelemegyenlőtlenségek területi vizsgálatának valamennyi szóba jöhető lényeges elemét. Így például a vizsgált térségi szintet a megyék jelentik, kisebb területegységekkel nem foglalkozunk. Ez azzal függ össze, hogy a térbeli (fekvési) és a településszerkezeti tényezők csak olyan területegységek szintjén kapcsolhatók össze, amilyen szinten minden (vagy a legtöbb) településnagyság-csoport szerepel. Ezek hazánkban a megyék és az ennél nagyobb területrészek (a kistérségek például nem teljesítik ezt a feltételt).

Vizsgálatainkban az adóköteles jövedelmeket a teljes népesség eloszlásával vetjük össze, azaz lényegében az egy lakosra jutó különbségeket elemezzük. Itt nem vizsgált (de vizsgálható) kérdéskör ezért az, hogy ebben a jövedelem differenciáltságban mekkora a súlya a foglalkoztatottsági és a demográfiai szerkezet területi eltéréseinek. E tényezők vizsgálata a jövedelmek térszerkezetét elemző kutatások következő lépése lehet.

Adatbázis, módszerek

Munkánk adatbázisa – hasonlóan az említett publikációk többségéhez – az APEH településsoros adatbázisa, amely az 1988–1999. évi személyi jövedelemadó-bevallásokból kigyűjtött adóköteles jövedelmeket tartalmazza. (A területi jövedelemjellemzők időbeli elemzéséről lévén szó, az évente összeállított adatbázis homogenizálását – a közigazgatási változások, jellemzően a települések önállósulása hatásának kiszűrését – magunk végeztük el.)

Tanulmányunkban a térségi és településszerkezeti hatásokat a shift-share analízis módszerével vizsgáltuk. A módszer klasszikus változata a gazdasági növekedés területi és ágazati tényezőinek szétválasztására szolgáló eljárás. Első nagyhatású, átfogó alkalmazását *Perloff, H. S. et al.* (1960) munkája példázza, amelyben az eljárás az Egyesült Államok gazdasága hosszú távú regionális fejlődésének elemzésében kapott kitüntetett szerepet. A hazai felhasználás a hetvenes évekre nyúlik vissza (*Nemes Nagy; 1979, L. Rédei; 1985*), a

módszer bekerült a regionális elemzési módszertani kézikönyvekbe (Sikos; szerk., 1984), s néhány elemzés napjainkban is alkalmazza (Gulácsi–Nemes Nagy; 1989, Kiss; 1998).

A módszer, lényegét tekintve kettős standardizálás, elvégzéséhez legalább két szerkezeti – területi, illetve ágazati – dimenzió szerinti adata van szükség. Az ágazat megjelölés tulajdonképp tetszőleges diszjunkt megoszlást takarhat: gazdasági ágazatokat, korcsoportokat, településnagyság-csoportokat. A területi dimenzió is többféle lehet: például települések, régiók, országok, sajátos térbeli aggregátumok (a tanulmányban megyék, illetve az ún. „úthálózati régiók” képviselik a területi dimenziót). Vizsgálhatók vele egyes jelenségek – esetünkben a jövedelem – időbeli növekedésének összetevői éppúgy, mint fajlagos adatok – itt az egy lakosra jutó adóköteles jövedelem – differenciáltságának szerkezete. Megmaradva a jövedelemnövekedés példájánál, a számítások kiindulópontja két mátrix:

– \mathbf{K} (a kezdő év) és \mathbf{V} (a vizsgált időszak vége),

– k_{ij} , illetve v_{ij} elemei az i -edik területegység j -edik településnagyság-csoportjának jövedelemvolumenét jelölik a kezdeti és a végső időpontban (hozzátesszük, mivel a módszerben a mátrixok sorai és oszlopai egyenrangúak, ezért felcserélhetők, de akkor ennek megfelelően módosul a további összefüggések tartalma).

Az alapadatokból számíthatók (a mátrixok sorainak, illetve oszlopainak összeadásával) a következő értékek:

$$k_{i0} = \sum_j k_{ij}, \text{ illetve } v_{i0} = \sum_j v_{ij} \text{ az } i\text{-edik területegység teljes jövedelme a két időpontban,}$$

$$k_{0j} = \sum_i k_{ij}, \text{ illetve } v_{0j} = \sum_i v_{ij} \text{ a } j\text{-edik településcsoport összjövedelme a két időpontban,}$$

$$k_{00} = \sum_i \sum_j k_{ij}, \text{ illetve } v_{00} = \sum_i \sum_j v_{ij} \text{ az országos összjövedelem a két időpontban.}$$

A számítás első érdemi lépése a jövedelemnövekedési indexek \mathbf{M} (m_{ij}) mátrixának kiszámítása: $m_{ij} = v_{ij} / k_{ij}$.

Hasonlóképpen osztással számíthatók a teljes (országos), illetve a területi és a településcsoport (ágazati) növekedési indexek:

$$m_{00} = v_{00} / k_{00}, \quad m_{i0} = v_{i0} / k_{i0}, \quad m_{0j} = v_{0j} / k_{0j}.$$

Ezen összefüggések felhasználásával minden területegységre vonatkozóan felbontható az adott időszakra jellemző – az országos átlagnál gyorsabb vagy lassabb jövedelemnövekedés hatására létrejövő – jövedelemtöbblet vagy -hiány (S_i) két összetevőre, esetünkben az ún. regionális (S_r) és a településszerkezeti (S_a) hatásra:

$$S_i = S_{ri} + S_{ai}$$

ahol:

$S_i = v_{i0} - m_{00} \cdot k_{i0}$ az összes jövedelemtöbblet (hiány),

$S_{ri} = \sum_j (v_{ij} - m_{0j} \cdot k_{ij})$ a regionális (területi, helyi) tényező,

$S_{ai} = \sum_j k_{ij} (m_{0j} - m_{00})$ a településszerkezeti (ágazati, strukturális) tényező.

Az S_{ai} nem igényel nagy volumenű számítást, hisz S_i és S_{ri} különbségeként egyszerűen adódik.

Számításaink eredményeként (a részletesebb levezetést és bizonyítást lásd például *Sikos* (szerk.); 1984. 146–154. old.) minden területegységre rendelkezésre áll az említett három tényező. Mindhárom egyaránt felvehet pozitív és negatív értéket. A pozitív érték az átlagosnál gyorsabb növekedésből adódó többletjövedelem, a negatív érték pedig az átlagosnál lassabb növekedés okozta jövedelemhiány. A számítás S_i esetében az országos növekedéshez képest adja meg a növekedési többletet vagy hiányt. S_{it} -ben az országos településcsoport (ágazati) növekedési ütemeket (m_{0i}) feltételező növekedéshez viszonyított helyi többlet vagy hiány számszerűsödik. S_{ai} értéke pedig akkor lesz pozitív, ha az országosan dinamikus, az átlagnál nagyobb jövedelemdinamikájú településcsoportoknak nagy, a lassabban növekvőknek kicsiny a súlya az adott területegységben (ebben az értelemben jelez ez a faktor kedvező vagy kedvezőtlen településszerkezetet a térségben).

Logikailag teljesen analóg az előbbi számításmenettel az az alkalmazás, amikor nem a jövedelmek volumennövekedését elemezzük a regionális és településszerkezeti összetevők szerint, hanem az egy lakosra jutó jövedelmek területi egyenlőtlenségeit bontjuk tényezőkre egy-egy adott évben. Ekkor a levezetés kiinduló mátrixai közül a \mathbf{V} -nek megfelelő a jövedelmeket tartalmazza, míg \mathbf{K} a népesség térségek és településcsoportok szerinti megoszlását. E számítással arról kaphatunk információt, hogy a magas, illetve az alacsony jövedelemszinteket miként befolyásolja a regionális hovatartozás, illetve a településszerkezeti összetétel.

A shift-share elemzés eredményeként a vizsgált területegységek a kiszámított S_i , S_{it} és S_{ai} értékek előjele és nagysága alapján nyolc típusba sorolhatók. Abszolút mértékegységben vagy százalékos arányaik alapján értelmezhetők a növekedési többletek vagy hiányok és a számítási eredmények térképen ábrázolhatók.

A módszert használva a 12 éves időszakot egyrészt egészében (kezdeti és végső évek összevetésével), másrészt két szakaszra bontva (1988–1993, illetve 1993–1999) vizsgáltuk. E szakaszolás annak a megállapításnak az újabb tesztelését is jelenti (*Nemes Nagy*; 1999), miszerint a kilencvenes évtized regionális fejlődési szempontból sem tekinthető egyetlen egységes szakaszra, hanem a területi folyamatokban is legalább két időszakra – az előző rendszer leépülésének és az ezt kísérő gazdasági krízisnek a szakaszára, majd az ezt követő stabilizációs és növekedési időszakra – bontható. Azt kívántuk megtudni, hogy e szakaszolás a jövedelemalakulás regionális és településszerkezeti tényezőinek tükrében igazolható-e.

Budapest számtalan vizsgálatban bizonyítottan az országos és a vidéki folyamatoktól erősen eltérő pályán halad. Dilemmánkat, miszerint Budapest értékeit vonjuk-e be a vizsgálatba, az elemzés témaköréhez kapcsolódó előzetes számítások segítségével döntöttük el. Ezek szerint a jövedelemegyenlőtlenségek terén mind regionális, mind településszerkezeti vonatkozásban Budapest túlon túl nagy súlyú összetevőt jelent, és mivel nem annyira a főváros (jól ismert) szerepét, hanem inkább a többi térségét kívántuk vizsgálni, ezért tanulmányunkban a főváros adataival nem számoltunk, azok közvetett hatásaival annál inkább.

Elemzésünk első részében tulajdonképpen hagyományos aggregációkban, megyékre és településnagyság-csoportokra bontva vizsgáljuk a jövedelemdinamikát. Szemléletileg ettől eltérő a tanulmány következő részében bemutatott számítás, itt ugyanis a területegységek sajátos régiók: az országot a főközlekedési utak menti zónákra tagoltuk. E közelítéssel újabb adalékokat (vagy esetleg cáfolatot) kívántunk gyűjteni a hálózati infrastruktúra növekedésserkentő hatásáról, konkrét számítások alapján, ily módon egészítve ki az

autópályák kedvező hatásáról előszeretettel író publicisztika (s részben a kapcsolódó szakirodalom) szlogenjeit.

A jövedelemnövekedés megyei és településszerkezeti összetevői 1988 és 1999 között

Vizsgálatunk az adóköteles jövedelmek területi különbségeinek két összetevőjét, a kedvező vagy kedvezőtlen földrajzi adottságokból fakadó térségi hatást, illetve a település-összetételből fakadó hatásokat állítja a középpontba. Célunk annak eldöntése volt, hogy 1988 és 1999 között az egyes megyékben elért jövedelemnövekedés milyen mértékben volt a helyi adottságok (itt vélhetően elsősorban a kedvező vagy kedvezőtlen földrajzi helyzet) adta növekedési feltételeknek, illetve a megyék településstruktúrájának tulajdonítható. A települési szerkezet térségi hatásának két összetevője lehet. Az egyik, amikor az adott régió jövedelemszerkezetében az országosan legdinamikusabb település-csoportok részesedése nagy a kevésbé dinamikusakéval szemben. Előfordul azonban olyan eset is, amikor – a különlegesen kedvező helyi adottságokat kihasználva – a régió összességében nagyobb jövedelemnövekedést tud felmutatni, mint amekkorát az ott reprezentált településkategóriák országos átlaga alapján várhatnánk. Az előző esetben az előnyös települési struktúra, a másik esetben a helyi dinamikus szerkezet előnyét élvezzi a terület. E két összetevő arányának és szerepének elkülönítésére alkalmaztuk a shift-share analízist.

3. tábla

Az adóköteles jövedelmek megyék és településnagyság (fő) szerint

Megye	0–500	501–1 000	1 001–2 000	2 001–5 000	5 001–10 000	10 001–50 000	50 001–100 000	100 001 felett	Összes
1988-ban (millió forint)									
Baranya	1 866	1 336	1 381	2 101	366	3 781	0	9 505	20 336
Bács-Kiskun	59	429	1 707	4 718	2 562	7 869	0	5 325	22 670
Békés	28	301	965	2 177	3 374	6 810	3 659	0	17 315
Borsod-Abaúj-Zemplén	1 184	2 064	4 102	5 037	2 267	9 716	0	10 698	35 068
Csongrád	13	304	550	2 375	1 240	5 763	0	9 043	19 288
Fejér	82	456	2 035	4 917	1 888	1 949	3 813	6 493	21 632
Győr-Moson-Sopron	433	1 436	2 705	2 947	268	2 844	2 862	7 430	20 924
Hajdú-Bihar	34	292	984	2 094	3 365	5 777	0	10 575	23 120
Heves	152	867	2 225	4 643	694	3 667	3 241	0	15 488
Komárom-Esztergom	64	403	1 481	3 079	1 781	6 287	4 133	0	17 226
Nógrád	380	1 355	1 985	1 854	363	5 033	0	0	10 970
Pest	87	563	2 477	8 128	8 904	25 652	2 434	0	48 245
Somogy	876	1 549	2 289	1 503	807	3 554	3 586	0	14 164
Szabolcs-Szatmár-Bereg	268	1 257	2 325	5 500	2 543	3 559	0	5 421	20 873
Jász-Nagykun-Szolnok	54	279	1 082	2 402	3 642	6 867	4 529	0	18 854
Tolna	343	676	1 546	2 185	1 100	5 734	0	0	11 584
Vas	1 384	1 486	998	1 227	392	2 545	4 523	0	12 556
Veszprém	1 081	1 719	2 051	1 805	1 781	6 722	3 665	0	18 825
Zala	1 306	1 658	1 810	885	730	1 097	6 122	0	13 609
Összes	9 692	18 430	34 697	59 579	38 069	115 228	42 566	64 489	382 748

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Megye	0–500	501–1 000	1 001–2 000	2 001–5 000	5 001–10 000	10 001–50 000	50 001–100 000	100 001 felett	Összes
1999-ben (millió forint)									
Baranya	7 603	6 505	7 590	11 008	1 948	18 528	0	56 614	109 796
Bács-Kiskun	181	1 866	7 985	23 326	12 899	43 560	0	37 341	127 157
Békés	171	1 215	4 451	10 519	17 385	38 699	22 253	0	94 693
Borsod-Abaúj-Zemplén	4 750	9 717	21 164	24 829	12 807	52 507	0	59 788	185 562
Csongrád	57	1 411	3 095	13 426	8 418	32 835	0	59 596	118 839
Fejér	545	2 914	14 577	33 723	11 824	13 541	24 249	49 299	150 672
Győr-Moson-Sopron	2 792	10 068	18 785	21 628	1 734	18 366	19 822	56 372	149 567
Hajdú-Bihar	180	1 233	4 571	11 360	18 632	32 157	0	69 318	137 451
Heves	559	3 919	11 200	25 820	4 010	22 945	22 858	0	91 311
Komárom-Esztergom	404	2 383	9 836	16 174	10 826	37 060	24 253	0	100 936
Nógrád	1 430	6 465	9 340	9 032	1 801	27 174	0	0	55 243
Pest	370	3 383	15 878	52 566	63 310	171 658	19 243	0	326 409
Somogy	4 155	7 764	12 360	8 911	7 421	17 925	23 307	0	81 844
Szabolcs-Szatmár-Bereg	1 069	5 439	10 508	26 234	13 825	21 438	0	36 204	114 718
Jász-Nagykun-Szolnok	313	1 241	5 524	11 740	18 539	37 551	32 505	0	107 414
Tolna	1 400	3 313	7 724	12 243	6 299	39 225	0	0	70 204
Vas	8 740	10 606	7 016	8 980	3 416	19 751	35 091	0	93 600
Veszprém	6 255	10 051	13 313	11 497	12 380	39 855	27 623	0	120 973
Zala	6 985	9 764	11 188	5 756	4 697	6 820	43 965	0	89 175
Összes	47 959	99 256	196 107	338 771	232 173	691 595	295 170	424 532	2 325 563
Index: 1988. év=1,00									
Baranya	4,08	4,87	5,50	5,24	5,32	4,90	–	5,96	5,40
Bács-Kiskun	3,05	4,35	4,68	4,94	5,03	5,54	–	7,01	5,61
Békés	6,17	4,03	4,61	4,83	5,15	5,68	6,08	–	5,47
Borsod-Abaúj-Zemplén	4,01	4,71	5,16	4,93	5,65	5,40	–	5,59	5,29
Csongrád	4,48	4,64	5,63	5,65	6,79	5,70	–	6,59	6,16
Fejér	6,69	6,40	7,16	6,86	6,26	6,95	6,36	7,59	6,97
Győr-Moson-Sopron	6,45	7,01	6,95	7,34	6,47	6,46	6,93	7,59	7,15
Hajdú-Bihar	5,33	4,22	4,65	5,42	5,54	5,57	–	6,56	5,95
Heves	3,67	4,52	5,03	5,56	5,77	6,26	7,05	–	5,90
Komárom-Esztergom	6,29	5,92	6,64	5,25	6,08	5,89	5,87	–	5,86
Nógrád	3,77	4,77	4,71	4,87	4,96	5,40	–	–	5,04
Pest	4,27	6,01	6,41	6,47	7,11	6,69	7,91	–	6,77
Somogy	4,74	5,01	5,40	5,93	9,20	5,04	6,50	–	5,78
Szabolcs-Szatmár-Bereg	4,00	4,33	4,52	4,77	5,44	6,02	–	6,68	5,50
Jász-Nagykun-Szolnok	5,84	4,45	5,11	4,89	5,09	5,47	7,18	–	5,70
Tolna	4,08	4,90	5,00	5,60	5,72	6,84	–	–	6,06
Vas	6,32	7,14	7,03	7,32	8,70	7,76	7,76	–	7,45
Veszprém	5,78	5,85	6,49	6,37	6,95	5,93	7,54	–	6,43
Zala	5,35	5,89	6,18	6,50	6,43	6,21	7,18	–	6,55
Összes	4,95	5,39	5,65	5,69	6,10	6,00	6,93	6,58	6,08

A 3. tábla első részében az 1988-as nominális adóköteles jövedelmi adatokat a megyék mint területegységek és a településkategóriák mint strukturális elemek rendszerében helyeztük el. Hasonló bontású a tábla második része, melyben az 1999-es jövedelemértékek szerepelnek. Szükség volt továbbá az összesített megyei és településcsoportonkénti

értékekre, valamint az országos összjövedelemre. Az elemzés első érdemi lépése a jövedelemértékek 1988-ról 1999-re történő, nominálértéken számított növekedésének kiszámítása, azaz a növekedési indexek mátrixának meghatározása volt. (Lásd a 3. tábla harmadik részében.)

Ezen két év viszonylatában országosan (Budapest nélkül) átlagosan 6,08-szoros volt a jövedelemnövekedés. Mivel középértékről van szó, mind a megyék, mind a település-csoportok esetében ennél kisebb, illetve nagyobb növekedéseket is megfigyelhetünk. A megyék közül a legnagyobb jövedelemnövekedés Vasban (7,45-szoros), a legkisebb Nógrádban (5,04-szoros) volt. A téma szempontjából fontos részeredmény az is, hogy nem tökéletesen lineáris a kapcsolat a településméret és a jövedelemdinamika között. Bár általánosságban igaz, hogy a nagyobb település jelentősebb dinamikát feltételez, a legnagyobb növekedést mutató kategória azonban 1988–1999-es viszonylatban nem a legnépesebb, 100 ezer főnél népesebb települések csoportja, hanem az 50-100 ezer fő közötti. A vidéki átlag feletti jövedelemnövekedés a nyolc településkategória felére jellemző, választóvonal az 5000 fős lélekszám.

Az elemzés következő lépését az összes változás, valamint annak két összetevője, a regionális és a településszerkezeti (strukturális) tényező meghatározása jelentette. A számítás eredményeként az egyes megyék jellegzetes csoportokba sorolhatók a három tényező előjele és nagysága alapján. (Lásd a 4. táblát.)

4. tábla

A lokális és a településszerkezeti (strukturális) összetevő szerepe az adóköteles jövedelmek változásában 1988–1999 között

Típus	Strukturális > lokális	Lokális > strukturális
Pozitív strukturális és pozitív lokális tényező, az átlagosnál nagyobb jövedelemnövekedés	–	Fejér, Győr-Moson-Sopron, Vas, Zala
Pozitív strukturális és negatív lokális tényező, az átlagosnál nagyobb jövedelemnövekedés	Csongrád	X
Negatív strukturális és pozitív lokális tényező, az átlagosnál nagyobb jövedelemnövekedés	X	Pest, Veszprém
Pozitív strukturális és negatív lokális tényező, az átlagosnál kisebb jövedelemnövekedés	X	Békés, Hajdú-Bihar, Komárom-Esztergom, Jász-Nagykun-Szolnok
Negatív strukturális és pozitív lokális tényező, az átlagosnál kisebb jövedelemnövekedés	Tolna	X
Negatív strukturális és negatív lokális tényező, az átlagosnál kisebb jövedelemnövekedés	Somogy	Baranya, Bács-Kiskun, Heves, Nógrád, Borsod-Abaúj-Zemplén, Szabolcs-Szatmár-Bereg

Megjegyzés: az X elméletileg nem lehetséges esetet jelez.

A megyéket először két nagy csoportba sorolhatjuk. Az országos átlagnál nagyobb jövedelemnövekedés relatív jövedelemtöbbletet, az országos átlagnál lassabb pedig relatív jövedelemhiányt eredményez. Ez a többlet, illetve hiány e módszerrel lokális és strukturális összetevőkre bontható, melyek elméletileg nyolcféle kombinációban szerepelhetnek, amiből mostani számításunkban csak hét fordult elő. A jövedelemtöbblet (pozitív összes változás) egyaránt lehet pozitív lokális és strukturális összetevő eredője. A két té-

nyező ellentétes előjele esetében csak akkor adódik jövedelemtöbblet, ha a pozitív összetevő abszolút értéke a nagyobb (a 4. táblában X-szel jelölt, elméletileg lehetetlen esetekben ez a feltétel nem teljesül). A jövedelemhiány (negatív összes változás) ezzel analóg módon bontható, s képez jellegzetes megyecsoportokat. Egyetlen olyan megyénk sincs, ahol oly módon pozitív mind a strukturális, mind pedig a lokális tényező, hogy abszolút értékben a strukturális lenne a nagyobb. Ez többek között rávilágít arra a tendenciára is, hogy 19-ből 16 megye esetében a teljes jövedelemnövekedés előjelét, azaz átlagnál nagyobb vagy kisebb mértékét, nem a településstruktúra, hanem a helyi, lokális tényezők határozzák meg. Kimondhatjuk: az 1988-1999-es időszakban a jövedelemnövekedésben döntően a regionális helyzet volt a meghatározó.

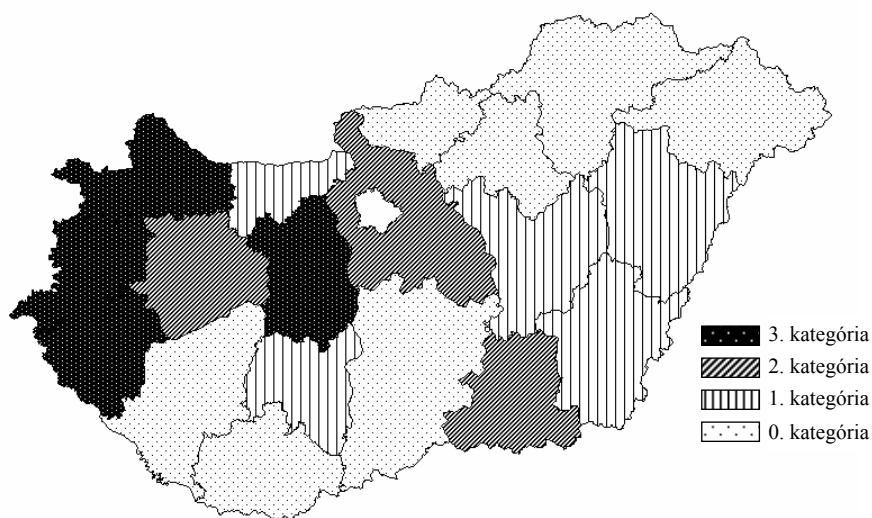
A településszerkezeti (strukturális) összetevő három esetben, Csongrád, Tolna és Somogy megyéknél volt erősebb a lokális tényezőnél. Ilyenkor a kedvezőbb vagy kedvezőtlenebb településstruktúra játszott döntő szerepet. (Kedvező megyei településszerkezet azt jelenti, hogy a megye a nagyobb jövedelemnövekedésű településcsoportokból nagyobb mértékben részesedik, kedvezőtlen szerkezet esetén viszont éppen a kisebb dinamikusai vannak túlsúlyban.) E három megye azonban önmagában is eltérő pályán futott. Csongrád országos átlagnál rosszabb (negatív) lokális összetevője mellett erőteljes pozitív strukturális összetevővel rendelkezik, ami annak tulajdonítható, hogy a megye általában nagyobb településekkel rendelkezik (Szeged, Hódmezővásárhely), és 500 fő alatti település alig van a megyében. Ez kompenzálja a nagy nemzetközi és hazai fejlődési centrumoktól relatíve távolabb eső és ezért hátrányosabb földrajzi adottságait. Tolna esetében éppen fordított a helyzet: a még éppen hogy pozitív lokális tényezővel szemben erős negatív strukturális tényező áll, azaz a földrajzi helyzetből adódó viszonylag kedvező pozíciót „letöri” a jövedelemnövekedés szempontjából rossz településszerkezet. Somogyonál mind a lokális, mind a strukturális összetevő negatív, így a strukturális adottságok csak még jobban eltávolítják az országos átlagtól.

Azok a térségek a legsikeresebbek (legszerencsésebbek), amelyek mindkét összetevőjüket tekintve átlagon felüliek. Ide sorolható Fejér, Vas, Győr-Moson-Sopron és Zala, ahol a pozitív strukturális tényező mellett annál is erőteljesebb pozitív regionális összetevő van jelen. Ez az eredmény a területi fejlettségi és jövedelemviszonyokkal foglalkozó számos tanulmány végső következtetésével esik egybe, illeszkedik a vizsgálatokban kimutatott fejlődési tengelyekhez (Budapest–Győr–Bécs, illetve nyugati határvidék), főképpen, ha a szintén pozitív változásokat mutató Pest és Veszprém megyét is figyelembe vesszük. Ez utóbbi két megye településszerkezete ugyan kedvezőtlennek mondható (leginkább Pest, ahol a nagyszámú kisebb településhez képest alulreprezentáltak a legnagyobb városok), de regionális adottságaik – Pest esetében alapvetően a főváros közelsége miatt – az országos átlagnál jóval kedvezőbbek.

Nem említettük még az országos – pontosabban vidéki – átlagtól elmaradó megyék két jelentős csoportját. Békés, Hajdú-Bihar, Komárom-Esztergom és Jász-Nagykun-Szolnok csak strukturális tényezőjüket tekintve jó helyzetűek (jelentős a nagy lélekszámú alföldi települések, illetve Komárom-Esztergom megye esetében a Tatabánya–Tata–Komárom urbanizált tengely súlya), regionális összetevőjük azonban összességében negatív. Baranya, Bács-Kiskun, Heves, Nógrád, Borsod-Abaúj-Zemplén és Szabolcs-Szatmár-Bereg megye esetében mindkét összetevő negatív, s abszolút értékben a lokális tényező a meghatározó, ami hangsúlyozottan a helyi növekedési tényezők hiányát jelzi.

A vizsgált területeket a legsikeresebbektől a legkevésbé sikeresekig négy csoportba rendezve a jövedelemnövekedés hazai térszerkezetéről kapunk képet. Legsikeresebbek (3. kategória) a mindhárom elemben átlagon felüli, tehát jövedelemtöbblettel (pozitív értékekkel) rendelkező megyék, ezt követik a két (2. kategória), illetve egy (1. kategória) jellemzően pozitív térségek, végül a relatíve legsikertelenebbek (0-ik kategória) valamennyi viszonylatban negatív értékekkel rendelkezők voltak. A hazai térszerkezetet az 1. ábra mutatja.

1. ábra. Az 1988–1999. évi jövedelemnövekedés hazai térszerkezete



Magyarországon az utóbbi évtizedben Fejér megyében, valamint a nyugati határszél megyéiben volt a leggyorsabb a jövedelemnövekedés. Lassú, átlag alatti jövedelemnövekedés jellemezte a Dél-Dunántúlt, illetve Észak-Magyarországot Szabolcs-Szatmár-Bereg megyével együtt. Megállapításunk nem meglepő, inkább a legtöbb egyéb jellemző alapján kialakuló térszerkezethez igazodik, ugyanakkor figyelemre méltó, hogy az agglomeráció (Pest megye) csak a második kategóriába került, ugyanabba, amelybe az Alföld vezető megyéje, Csongrád.

Az átmenet két szakasza

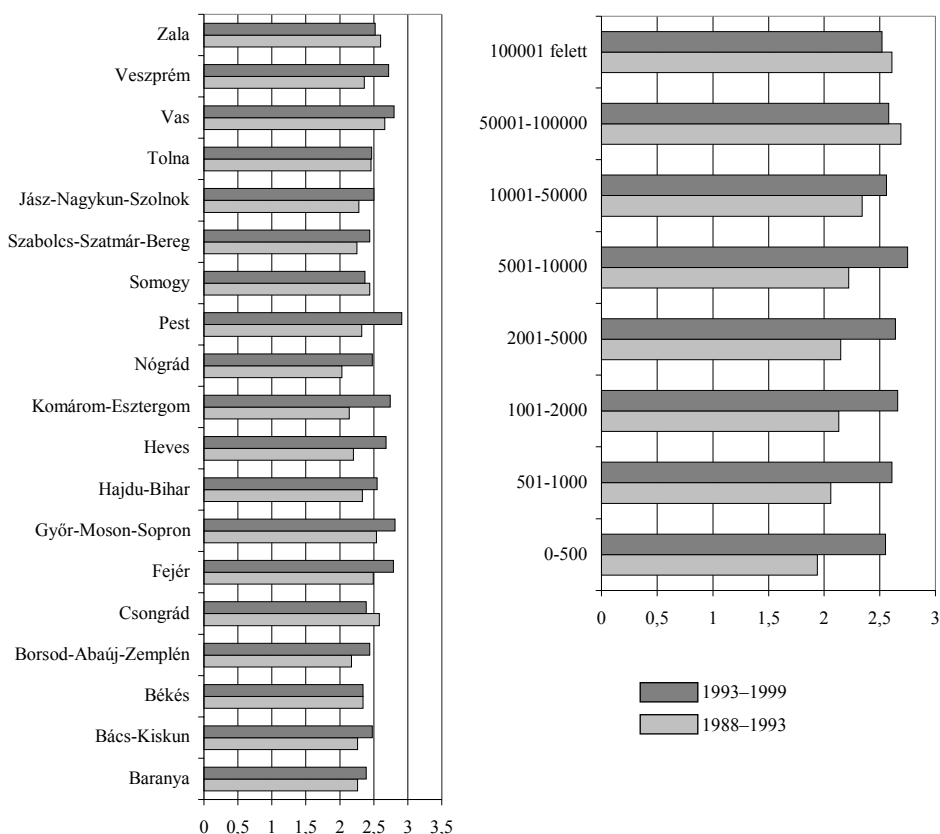
Az 1988 és 1999 közötti időszak felöleli a rendszerváltás folyamatát nagyjából a kezdetektől a stabil piacgazdaságig. Eddigi vizsgálatunkban a két végpontot, 1988-at és 1999-et állítottuk az elemzés középpontjába, ezek jövedelemadatait vetettük össze. A köztes időszak azonban a valóságban árnyaltabb és ingadozóbb képet mutatott. Kezdetben a gyökeres átalakulással törvényszerűen együtt járó visszaesést (*Kornai*; 1993) kellett leküzdeni, majd ezt követően – a válságelemek háttérbe szorításával és a növekedési elemek hangsúlyozásával – a növekedés feltételeit kellett biztosítani, illetve a felemelkedést elindítani. Ebből következően valószínű, hogy a jövedelemnövekedésre a kezdeti

időszakban más tényezők hatottak, mint a későbbi években, valamint, hogy kezdetben és később is a regionális helyzet és a településméret másféleképpen érvényesültek a jövedelemszint meghatározásában.

Különválasztva az időszak visszaeső és stabilizálódó (fejlődő) fejezetét, két külön vizsgálatban elemeztük a jövedelemnövekedés regionális és településszerkezeti összetevőinek alakulását. Számos munkában fordulópontként kezelik az 1992–1993-as éveket, melyeket egyben a válság mélypontjaként is említnek. Ezt az időpontot kiemelve egy 1988-tól 1993-ig, illetve egy 1993-tól 1999-ig tartó szakaszra bontottuk az időszakot. Feltételezésünk szerint más tendenciák jellemzők az első és más a második szakaszra, ugyanakkor az is elképzelhető, hogy hasonlóképpen hatottak a regionális és a településszerkezeti tényezők. A kérdés tehát: az 1990-es évek végének területi jövedelemegyenlőtlenségei milyen mértékben örökítik át a rendszerváltozás előtti struktúrákat, a korabeli egyenlőtlenségi állapotokat, illetve milyen arányban szóltak bele az új jelenségek a mára kialakuló helyzetbe.

A megyék és településkategóriák szerint kiszámított növekedési indexek összehasonlításakor szembevetendő különbségeket fedezhetünk fel a két időszak között.

2. ábra. A jövedelemnövekedés indexei megyék és településkategóriák szerint



Megjegyzés. A vidéki növekedési index az 1988–1993. években 2,34, az 1993–1999. években 2,60 százalékot tett ki.

Mind megyei, mind településnagysági viszonylatban jelentős átrendeződéseket tapasztalhatunk rangsorban és volumenben egyaránt. A jövedelemnövekedés megyei rangsora teljesen felborult az első szakaszhoz képest: a kezdetben legnagyobb növekedést felmutató Csongrád, Szabolcs-Szatmár-Bereg, Vas, Fejér és Jász-Nagykun-Szolnok közül a második időszakban csak ez utóbbi kettő maradt átlag fölötti, Csongrád és Szabolcs-Szatmár-Bereg pedig az egyik legkisebb növekedést érték el 1993 után. Másik oldalról nézve, például Hajdú-Bihar, Somogy és Komárom-Esztergom a korábbi, átlagtól elmaradót az országosnál jóval nagyobb növekedési dinamikára változtatta. Az átlaghoz viszonyított, illetve a rangsorban betöltött változás tulajdonképpen bármilyen irányban és bármilyen mértékben előfordulhatott, ami azt a képet látszik előrevetíteni, hogy a regionális és a településnagysági összetevők az első és a második időszakban másként hatottak.

Figyelemreméltó és némiképp szokatlan eredményt hozott a településnagyság szerint vizsgált jövedelemnövekedés-számítás.

A növekedési indexek 1988 és 1993 közötti értékei – hasonlóan a teljes időszak indexeihez – a településnagysággal nagyjából együtt növekvő tendenciát mutattak, a második legnépesebb kategóriánál jelentkező csúcsponttal. A második időszakban a rangsor élesen megváltozott. Az 1993 és 1999 közötti időszakra már nem mondható el, hogy a nagyobb településkategória jelentősebb növekedést tudott volna felmutatni. A 3. ábra szerint az 5000-10000 fős csoportig nagyjából növekvő, attól azonban a mérettel párhuzamban csökkenő növekedési indexeket láthatunk. Az országos növekedési index fölött nem a legnagyobb települések csoportja, hanem a kis és közepeseké található. Így arra számíthatunk, hogy az időszak második felében azok a megyék lesznek – strukturális összetevőjüket tekintve – a legkedvezőbb helyzetben, amelyekben a közepes méretű települések aránya viszonylag nagyobb.

A teljes és a két részidőszak jellemzőit foglalja össze az 5. tábla, amelyben a teljes jövedelemváltozást, valamint az azt meghatározó lokális és strukturális összetevők értékeit közöljük. Az átlagnál nagyobb (pozitív), illetve az átlagtól elmaradó (negatív) értékek mellett a lokális és a strukturális összetevők viszonyát is jeleztük, az abszolút értékben nagyobb tényező adatát dőlt számmal jelölve.

Az első vizsgálati időszakban a regionális helyzet és a kedvező vagy kedvezőtlen településstruktúra kettősből két kivétellel mindig a regionális adottságok (lokális tényezők) voltak a meghatározóbbak a jövedelemnövekedésben. Hajdú-Bihar esetében kedvező, Pestnél viszont kedvezőtlenül hatott az erőteljes strukturális összetevő.

A második szakaszban minden esetben a regionális helyzet volt a döntő, ez határozta meg az összes jövedelemváltozás országos átlagtól való eltérésének irányát. A megyék belső településszerkezetére utaló strukturális összetevő csak módosító szerepű volt, más szóval ez a tényező csak az országos átlagos jövedelemváltozástól való eltérés mértékére tudott hatni. Összehasonlításképpen az 1988–1999-es éveket átfogó vizsgálatunk szerint is a lokális tényező döntő hatását tapasztalhattuk.

Ha az egyes megyék növekedési ütemének változását követjük nyomon, több tekintetben is figyelemreméltó eredményeket kapunk. Az 1990-es évtized végére kialakuló jövedelmi térkép jellegzetességei nagyjából már az időszak elején megmutatkoztak. Az 1993 utáni folyamatok ugyan sok tekintetben újszerű tendenciákat mutatnak, mégsem hoztak mélyreható átalakulást a jövedelemnövekedésben. Némi változással ugyan, de

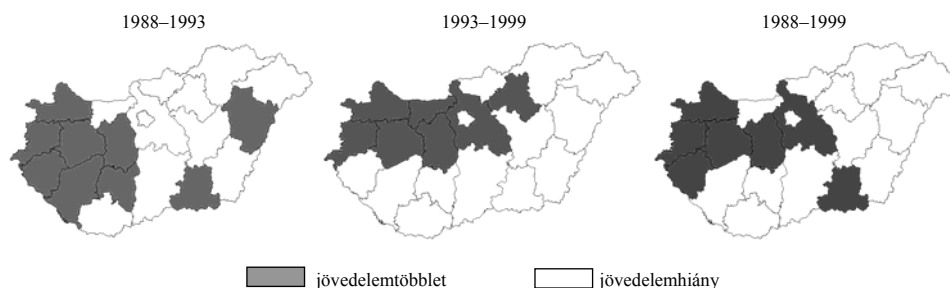
legnagyobbrészt azok a megyék számítottak sikeresnek az egész időtávot tekintve, illetve az 1993 utáni években, amelyek már az 1988–1993-as időszakban is gyorsabb fejlődésnek indultak. Az előnyös jellegű változások főként az agglomerációt és az észak-nyugati térséget érintették, ezzel párhuzamban hátrányosan változott a dél-dunántúli, az észak-alföldi és a kelet-magyarországi megyék helyzete. (Lásd a 3. ábrát.)

5. tábla

Az összes jövedelemváltozás, valamint annak lokális és strukturális összetevői a három időszakban
(millió forint)

Megye	Az 1988–1993. évi			Az 1993–1999. évi			Az 1988–1999. évi		
	összes változás	lokális tényező	strukturális tényező	összes változás	lokális tényező	strukturális tényező	összes változás	lokális tényező	strukturális tényező
Baranya	-1 318	-1 963	645	-9 600	-7 967	-1 632	-13 028	-12 915	-114
Bács-Kiskun	-2 143	-1 909	-234	-6 055	-5 955	-100	-11 632	-11 026	-606
Békés	-294	-479	185	-10 542	-11 377	835	-11 307	-12 631	1 324
Borsod-Abaúj-Zemplén	-6 398	-6 100	-298	-12 173	-11 328	-845	-28 818	-27 020	-1 798
Csongrád	4 283	2 702	1 580	-10 385	-8 835	-1 550	758	-1 946	2 703
Fejér	3 070	1 841	1 229	10 251	10 542	-291	18 239	15 399	2 840
Győr-Moson-Sopron	4 379	3 193	1 186	11 027	12 166	-1 139	22 420	20 500	1 920
Hajdú-Bihar	1 022	-611	1 633	-2 756	-1 768	-988	-97	-3 364	3 267
Heves	-2 385	-1 812	-572	2 694	2 251	444	-3 509	-2 540	-969
Komárom-Esztergom	-3 361	-3 617	256	5 071	4 604	468	-3 674	-4 793	1 119
Nógrád	-3 538	-2 256	-1 282	-2 710	-2 938	227	-11 915	-8 851	-3 064
Pest	-1 475	722	-2 197	40 344	37 818	2 526	36 508	39 670	-3 162
Somogy	2 524	2 950	-426	-8 181	-8 651	470	-1 614	-749	-865
Szabolcs-Szatmár-Bereg	-1 919	-1 072	-847	-7 513	-7 705	191	-12 506	-10 608	-1 898
Jász-Nagykun	-1 319	-1 692	374	-4 578	-5 342	764	-8 009	-9 882	1 873
Tolna	1 207	2 332	-1 125	-3 855	-4 274	418	-715	1 769	-2 485
Vas	3 992	3 911	81	6 626	6 790	-163	17 013	16 962	51
Veszprém	128	741	-613	5 391	5 059	332	5 724	6 959	-1 235
Zala	3 544	3 119	425	-3 056	-3 090	34	6 163	5 065	1 098

3. ábra. A jövedelemtöbblet, illetve -hiány térségei a különböző időszakokban



Az 1993 előtti helyzet meghatározó szerepét más összevetésekben is felfedezhetjük. Az 1988–1993-as, majd az 1993–1999-es időszakot az egész időtávra vonatkozó eredményekkel összehasonlítva páronként lényeges eltérést tapasztalhatunk. Ha a megyéket mindhárom vizsgálati eredmény (összes változás, lokális tényező, strukturális tényező) előjelének alakulása alapján hasonlítjuk össze, akkor az első esetben (1988–1993 és 1988–1999) 13 alkalommal, míg a második esetben (1993–1999 és 1988–1999) csak 5 alkalommal figyelhetünk meg teljes egyezést. Ez alátámasztani látszik az első időszak meghatározó jellegét az egész periódusban. Ugyanezt az összehasonlítást az első és a második időtáv kapcsán elvégezve (1988–1993 és 1993–1999) mindössze 4 megyénél tapasztalunk azonosságot.

A három vizsgálat alapján csak négy megye (mégpedig éppen ugyanazok, mint az előbbi összehasonlításban) mutatott teljes hasonlóságot. Bács-Kiskun, Borsod-Abaúj-Zemplén, Békés és Jász-Nagykun-Szolnok megyék közül az előbbi kettő minden tényezőjét tekintve folyamatosan relatív jövedelemhiányt jelez, az utóbbi kettőnél pedig folyamatosan pozitív strukturális összetevő mellett mindig negatív végeredményeket kapunk. Feltűnő tehát, hogy csak az országos átlagtól erősen elmaradó térségek szerepeltek a pozícióőrző esetek között. Bács-Kiskun ezen belül is érdekes esetnek számít. Ez a megye általában nem sorolható a hátrányos megítélésű területek közé, az ország nyugat-keleti tagoltságában inkább az átmenet zónájába tartozik. Relatív rossz jövedelmi helyzete részben a nagyszámú mezőgazdasági őstermelő sajátos adózási feltételeivel, de nem utolsó sorban a fekete- vagy szürkegazdaság méretével magyarázható. Ezen a vidéken él – minden más jövedelmet bevallóhoz viszonyítva – a legtöbb olyan mezőgazdasági kistermelő, akinek a jövedelme meghaladja az adókötelezettség határát (*Bódi–Obádovics–Mokos*; 1999), ugyanakkor Soltvadkert–Kecel–Kiskőrös térsége közismert árnyékgazdaságáról. Indirekt jövedelembecslési eljárásokkal közelítve a térség lakóinak valós anyagi helyzetét, ez a körzet is a közepes vagy a magasabb jövedelműek kategóriájába helyezhető (*Jakobi*; 1999).

A három szakaszt együtt vizsgálva öt olyan térséget találunk, amelyekben semmilyen összevetésben nem mutat tökéletes azonosságot a két időszak. Ezen megyék tekinthetők leginkább az időszak átalakuló térségeinek: Csongrád, Hajdú-Bihar, Pest, Somogy és Tolna rendre más eredményeket mutat, és közülük Pest megye az egyetlen, amely nem romló tendenciáját.

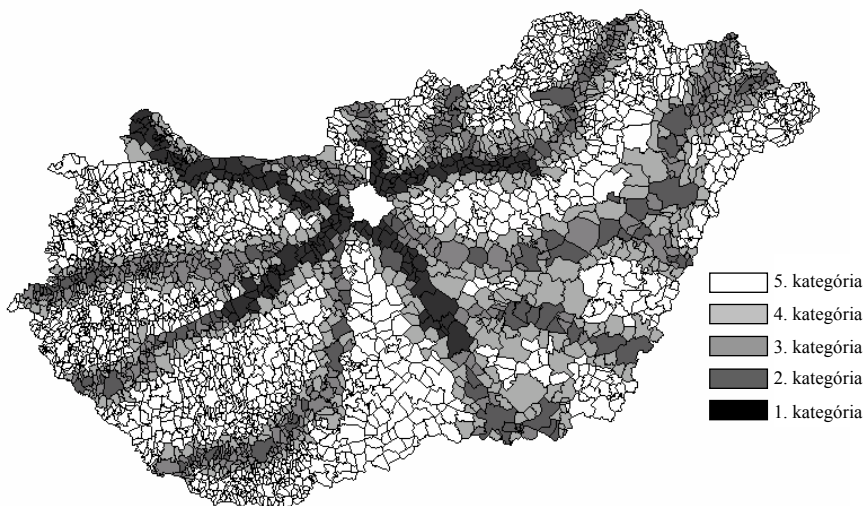
Az időszakok összevetésében végezetül nézzük meg a válság és a stabilizáció szakaszának eltéréseit. Kezdetben a legjobbak (minden tekintetben átlag feletti) Csongrád, Fejér, Győr-Moson-Sopron, Vas és Zala megyék voltak. Az 1993 utáni jövedelemnövekedést tekintve azonban egyiküket sem találjuk ebben a csoportban, helyükbe Heves, Komárom-Esztergom, Pest és Veszprém megye lépett, tehát a stabilizáció időszakában a lendületesebb növekedés ezen átmeneti jellegű megyékre jellemző. Az egész időszakot átfogó elemzésben viszont nem ezek, hanem továbbra is többnyire a visszaesés időszakában jól szereplők vannak kedvezőbb helyzetben, ami arra utal, hogy az 1990-es évek jövedelemnövekedésében lényegesebb volt a kezdeti, a rendszerváltás körüli időszak. A végeredményt tekintve ugyanígy változott a legrosszabbak (minden tekintetben átlag alatti) helyzete is. A kezdetben rossz eredményeket elért térségek az egész időszakot tekintve is kedvezőtlenebb helyzetűek, még akkor is, ha esetleg 1993 után egyes összetevőik már átlag felettié váltak. (Felmerülhet a kétely, hogy mivel a jövedelmek nominál

növekedését vizsgáltuk, a két időszak között esetleg az árak különböző alakulása okozza a különbséget, s a jövedelmek reálértéke alapján nem válik el ilyen élesen a két szakasz. Mivel azonban a két időszakot tekintve a fogyasztói árindexekben nincs lényeges különbség – 1999 és 1993 között 2,92, 1993 és 1999 között 2,8-szeresükre nőttek a fogyasztói árak –, a különbségben ez a faktor nem játszik szerepet.)

Jövedelem szempontú adalékok az autópályák térségfejlesztő hatásához

A térszerkezet, a társadalom és a gazdaság területi folyamatai nemcsak a területi közigazgatás különböző szintjei szerint tagolódnak és vizsgálhatók, hanem sajátos társadalomföldrajzi aggregációkban is. Ezek egyikét alkotják a társadalomföldrajzi tartalmú térképeken (lásd a 4. ábrát) az ország fő fejlődési tengelyei, amelyek jellemzően a főközlekedési útvonalak mentén rajzolódnak ki (Kullmann; 1999).

4. ábra. A vizsgálatban alkalmazott úthálózati régiók



1. – gyorsforgalmi utak menti települések (ÚT1),
2. – elsőrendű főutak által közvetlenül érintett települések (ÚT2),
3. – az elsőrendű főutak mentén fekvő települések (ÚT3),
4. – az előző három csoportban levő települések közigazgatási szomszédai (ÚT4),
5. – a kiemelt főútvonalaktól távol fekvő települések (ÚT5).

6. tábla

Az úthálózati régiókra vonatkozó alapinformációk

Megnevezés	ÚT1	ÚT2	ÚT3	ÚT4	ÚT5
	régió				
Települések száma	153	113	386	622	1853
Átlagos településnagyság (fő)	7910	14181	2555	2254	1810
Városok száma	24	40	26	31	100
Népesség (millió fő)	1,21	1,6	0,99	1,4	3,35
Megyei jogú városok száma	4	8	3	2	5
Városi népesség aránya (százalék)	70	90	47	35	47

Itt természetesen felvetődik, hogy a jövedelemnövekedést, illetve a jövedelem-szintek területi differenciáltságát e tengelyek figyelembevételével is elemezzük. Ez esetben azonban nem teljesen magától értetődő hazánkban az, hogy a megfigyelt növekedés ténylegesen az úthálózat közvetlen és közvetett hatásából ered, hiszen e régiók elemzésekor az is kitűnik, hogy a gyorsforgalmi utak és az elsőrendű főútvonalak közvetlen közelében levő települések között igen nagy arányban vannak városok, mégpedig elsősorban nagy népességű városok. (Lásd a 6. táblát.) Így az is lehetséges, hogy e tengelyek mentén is e sajátos településszerkezeti jegy áll a relatív növekedési előny hátterében.

A fekvés szerinti településcsoportokban levő városokra koncentrálva, a következő megállapítások tehetők:

- a gyorsforgalmi utak mellett fekvő és az elsőrendű főútvonalak által közvetlenül érintett települések körében a vidéki átlaghoz képest jelentősen felülreprezentált a városlakók aránya;
- hazánk százezer főnél népesebb nyolc városa mindegyike az 1. és a 2. régió valamelyikében található;
- míg 1999-ben a Budapesten kívüli 221 város átlagos népessége 21 700 fő körül alakul, addig az 1. és a 2. településcsoport városaiban átlagosan 35-36 ezren élnek, tehát elsősorban hazánk nagyobb népességű városait érintik gyorsforgalmi útjaink és elsőrendű főútjaink;
- az ország 22 megyei jogú városa közül mindössze hat nem fekszik valamelyik kiemelt főútvonal közvetlen közelében;
- gyorsforgalmi útjaink és elsőrendű főútvonalaink mentén összesen 90 város található (a 2000 júliusáig városi rangot kapott 221 vidéki település közül), vagyis ebben a sajátos településcsoportban van az ország városainak kétötöde, melyek összlakossága 2,75 millió fő, tehát e csoportok általános társadalmi és gazdasági jellemzőit nagymértékben meghatározzák a városok;
- az első négy csoportban, tehát a kiemelt főutak közvetlen környezetében összesen 121 város, az ország városainak 55 százaléka található.

Az elemzés során (úgyisintén a shift-share módszerrel) megvizsgáltuk, hogy a kijelölt öt sajátos településcsoportban (régióban) 1999-ben a lakossági jövedelmek átlagnál magasabb, illetve alacsonyabb szintje mekkora részben volt e települések útmentiségének vagy éppen a főutaktól távoli fekvésének tulajdonítható, illetve e jövedelemszintek alakulásában mekkora része volt e régiók településszerkezetének. Az elemzés kiindulópontjául szolgáló területi adatmátrixpár egyikében a népességszámok szerepeltek területi és településnagyság szerinti bontásban, a másikban pedig ugyanezen struktúra szerint az éves adóköteles jövedelmek. Itt tehát a területi tényezőt az utakhoz viszonyított fekvés alapján elkülönített öt sajátos régió alkotta, az ágazati vagy strukturális tényezőt pedig hat településnagyság-kategória. Már a számítás első lépésének eredménye, az egy lakosra jutó adóköteles jövedelmeket tartalmazó 7. tábla is lehetőséget ad néhány fontos következtetésre.

A tábla adataiból leolvasható, hogy a gyorsforgalmi utak mentén (ÚT1) átlagosan sokkal magasabbak voltak a vizsgált évben a lakossági jövedelmek, mint a vidéki átlag. Hasonlóképpen átlag fölötti jövedelemmel rendelkezett az elsőrendű főútvonalak által közvetlenül érintett települések csoportja (ÚT2), valamint a főútvonalak menti települések régiója (ÚT3). Ebben az összevetésben a kiemelt utakhoz közeli települések köz- igazgatási szomszédai (ÚT4) és e főutaktól távol fekvő települések (ÚT5) teljesen egy- séges képet mutatnak: lakossági jövedelmek jóval átlag alattiak. Ha a településkategóriákat is megvizsgáljuk ilyen szempontból, láthatjuk, hogy az 50 ezer főnél népesebb városokban egységesen jóval a vidéki átlag fölött voltak a jövedelmek, függetlenül attól, hogy volt-e kiemelt főútvonal a közelükben vagy sem. A 20 és 50 ezer fő közötti városok esetében is hasonló a helyzet: mind az öt útvonal-régióban átlag fölöttiek voltak e telepü-

léskategória jövedelmi szintjei. Ám azt látnunk kell, hogy az autópályák menti települések csoportjától a kiemelt főútvonalaktól távol fekvő települések csoportjához közeledve e településnagyság-kategórián belül folyamatosan csökken a lakossági jövedelemszint. Tehát ezeknél a városoknál átlagosan jobb helyzetük ellenére sem mindegy, hogy milyen jellegű út mellett fekszenek. A kiemelt főutak menti második településsávban (ÚT4), valamint az ezektől az utaktól távol fekvő települések régiójában (ÚT5) már nem találunk egyetlen olyan településnagyság-kategóriát sem, ahol a lakossági jövedelmek elérnék vagy meghaladnák a vidéki átlagot, a másik két útvonalrégióban viszont még több ilyen is van. Már ez az egyszerű vizsgálat is mutatja kis népességű falvaink általánosan kedvezőtlen helyzetét: a kétezer főnél kisebb lélekszámú települések adóköteles jövedelemszintje mind az öt régióban messze átlag alatti.

7. tábla

A régiók egy lakosra jutó adóköteles jövedelme településnagyság szerint 1999-ben
(ezer forint)

Településnagyság-kategória (ezer fő)	ÚT1	ÚT2	ÚT3	ÚT4	ÚT5	Átlag
	régió					
50–	395	341	429	393	375	368
20–50	361	328	313	292	280	313
10–20	317	271	298	270	270	277
5–10	310	261	295	219	211	239
2–5	278	252	250	207	198	221
–2	251	222	204	207	192	200
Vidéki átlag	347	318	287	237	236	273

Összefoglalóan megállapítható tehát, hogy a vidéki átlaghoz képest az első három útvonal- (fekvési) régióban jövedelemtöbblet, az utaktól távolabbi települések két kategóriájában pedig jövedelemhiány van. A shift-share elemzés végeredményét tartalmazó 8. táblából viszont arra is választ kapunk, hogy e jövedelemtöbbletet vagy -hiányt milyen mértékben okozza az egyes régiók településeinek bekapcsoltsága az országos úthálózatba vagy épp periférikus fekvése, illetve milyen mértékben felelős érte az adott területegység településszerkezete.

8. tábla

A lokális (úthálózati) és a strukturális (településszerkezeti) tényező részesedése a jövedelemtöbbletből, illetve -hiányból
(százalék)

Megnevezés	ÚT1	ÚT2	ÚT3	ÚT4	ÚT5
	régió				
Jövedelemtöbblet	100	100	100		
Jövedelemhiány				-100	-100
Az útmentiség hatása pozitív	58,2		194,1		
Az útmentiség hatása negatív		-25,4		-22,1	-40,0
A településszerkezet hatása pozitív	41,8	125,4			
A településszerkezet hatása negatív			-94,1	-77,9	-60,0

A gyorsforgalmi útjaink mellett fekvő települések csoportjában mindkét tényező előjele pozitív, tehát együttesen eredményezik e csoport vidéki átlag fölötti jövedelemszintjét. Az arányokat tekintve megállapítható, hogy a pozitív összképen belül a lokális tényező súlya valamivel nagyobb, mint a strukturális tényezőé, tehát e településcsoport jövedelemtöbbletét elsősorban a gyorsforgalmi utak közelsége okozza, és csak másodlagos, még ha nagyon fontos is a kedvező településszerkezet hatása.

Másik régióknk, az elsőrendű főútvonalak által közvetlenül érintett települések csoportjának adatai egészen más képet mutatnak. A vidéki átlaghoz képest itt is jövedelemtöbblet van, ám a számítások szerint ez teljes mértékben annak tulajdonítható, hogy sok nagyváros, nagy lélekszámú település van ebben a csoportban, tehát ennek az úthálózati régióknak igen kedvező a településszerkezete. A negatív lokális összetevő viszont arról tanúskodik, hogy az elsőrendű főutak hatása nemigen érződik a helyi lakosság jövedelmeiben.

A harmadik régióban, az elsőrendű főutak közelében is magasabbak a lakossági jövedelmek a vidéki átlagnál. Itt a lokális összetevő, vagyis az útmentiség hatása pozitív, tehát a közlekedés-földrajzi fekvés okozta jövedelemtermelő képesség tekintetében e települések az átlagosnál jobb helyzetben vannak. E csoport településszerkezete viszont igen kedvezőtlen, ám nem annyira, hogy az útmentiség pozitív hatását le tudná rontani.

A további két régió helyzete nagyon hasonló. Mindkettőben az átlaghoz viszonyítva jövedelemhiány van, melyet némileg nagyobb mértékben idéz elő a kedvezőtlen településszerkezet, mint a rossz útellátottság. Tehát mind ahhoz képest, hogy milyen mértékben és minőségben vannak bekapcsolva a közúti közlekedési hálózatba, mind pedig annak tükrében, hogy mekkora települések koncentrálódnak a régióban, alacsonyabb jövedelműek a vidéki átlagnál.

Érdeemes megvizsgálni azt is, hogy az egész vidéki térszerkezetre jellemző jövedelemtöbbletből, illetve jövedelemhiányból milyen arányban részesednek az egyes úthálózati régiók.

9. tábla

*Az úthálózati régiók részesedése az egyes tényezők hatásából
(százalék)*

Megnevezés	ÚT1	ÚT2	ÚT3	ÚT4	ÚT5	Összesen
	régió					
Átlag fölötti lakossági jövedelem	52,0	40,4	7,6			100,0
Átlag alatti lakossági jövedelem				29,8	70,2	100,0
Pozitív az útmentiség hatása	67,4		32,6			100,0
Negatív az útmentiség hatása		22,9		14,7	62,5	100,0
Pozitív településszerkezeti hatás	30,0	70,0				100,0
Negatív településszerkezeti hatás			9,8	32,0	58,2	100,0

A 9. tábla szerint a vidéki átlag fölötti jövedelmek több mint fele a gyorsforgalmi utak menti településekben keletkezett 1999-ben, míg további nagy része az elsőrendű főutak által közvetlenül érintett települések régiójában. Viszonylag kicsi a részesedése a főutak menti települések (ÚT3) csoportjának. A jövedelemhiány túlnyomórészt az utaktól távoli településeken keletkezett, e településeknél számottevően jobb helyzetben vannak a főutakhoz közelebbi települések. A lokális tényezőtől, az útmentiségből fakadó

jövedelemtöbblet kétharmad része a gyorsforgalmi utak, egyharmad része az elsőrendű főutak pozitív hatásának tulajdonítható. A településszerkezet jövedelemnövelő hatása leginkább az elsőrendű főutak mentén figyelhető meg, míg a strukturális hiányok az utaktól távoli településeket sújtják leginkább.

Az útellátottság hatása a megyei jövedelemnövekedésre

A kutatás során olyan vizsgálatokat is elvégeztünk, amelyeknél ugyan a módszer úgyszintén a shift-share elemzés volt, de területi elemként egy sajátos, kombinált közelítést használtunk: nemcsak a megyék jelentek meg mint területi elemek, hanem az ágazati, strukturális elem is területi csoportokat tartalmazott, a (megyéken belüli) útvonalrégiókat. A számítás kiinduló alapláttájaknak területegységeit az ország 19 megyéje jelentette, strukturális tényezőnek viszont valamennyi megye minden települését besoroltuk az öt útvonalrégióba, s az így képzett aggregátumok jelentették a vizsgálat strukturális elemét.

Ez a közelítés – miközben a megyék jövedelemhelyzetére, illetve az útmentiség jövedelemnövelő szerepére vonatkozó számos korábbi megállapítást megerősít – figyelemreméltó kivételeket is felszínre hoz. (Lásd a 10. táblát.)

Míg például Győr és Fejér megye esetében együttesen hat kedvező irányba a helyi dinamikus környezet és a megfelelő úthálózat, addig a korábban a legdinamikusabb térségek közé sorolt Vas (s kevésbé karakteresen ugyan, de Zala is) főutak nélkül is gyorsan fejlődő. Esetükben ez azt mutatja, hogy jó helyzetüket kevésbé a belpiaci kapcsolatrendszer, sokkal inkább a dinamikus európai területekhez való közelség határozza meg. Ez az összefüggés is megerősíti azt a megállapítást (*Nemes Nagy*; 1999), hogy a nyugati régiók növekedésében földrajzi helyzetük, s nem például a távoli fővárosból kisugárzó növekedési lehetőség a meghatározó. E közelítés szerint a vizsgált időszak egészét és mindkét periódusát tekintve legegységesebben Borsod-Abaúj-Zemplén megyét sújtotta mind a helyi növekedés, mind az úthálózatba való bekapcsoltság hiánya. Hasonló helyzetben van Baranya, Nógrád és Szabolcs-Szatmár-Bereg megye is, bár ezek az első vizsgálati szakasz idején nem bizonyultak minden szempontból elmaradott területnek. Figyelemreméltó még Bács-Kiskun, Heves és Komárom-Esztergom helyzete. E három megyében a teljes időszakot tekintve egyöntetűen jövedelemhiány mutatkozott, amit teljes egészében az idézett elő, hogy a főutak menti településeik helyileg nem dinamikusak. A két időszak tekintetében viszont e három megye három különböző utat járt be. Az évtized elején Bács-Kiskun minden szempontból elmaradott területnek minősült, ám az M5-ös Kiskunfélegyházaig való meghosszabbítása napjainkra az átlagnál jobb közlekedés-földrajzi helyzetbe hozta a megyét. Heves is Bács-Kiskunhoz hasonló helyzetben volt a vizsgált időszak első felében, ám azóta jelentős változáson ment keresztül. Ma már az átlagnál nagyobb jövedelemnövekedés jellemző e területre, méghozzá úgy, hogy e változáshoz a jó útellátottság mellett a lokális tényező is pozitívan járul hozzá. Ma már ugyanez mondható el Komárom-Esztergom megyéről is, bár e terület kedvezőbb helyzetből indult, mint a másik két megye: itt már az évtized elején is az átlagnál jobban ki volt építve a főközlekedési úthálózat.

Ha átnézzük a 10. tábla adatait, e három megye fejlődésén kívül szembetűnő a Dél-Dunántúli térségének egyöntetű leszakadása. Mind Baranya, mind Somogy, mind pedig Tolna relatíve jobb jövedelmi helyzetben volt az évtized elején, mint a vizsgált időszak

második felében, és mindháromra az évtized végi lemaradás volt a meghatározó az egész megvizsgált időszakra is.

10. tábla

A lokális (megyei) és a strukturális (úthálózati) hatások szerepe a megyék adóköteles jövedelmeinek változásában

Típus	Strukturális > lokális			Lokális > strukturális		
	Teljes időszak	1988–1993. évek	1993–1999. évek	Teljes időszak	1988–1993. évek	1993–1999. évek
Pozitív strukturális és pozitív lokális tényező, az átlagosnál nagyobb jövedelmnövekedés	–	–	Heves, Komárom-Esztergom	Fejér, Győr-Moson-Sopron, Pest, Veszprém	Fejér, Győr-Moson-Sopron, Csongrád,	Fejér, Győr-Moson-Sopron, Pest, Veszprém
Pozitív strukturális és negatív lokális tényező, az átlagosnál nagyobb jövedelmnövekedés	–	–	–	X	X	X
Negatív strukturális és pozitív lokális tényező, az átlagosnál nagyobb jövedelmnövekedés	X	X	X	Vas, Csongrád, Zala	Vas, Somogy, Tolna, Veszprém, Zala	Vas
Pozitív strukturális és negatív lokális tényező, az átlagosnál kisebb jövedelmnövekedés	X	X	X	Bács-Kiskun, Heves, Komárom-Esztergom	Baranya, Hajdú-Bihar, Komárom-Esztergom, Nógrád, Pest, Szabolcs-Szatmár-Bereg	Bács-Kiskun, Jász-Nagykun-Szolnok, Tolna
Negatív strukturális és pozitív lokális tényező, az átlagosnál kisebb jövedelmnövekedés	–	Békés	Hajdú-Bihar	X	X	X
Negatív strukturális és negatív lokális tényező, az átlagosnál kisebb jövedelmnövekedés	Békés, Hajdú-Bihar, Somogy,	–	Zala	Borsod-Abaúj-Zemplén, Baranya, Nógrád, Szabolcs-Szatmár-Bereg, Jász-Nagykun-Szolnok, Tolna	Borsod-Abaúj-Zemplén, Bács-Kiskun, Heves, Jász-Nagykun-Szolnok	Borsod-Abaúj-Zemplén, Baranya, Békés, Csongrád, Nógrád, Somogy, Szabolcs-Szatmár-Bereg

Megjegyzés: az X elméletileg nem lehetséges esetet jelez.

*

A shift-share elemzés módszerét felhasználva az 1988 és 1999 közötti területi jövedelmváltozásban megyénként elkülönítettük a regionális adottságokra, illetve a település-szerkezetre visszavezethető összetevőt. Megállapítható, hogy a megyék jövedelemhely-

zetét a térségi adottságok befolyásolták erősebben. Magasabb jövedelmet és dinamikát tapasztalhatunk a földrajzilag jó adottságú területeken, valamint általában a nagyobb népességű településeken, de – mivel ezek a tényezők együttesen hatnak – több olyan megye is van, amelyeknek településszerkezete ugyan a nagyobb népességszámú városok felé húz, de nagyobb súlyú – kedvezőtlen – regionális tényezője miatt mégsem mutat olyan kedvező képet, mint amit elvárhatnánk. A legkedvezőbb folyamatok Fejérben, illetve a nyugati határ melletti megyékben zajlottak 1988 és 1999 között. A relatív hosszúnak számító időszakot két részre bontva megállapítható, hogy az 1993-ig tartó szakasz térségi jövedelemszerkezeti jegyei jobban hasonlítottak a teljes időszakra, mint az 1993-tól 1999-ig tartó stabilizációs periódusé. A jövedelmi térszerkezetben meghatározónak bizonyultak az öröklött elemek, a struktúra azonban átalakulóban van. Ezt jelzi, hogy a két vizsgálati időszakban a megyék túlnyomó többsége eltérően viselkedett (az időszak második felében nem feltétlenül azok a megyék számítottak a legsikeresebbeknek, amelyek jó jövedelmi helyzetűek voltak korábban). A jövedelemváltozásban a stagnálás és a növekedés tehát egyszerre érvényesül, jelen van a változás, mindamelllett a korábbi szerkezet felértékelődésének vagyunk tanúi.

Számításaink bebizonyították azt is, hogy az autópályák és az elsőrendű főutak – a társadalmi–gazdasági fejlődés azon alapvető elemei – az egyes terület egységek településszerkezeti adottságai mellett fontos szerepet játszanak a jövedelmek regionális differenciáltságában. Tehát attól függetlenül, hogy ki mekkora népességű településen él, általában határozottan magasabb jövedelemre számíthat, ha lakóhelye autópálya közelében fekszik, mint a hasonló lélekszámú többi település lakói az ország más vidékein. Ebben az összefüggésben elsőrendű főútjaink dinamizáló hatása is bizonyítást nyert. Vizsgálataink eredményei arra is utalnak, hogy a megyék elmúlt évtizedbeli jövedelemváltozásaiiban a földrajzi fekvés alapvető fontosságán túl meghatározó volt az is, hogy az egyes megyéket mennyire hálózzák be főközlekedési útvonalak.

IRODALOM

- BÓDI F. – OBÁDOVICS CS. – MOKOS B. (1999): Adózás, jövedelmkülönbségek Magyarországon. *Területi Statisztika*, 2(39.) évf. 2. sz. 131–147. old.
- GULÁCSI G. – NEMES NAGY J. (1989): Regionalitás és településszerkezet (egy shift-analízis eredményei). *Tér és Társadalom*, 3. évf. 2.sz. 21–34. old.
- ISTVÁN T-NÉ (2000): A személyi jövedelemadó alakulása megyénként és Békés megyében. *Területi statisztika*, 3(40.) évf. 4. sz. 371–377. old.
- JAKOBI Á. (1999): Az anyagi jólét becsült kistérségi egyenlőtlenségei. In: *A táj és az ember geográfus szemmel*. A Geográfus Doktoranduszok IV. Országos Konferenciája elektronikus kiadványa. www.phd.ini.hu
- KISS J. (1998): Az ágazati gazdaságszerkezet szerepe a regionális differenciálódásban Magyarországon. *Tér és Társadalom*, 12. évf. 1–2. sz. 138–162. old.
- KORNAI J. (1993): Transzformációs visszaesés. *Közgazdasági Szemle*, 40. évf. 7–8. sz. 569–599. old.
- KOVÁCS CS. (1993): A települési és térségi jövedelemegyenlőtlenségek az adóköteles jövedelmek és a nyugdíjak alapján. In: ENYEDI GY. (szerk.) *Társadalmi–területi egyenlőtlenségek Magyarországon*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest. 359–383. old.
- KULLMANN Á. (1999): Kísérlet a Polgár–Füzesabony autópályaszakasz területfejlesztő hatásának számszerűsítésére. *Falu-Város-Régió*, VI. évf. 7. sz. 19–20. old.
- L. RÉDEI M. (1985): A shift-share analízis szakirodalmi áttekintése és alkalmazási lehetőségei a demográfiában. *Demográfiai Módszertani Füzetek*, Központi Statisztikai Hivatal Népeségstudományi Kutató Intézet. 2. sz. 68 old.
- MAJOR K. – NEMES NAGY J. (1999): Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években. *Statisztikai Szemle*, 77. évf. 6. sz. 397–421. old.
- NEMES NAGY J. (1979): A shift-analízis alkalmazási lehetőségei a regionális gazdasági fejlődés vizsgálatában. *Földrajzi Értesítő*, 28. évf. 3–4. sz. 237–247. old.
- NEMES NAGY J. (1998): Területi különbségek a lakossági jövedelmekben. In: KURTÁN S. – SÁNDOR P. – VASS L. (szerk.) *Magyarország évtizedkönyve 1988–1998 II*. Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, Budapest. 666–672. old.

- NEMES NAGY J. (1999): Elágazó növekedési pályák az ezredvégi Magyarországon. *Regionális Tudományi Tanulmányok*, 4. sz. ELTE, Budapest. 65–86. old.
- PERLOFF, H. S. – DUNN, E. S. JR. – LAMPARD, E. E. – MUTH, R. F. (1960): *Regions, resources, and economic growth*. The Johns Hopkins Press, Baltimore.
- RUTTKAY É. (1997): Területi és települési különbségek a lakossági jövedelmekben. *Pénzügyi Szemle*, 41. évf. 9. sz. 689–702. old.
- SIKOS T. T. (szerk.) (1984): *Matematikai és statisztikai módszerek alkalmazási lehetőségei a területi kutatásokban*. Földrajzi Tanulmányok 19. Akadémiai Kiadó. Budapest.

SUMMARY

The paper deals with one of the most significant spatial process of the '90s, the regional differences of taxable personal incomes. Using the method known as shift-analysis, the study tries to find the answer how large the roles of pure spatial (regional) elements and the factors of the structure of settlements are in the formation of the considerably differing space of income. As a result of the analysis it has been found, that the relative position of the income of counties had been influenced by regional dynamics stronger than by favourable or unfavourable structure of settlements. It could be also laid down, that during the 1988–1999 period the first five years had much greater impact on regional inequalities of income. In the second part of the study it has been proved, using the same method, that by the factor of settlement-structure motorways and highways also take a prominent part in regional differences of income. According to calculations by the side of advantageous geographical location being well provided with main roads influence the relative income-position of regions also in favourable direction.

ÖSSZEFÜGGÉSEK A LINEÁRIS REGRESSZIÓS MODELLBEN

DR. HAJDU OTTÓ

A tanulmány a lineáris regressziós modell alapvető mutatóit tárgyalja. E mutatókat egymásból vezeti le oly módon, hogy azok statisztikai tartalma a levezetés gondolatmenetétől megvilágítást nyer. A tanulmány mindazokat a módszertani következtetéseket, melyek a klasszikus megközelítésben a mintavétel szintjén keletkeznek, ezúttal az elméleti modell tulajdonságai között helyezi el. A cikk hangsúlyt helyez arra a tényre, hogy a többváltozós modellt jellemző mutatók miként vezethetők vissza az egyszerű kétváltozós modell megfelelő mutatóira. A dolgozatban szereplő levezetések sajátos menete – két évtized oktatási tapasztalataira épülve – a szerzőtől származik, melynek didaktikája a regresszió oktatását is segíteni kívánja.

TÁRGYSZÓ: Lineáris regressziós modell. Modelltulajdonságok. Becslőfüggvények.

A regressziós modell egy sztochasztikus jelenséget hivatott leírni az azt alakító tényezők függvényében, elemzési, illetve előrejelzési céllal. A vizsgált jelenséget reprezentáló Y eredményváltozó, és az ok szerepét játszó X magyarázó változók kijelölése a modell specifikálásának első lépése. A modell struktúráját az $Y.X_1, X_2, \dots, X_p, \varepsilon$ formula írja le, ahol ε maradék jellegű változó, a modell által nem magyarázott, véletlen hatást fejezi ki. A véletlen változó nyújtja tehát a modell sztochasztikus jellegét, és rajta keresztül ítélhető meg a modell és a valóság viszonya. A véletlen változó minden regressziós modell eleme, ezért a $(p+1)$ változós modellre elegendő az $Y.X_1, X_2, \dots, X_p$ formában hivatkozni. A regressziószámítás módszertana kimunkált, eszköztára közismert. Alapvetőnek mondható mutatói esetében azonban azok tartalmának és formulájának az összekapcsolása korántsem magától értetődő, a szakirodalom pedig adós az indoklásukkal.¹ Jelen tanulmány célja, hogy a lineáris regressziós modell nevezetes összefüggéseit bemutassa, esetenként új megvilágításba helyezze azokat.

A szakirodalomban megszokott tárgyalásmódtól eltérően, a lineáris regresszió „szokásos outputjához tartozó” regressziós paramétereket, parciális korrelációkat és az illeszkedés vizsgálatát segítő mutatókat nem a minta szintjén, hanem a modelljellemezők között definiáljuk, mivel tartalmuk már itt értelmezhető. Az érintett fogalmakat a tanulmány

¹ A tankönyvek és szakkönyvek egymásra hivatkozva, indoklás nélkül örökölik tovább az egyes formulákat, az olvasóra bízva azok belátását.

olyan didaktikai keretben tárgyalja, melyben a mutatók definíciójukból, illetve egymásból következő értelemszerűen formálódnak, így összefüggéseik plasztikusan láthatóvá válnak. A magyarázó változók szempontjából egymásba ágyazott modelleket, így a kétváltozós modellt, nemcsak speciális esetként, hanem a többváltozós modell szerves részeként is kezeljük.

Mindezek értelmében jelen tanulmány első része a kétváltozós modellt vizsgálja abból a követelményből kiindulva, miszerint a véletlen változó korrelálatlan a magyarázó változóval. E racionális megszorítás nem engedi, hogy a véletlen változó előrejelezhető legyen a magyarázó változó értékének az ismeretében. Ezt követően a kétváltozós modell eredményeit három változó páronkénti kapcsolatainak a vizsgálatára terjesztjük ki. A második rész általánosítja a modellt kettőnél több változó egyidejű kezelésére, ideértve a háromváltozós modellt is.² Ebben a részben a többváltozós modell némely esetben háromváltozóssá partícionálva jelenik meg, lehetővé téve az általános modell jellemzőinek a kétváltozós modell eredményeire való visszavezetését. E két rész eredményei mind modellszintűek, függetlenek a mintavétel problémáitól, és a véletlen változóval szemben támasztott kiinduló követelmény teljesülésén alapulnak. Ezért a harmadik részben azt vizsgáljuk, hogy a paraméterbecslés tükrében (tehát a minta szintjén) a kiinduló korrelálatlansági követelmény milyen körülmények között konform a legkisebb négyzetek kritériumával.

A KÉTVALTOZÓS MODELL

Kétváltozós, azaz $Y.X$ modellt definiálva az eredményváltozó alakulását csak egyetlen magyarázó változó felhasználásával közelítjük. A kapcsolat sztochasztikus jellegű, hiszen a magyarázó változó rögzített X szintje mellett az eredményváltozó értéke szóródik $E\{Y|X\} = \hat{Y}$ feltételes várható értékkel, és $Var\{Y|X\}$ feltételes varianciával.³ A regressziós modell feltevése szerint az eredményváltozó feltételes várható értéke a magyarázó változó lineáris függvénye:

$$\hat{Y} = \beta_0 + \beta_1 X,$$

ahol β_0 és β_1 a regressziós paraméterek. E paraméterek a modell szerint rögzített, de ismeretlen értékek. Tartalmilag a β_0 tengelymetszet az eredményváltozó $X=0$ feltétel mellett várható értékét jelenti, míg a β_1 meredekség a magyarázó változóban bekövetkezett egységnyi abszolút változásnak az eredményváltozóra gyakorolt várható hatását számszerűsíti. A tengelymetszet szerepeltetését a modellben az indokolja, hogy a magyarázó változó zérus szintje mellett az eredményváltozó várható értéke nem föltétlenül zérus. A regressziós függvény \hat{Y} értékét a későbbiekben tömören *regresszió*nak nevezzük. A regresszió értékének az ismeretében egy adott X feltétel mellett Y értéktől való ε eltérés:

$$\varepsilon = Y - \hat{Y}.$$

² Mint látjuk, a tanulmányban a három változó vizsgálatán, és a háromváltozós modellen mást értünk.

³ $E\{\cdot\}$ az argumentumban szereplő véletlen változó várható értékét $Var\{\cdot\}$ pedig a varianciáját jelöli.

Az ε véletlen (maradék) változó feltételes várható értéke (lévén várható értéktől vett eltérés) definíció szerint zérus: $E\{\varepsilon|X\} = 0$. Ebből következően a véletlen változó várható értéke mindenféle értelemben – tehát feltételre való tekintet nélkül is – zérus. Mivel a magyarázó változó ismeretében a regresszió hivatott leválasztani az eredményváltozó várható értékét, a maradék jellegű véletlen hatás a magyarázó változóval definíció szerint korrelálatlan. Ezt a $C_{X,\varepsilon}$ kovariancia zérus értéke fejezi ki:

$$\text{Cov}\{X, \varepsilon\} = C_{X,\varepsilon} = 0. \quad /1/$$

A regressziós modellben tehát az eredményváltozó kétféle komponens eredője. Egy a magyarázó változóval függvényszerű kapcsolatban levő, és a magyarázó változóval korrelálatlan hatás összege.

A korrelálatlanságnak, valamint a linearitásnak a feltevése maga után vonja az alábbiak teljesülését.

1. Az eredményváltozónak a magyarázó változóval való kovarianciája – a *kovariancia lineáris dekompozíciója* alapján⁴ – megegyezik saját regressziójával vett kovarianciájával:

$$C_{X,Y} = C_{X,(\hat{Y}+\varepsilon)} = C_{X,\hat{Y}} + C_{X,\varepsilon} = C_{X,\hat{Y}}. \quad /2/$$

E kovariancia értékét a meredekség és a magyarázó változó varianciája együttesen alakítja:

$$C_{X,Y} = C_{X,\hat{Y}} = C_{X,(\beta_0+\beta_1X)} = \beta_1 C_{X,X} = \beta_1 \sigma_X^2. \quad /3/$$

2. A regresszió a véletlen változóval korrelálatlan:⁵

$$C_{\hat{Y},\varepsilon} = C_{(\beta_0+\beta_1X),\varepsilon} = \beta_1 C_{X,\varepsilon} = 0. \quad /4/$$

Az eredményváltozó feltétel nélküli varianciájának *regressziós dekompozíciója* ezek után /4/ alapján:

$$C_{Y,Y} = \sigma_Y^2 = \sigma_{\hat{Y}+\varepsilon}^2 = \sigma_{\hat{Y}}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 + 2C_{\hat{Y},\varepsilon} = \sigma_{\hat{Y}}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 = C_{\hat{Y},\hat{Y}} + C_{\varepsilon,\varepsilon} = \quad /5/$$

$$= C_{\hat{Y},(Y-\varepsilon)} + C_{\varepsilon,(Y-\hat{Y})} = C_{\hat{Y},Y} + C_{\varepsilon,Y}, \quad /6/$$

ahol $\sigma_{\hat{Y}}^2$ a regresszióé, σ_{ε}^2 pedig a véletlen változóé a feltétel nélküli varianciája.

Mivel variancia nem lehet negatív, ezért az eredményváltozó sem a saját regressziójával, sem a véletlen változóval nem korrelálhat negatív irányban, hiszen /5/ és /6/ alapján $C_{\hat{Y},Y} = \sigma_{\hat{Y}}^2 \geq 0$ és $C_{\varepsilon,Y} = \sigma_{\varepsilon}^2 \geq 0$.

⁴ A tanulmány intenzíven támaszkodik a kovariancia lineáris dekompozíciójára, melyet a Függelék ismertet.

⁵ A kovariancia invariáns a β_0 konstanssal való eltolásra.

Az előbbiek alapján lehetőségünk nyílik egyrészt a meredekség meghatározására, másrészt a modell és a valóság illeszkedésének a jellemzésére. A meredekség értéke /3/ alapján

$$\beta_1 = \frac{C_{X,Y}}{\sigma_X^2} = \frac{C_{X,\hat{Y}}}{\sigma_X^2} . \quad /7/$$

Az illeszkedést jellemző *determinációs* együttható, az eredményváltozó varianciájából a regresszió által megmagyarázott hányad pedig /5/ és /6/ alapján

$$0 \leq R_{Y.X}^2 = \frac{\sigma_{\hat{Y}}^2}{\sigma_Y^2} = \frac{C_{\hat{Y},Y}}{C_{Y,Y}} = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_Y^2} = 1 - \frac{C_{\varepsilon,Y}}{C_{Y,Y}} \leq 1 . \quad /8/$$

E varianciahányados jellegű mutató egyben az eredményváltozó és a magyarázó változó közötti $r_{X,Y}$ lineáris korreláció négyzete, hiszen

$$R_{Y.X}^2 = \frac{\sigma_{\hat{Y}}^2}{\sigma_Y^2} = \frac{\sigma_{(\beta_0 + \beta_1 X)}^2}{\sigma_Y^2} = \beta_1^2 \frac{\sigma_X^2}{\sigma_Y^2} = r_{X,Y}^2 . \quad /9/$$

Ugyanakkor a determinációs együttható pozitív gyöke, a szóráshányados, tartalmilag az eredményváltozó és a regresszió közötti lineáris korreláció, mivel:

$$R_{Y.X} = \frac{\sigma_{\hat{Y}}}{\sigma_Y} = \frac{C_{\hat{Y},Y}/\sigma_{\hat{Y}}}{\sigma_Y} = \frac{C_{\hat{Y},Y}}{\sigma_Y \sigma_{\hat{Y}}} = r_{\hat{Y},Y} . \quad /10/$$

A változók szerepének megcserélésével a determinációs együttható fölbontható az $Y.X$ és $X.Y$ modellek $\beta_{Y.X}$ és $\beta_{X,Y}$ meredekségeinek a szorzatára:

$$R_{Y.X}^2 = r_{X,Y}^2 = \frac{C_{X,Y}}{\sigma_X^2} \frac{C_{X,Y}}{\sigma_Y^2} = \beta_{Y.X} \beta_{X,Y} .$$

Lévén $0 \leq R_{Y.X}^2 \leq 1$, ezért a kétféle meredekség előjele meg kell, hogy egyezzen, továbbá, ha egyikük nagyobb, mint 1, akkor a másik szükségszerűen kisebb egynél.

A tengelymetszet meghatározása érdekében tekintsük az eredményváltozó modellezett értékét:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon .$$

Ebből az eredményváltozó *feltétel nélküli* eloszlásának várható értéke

$$E\{Y\} = \beta_0 + \beta_1 \bar{X} + E(\varepsilon) = \beta_0 + \beta_1 \bar{X} ,$$

ahol \bar{X} a magyarázó változó átlagos szintje.

Mivel a meredekség adott, ezért a tengelymetszet kivonással:

$$\beta_0 = E\{Y\} - \beta_1 \bar{X}.$$

Végül a véletlen változó feltétel nélküli varianciája a determinációs együttható függvényében kifejezve:

$$\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_Y^2(1 - R_{Y.X}^2) = \sigma_Y^2(1 - r_{X,Y}^2). \quad /11/$$

Érdeklődésünket most három, rendre X, Y, Z változóra kiterjesztve, a *páronkénti* korrelációs kapcsolat – *kétváltozós modellek használatával* – háromféle párosításban vizsgálható.⁶ Tekintsük előbb az X és az Y változót külön-külön az X, Z és Y, Z kétváltozós modellekben rendre mint eredményváltozót, egyaránt a Z változóval magyarázva:

$$\begin{aligned} \hat{X} &= \beta_{0_X} + \beta_{X,Z}Z = X - \varepsilon_X \\ \hat{Y} &= \beta_{0_Y} + \beta_{Y,Z}Z = Y - \varepsilon_Y, \end{aligned}$$

ahol a definíció szerint $Cov(Z, \varepsilon_X) = Cov(Z, \varepsilon_Y) = 0$, és ebből következően $Cov(\hat{Y}, \varepsilon_X) = Cov(\hat{X}, \varepsilon_Y) = 0$ is teljesül. Ezt kihasználva az X és Y változók közötti kovariancia *totális* értéke értelemszerűen kétféle korrelációs kapcsolat eredője. Egyrészt a Z változó lineáris hatását reprezentáló várható értékek közötti, másrészt e lineáris hatástól tisztított ε_X és ε_Y véletlen változók közötti kapcsolatra vezethető vissza:

$$C_{X,Y} = C_{\hat{X},\hat{Y}} + C_{\hat{X},\varepsilon_Y} + C_{\hat{Y},\varepsilon_X} + C_{\varepsilon_X,\varepsilon_Y} = C_{\hat{X},\hat{Y}} + C_{\varepsilon_X,\varepsilon_Y}. \quad /12/$$

A kovariancia /12/ felbontását a kovariancia *regressziós dekompozíciójának* nevezük.⁷ Ebből az ε_X és ε_Y véletlen változók közötti kovariancia tartalmilag az ún. *parciális kovariancia*, melynek értékét számíthatjuk az eredeti változók közötti, nem tisztított páronkénti kovarianciák felhasználásával, az alábbiak szerint:

$$\begin{aligned} C_{\varepsilon_X,\varepsilon_Y} &= C_{X,Y} - C_{\hat{X},\hat{Y}} = C_{X,Y} - \beta_{X,Z}\beta_{Y,Z}C_{Z,Z} = C_{X,Y} - \frac{C_{X,Z}}{\sigma_Z^2} \frac{C_{Y,Z}}{\sigma_Z^2} \sigma_Z^2 = \\ &= C_{X,Y} - \frac{C_{X,Z}C_{Y,Z}}{\sigma_Z^2}. \end{aligned} \quad /13/$$

Ha valamennyi változó *standardizált*, akkor a parciális kovariancia a lineáris korrelációk felhasználásával is kalkulálható:

$$C_{\varepsilon_X,\varepsilon_Y} = r_{X,Y} - r_{X,Z}r_{Y,Z}.$$

⁶ A későbbiekben, ha pontosan három változót szerepeltetünk, akkor a könnyebb hivatkozás kedvéért mindhármukat külön, rendre X, Y, Z betűvel illetjük.

⁷ Vegyük észre, hogy ez a variancia /6/ felbontásának kiterjesztése.

A parciális kovariancia értékét osztva a két véletlen változó /11/ formában kifejezett szórásainak szorzatával, definíció szerint az X és Y változók közötti parciális korrelációt kapjuk, melynek szokásos jelölése $r_{X,Y,Z}$, értéke pedig:

$$r_{X,Y,Z} = r_{\varepsilon_X, \varepsilon_Y} = \frac{C_{\varepsilon_X, \varepsilon_Y}}{\sigma_{\varepsilon_X} \sigma_{\varepsilon_Y}} = \frac{C_{X,Y} - C_{\hat{X}, \hat{Y}}}{\sigma_{\varepsilon_X} \sigma_{\varepsilon_Y}} = \frac{r_{X,Y} - r_{X,Z} r_{Y,Z}}{\sqrt{1 - r_{X,Z}^2} \sqrt{1 - r_{Y,Z}^2}}. \quad /14/$$

A TÖBBVÁLTOZÓS MODELL

Az Y, X_1, \dots, X_p ($p+1$) változós modell szerint a regresszió p számú magyarázó változó lineáris kombinációja:

$$\hat{Y} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p,$$

ahol a β_j ($j=1, \dots, p$) koefficiensek a parciális regressziós meredekségek. E meredekségeket úgy specifikáljuk, hogy a véletlen változó valamennyi ($j=1, \dots, p$) magyarázó változóval korrelálatlan legyen:

$$\text{Cov}\{X_j, \varepsilon\} = C_{X_j, \varepsilon} = C_{X_j, (Y - \hat{Y})} = C_{X_j, Y} - C_{X_j, \hat{Y}} = 0 \quad /15/$$

vagy átrendezve

$$C_{X_j, Y} = C_{X_j, \hat{Y}}. \quad /16/$$

E követelmény mátrix formában

$$\mathbf{c}_{XY} = \begin{bmatrix} C_{X_1, Y} \\ C_{X_2, Y} \\ \vdots \\ C_{X_p, Y} \end{bmatrix} = \mathbf{c}_{X\hat{Y}} = \begin{bmatrix} C_{X_1, \hat{Y}} \\ C_{X_2, \hat{Y}} \\ \vdots \\ C_{X_p, \hat{Y}} \end{bmatrix}, \quad /17/$$

ahol \mathbf{c}_{XY} és $\mathbf{c}_{X\hat{Y}}$ az egyes magyarázó változóknak az eredményváltozóval, illetve annak regressziójával vett kovarianciáit tartalmazó vektorok. A többváltozós modellre is érvényes tulajdonság tehát, hogy a véletlen változó a regresszióval nem korrelál:

$$C_{\hat{Y}, \varepsilon} = \sum_{j=1}^p \beta_j C_{X_j, \varepsilon} = 0.$$

A paraméterek értelmezése

A β_j paraméter azt az abszolút jellegű változást számszerűsíti, mely az eredményváltozó feltételes várható értékében – ceteris paribus – az X_j változó egységnyi abszolút vál

tozásának a hatására következik be. A β_j paraméterek parciális értelmét megvilágítandó, a modellt az $Y.X,Z$ és az $Y.X$ formában háromváltozósra, majd kétváltozósra redukáljuk, és kapcsolatot teremtünk a megfelelő regressziós paraméterek között.

Fejezzük ki az $Y.X$ modell $\beta_{Y.X}$ meredekségét az $Y.X,Z$ bővített modell β_X és β_Z parciális meredekségeivel. A zéró kovarianciák elhagyásával

$$\beta_{Y.X} = \frac{C_{X,Y}}{\sigma_X^2} = \frac{C_{X,(\beta_0 + \beta_X X + \beta_Z Z + \varepsilon)}}{\sigma_X^2} = \beta_X \frac{C_{X,X}}{\sigma_X^2} + \beta_Z \frac{C_{X,Z}}{\sigma_X^2} = \beta_X + \beta_Z \beta_{Z.X}, \quad /18/$$

ahol $\beta_{Z.X}$ a $Z.X$ modell meredeksége. Tehát X egységnyi változásának az eredményváltozó várható értékére gyakorolt totális hatása egyrészt X *parciális közvetlen* β_X hatására, másrészt a Z változón keresztül gyakorolt *közvetett* hatására vezethető vissza. A közvetett hatást $\beta_Z \beta_{Z.X}$ számszerűsíti, hiszen X egységnyi változásának totális hatása a Z változóra $\beta_{Z.X}$, míg Z egységnyi változásának parciális közvetlen hatása az eredményváltozóra β_Z . Az ilyen jellegű elemzést *útelemzésnek* nevezzük. A fentiek analógiájára az útelemzés kiterjeszhető az $Y.X_1, \dots, X_p$ általános modellre is. Például X_j és Y kapcsolatát tekintve:

$$\beta_{Y.X_j} = \frac{C_{X_j,Y}}{\sigma_{X_j}^2} = \frac{C_{X_j,(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p + \varepsilon)}}{\sigma_{X_j}^2} = \beta_1 \beta_{X_1.X_j} + \dots + \beta_p \beta_{X_p.X_j}, \quad /19/$$

ahol $\beta_{X_j.X_j} = 1$.

A regressziós paraméterek tulajdonságai

A parciális regressziós meredekségek értéke – a kétváltozós modell analógiájára – az eredményváltozónak a magyarázó változókkal való korrelációs kapcsolataira, továbbá a magyarázó változók egymás közötti korrelációs struktúrájára vezethető vissza. Tekintsük ugyanis a regressziós meredekségek függvényében a

$$C_{X_j, \hat{Y}} = C_{X_j, (\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p)} = \beta_1 C_{X_j, X_1} + \dots + \beta_p C_{X_j, X_p}$$

kovarianciát, melyet valamennyi X_j ($j=1, \dots, p$) változóra meghatározva, majd a /17/ követelményből kiindulva és mátrixjelölést alkalmazva

$$\mathbf{c}_{XY} = \mathbf{c}_{X\hat{Y}} = \mathbf{C}_{XX} \boldsymbol{\beta}_X, \quad /20/$$

ahol a parciális meredekség vektora:

$$\boldsymbol{\beta}_X = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_p \end{bmatrix},$$

a magyarázó változók (p,p) rendű szimmetrikus kovariancia mátrixa pedig:

$$\mathbf{C}_{XX} = \begin{bmatrix} C_{X_1, X_1} & C_{X_1, X_2} & \cdots & C_{X_1, X_p} \\ C_{X_2, X_1} & C_{X_2, X_2} & & C_{X_2, X_p} \\ \vdots & & \ddots & \\ C_{X_p, X_1} & C_{X_p, X_2} & & C_{X_p, X_p} \end{bmatrix}.$$

Ekkor a /20/ azonosságból (feltéve, hogy \mathbf{C}_{XX} invertálható):

$$\boldsymbol{\beta}_X = \mathbf{C}_{XX}^{-1} \mathbf{c}_{XY}. \quad /21/$$

A parciális regressziós paraméterek ismeretében a tengelymetszet értéke (a véletlen változó zérus várható értéke mellett):

$$\beta_0 = E\{Y\} - \beta_1 \bar{X}_1 - \dots - \beta_p \bar{X}_p. \quad /22/$$

Látható, hogy a változókat az $Y^c = Y - E\{Y\}$ és $X_j^c = X_j - \bar{X}_j$ módon centrálva a tengelymetszet zérussá válik, viszont a parciális meredekségek nem változnak. A kovariancia invariáns ugyanis arra, hogy az eredeti változókra, vagy azok centrált változatára vonatkozóan határozzuk-e meg:

$$Y^c = \beta_1 X_1^c + \dots + \beta_p X_p^c + \varepsilon.$$

Ha viszont a változókat az $Y^* = Y^c / \sigma_Y$ és $X_j^* = X_j^c / \sigma_{X_j}$ módon *standardizáljuk*, akkor a parciális regressziós meredekségek megváltoznak:

$$Y^* = \alpha_1 X_1^* + \dots + \alpha_p X_p^* + \varepsilon / \sigma_Y,$$

ahol $\alpha_j = \beta_j \frac{\sigma_{X_j}}{\sigma_Y}$ az ún. *standardizált* regressziós meredekség. E paraméter jelentősége

az, hogy az adott magyarázó változó fontosságát a többi magyarázó változó viszonylatában (mértékegységtől függetlenül) tükrözi. A parciális regressziós meredekségek standardizált változatának mátrix formában való (/21/ szerinti) meghatározása értelemszerűen a kovarianciák helyett a lineáris korrelációkat igényli

$$\boldsymbol{\alpha}_X = \mathbf{R}_{XX}^{-1} r_{XY}. \quad /23/$$

A modell magyarázó ereje

Mivel a centrált és a standardizált modell csak egy konstans σ_Y szorzóban tér el egymástól, ezért a modell magyarázó erejét jellemző *többszörös determinációs együttható* invariáns a változók (valamennyi változó egyidejű) standardizálására. Értékét tehát kife

jezhetjük mind az eredeti mértékegységben értelmezett, mind pedig a standardizált regressziós paraméterek függvényében. Definíció szerint ugyanis (hivatkozva a /6/ azonos-
ságra):

$$R_{Y.X_1, \dots, X_p}^2 = \frac{C_{(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p), Y}}{\sigma_Y^2} = \sum_{j=1}^p \beta_j \frac{C_{X_j, Y}}{\sigma_Y^2} = \sum_{j=1}^p \alpha_j r_{X_j, Y}. \quad /24/$$

A modell illeszkedését a magyarázó változók α_j relatív súlyai, és az eredményváltozóval való korrelációik együttesen határozzák meg.

Az Y, X, Z háromváltozós modellben közvetlen kapcsolat teremthető a többszörös determinációs együttható, valamint a kétváltozós totális és a parciális determinációs együtthatók között. Alkalmazzuk a speciális /18/ háromváltozós útelemzést a standardizált változókra az alábbi módokon (kihasználva, hogy standardizált változók esetén a kétváltozós modell meredeksége a lineáris korrelációval egyezik meg):

$$r_{X, Y} = \alpha_X + \alpha_Z r_{X, Z} \quad /25/$$

$$r_{Z, Y} = \alpha_X r_{X, Z} + \alpha_Z \quad /26/$$

amely mátrix formában felírva:

$$\begin{bmatrix} r_{X, Y} \\ r_{Z, Y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_{X, Z} \\ r_{X, Z} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_X \\ \alpha_Z \end{bmatrix}$$

vagy általánosságban

$$\mathbf{r} = \mathbf{R} \boldsymbol{\alpha},$$

ahol az \mathbf{r} vektor a magyarázó változóknak az eredményváltozóval vett korrelációit, az \mathbf{R} mátrix a magyarázó változók egymás közötti páronkénti korrelációit, az $\boldsymbol{\alpha}$ vektor pedig a magyarázó változók standardizált meredekségeit tartalmazza. A fenti egyenletrendszert a standardizált meredekségekre átrendezve (lásd a (2,2) rendű mátrix invertálására vonatkozó nevezetes szabályt):

$$\boldsymbol{\alpha} = \mathbf{R}^{-1} \mathbf{r} = \begin{bmatrix} \alpha_X \\ \alpha_Z \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_{X, Z} \\ r_{X, Z} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} r_{X, Y} \\ r_{Z, Y} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - r_{X, Z}^2} \begin{bmatrix} 1 & -r_{X, Z} \\ -r_{X, Z} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{X, Y} \\ r_{Z, Y} \end{bmatrix},$$

melyből a standardizált meredekségekre az

$$\alpha_X = \frac{r_{X, Y} - r_{Z, Y} r_{X, Z}}{1 - r_{X, Z}^2} \qquad \alpha_Z = \frac{r_{Z, Y} - r_{X, Y} r_{X, Z}}{1 - r_{X, Z}^2}$$

megoldás adódik.

E paraméterekkel a többszörös determinációs együttható (a /23/ és /24/ formulákat használva).⁸

$$\begin{aligned} R_{Y.X,Z}^2 &= \mathbf{\alpha}^T \mathbf{r} = \alpha_X r_{X,Y} + \alpha_Z r_{Z,Y} = \mathbf{r}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{r} = \\ &= \frac{r_{X,Y}^2 + r_{Z,Y}^2 - 2r_{X,Y}r_{Z,Y}r_{X,Z}}{1 - r_{X,Z}^2} = r_{X,Y}^2 + \frac{(r_{Z,Y} - r_{X,Z}r_{X,Y})^2}{1 - r_{X,Z}^2} = \\ &= r_{X,Y}^2 + \frac{1 - r_{X,Y}^2}{1 - r_{X,Y}^2} \frac{(r_{Z,Y} - r_{X,Z}r_{X,Y})^2}{1 - r_{X,Z}^2} = r_{X,Y}^2 + (1 - r_{X,Y}^2)r_{Z,Y.X}^2, \end{aligned} \quad /27/$$

ahol $r_{Z,Y.X}^2$ a /14/ formulának megfelelően a Z és Y változók közötti parciális korreláció négyzete. Analóg módon az

$$R_{Y.X,Z}^2 = r_{Z,Y}^2 + (1 - r_{Z,Y}^2)r_{X,Y.Z}^2 \quad /28/$$

felbontás is teljesül. A /27/ és /28/-ből a parciális *determinációs* együttható más alakokban

$$r_{Z,Y.X}^2 = \frac{R_{Y.X,Z}^2 - r_{X,Y}^2}{1 - r_{X,Y}^2} \quad /29/$$

$$r_{X,Y.Z}^2 = \frac{R_{Y.X,Z}^2 - r_{Z,Y}^2}{1 - r_{Z,Y}^2}. \quad /30/$$

Látható, hogy a parciális determinációs együttható azt számszerűsíti, hogy a Z magyarázó változónak az X magyarázó változó *után* való bevonása a modellbe (a kétváltozós modell háromváltozóssá bővítése) milyen arányban csökkenti az eredményváltozó varianciájából az X változó által meg nem magyarázott hányadot. Vegyük észre továbbá, hogy mivel a parciális determinációs együttható (lévén négyzetszám) nem lehet negatív, ezért a modell további magyarázó változóval való bővítésekor a többszörös determinációs együttható sohasem csökkenhet. A korábbi szinten csak akkor marad, ha az újonnan bevonandó magyarázó változónak az eredményváltozóval való parciális korrelációja zérus.

A parciális determinációs együttható értéke alapján a parciális korreláció irányára, előjelére vonatkozóan még nincs információnk. A háromváltozós modellben definiált /14/ parciális korreláció azonban lehetővé teszi bármilyen többváltozós modell esetén is a parciális korreláció meghatározását, ha kijelöljük a kérdéses Y eredmény- és X magyarázó változót, miközben Z az összes többi változó együttesét jelöli. A változók *standardizált* formáját használva, tekintsük az

$$\hat{X} = \alpha_{1X}Z_1 + \dots + \alpha_{qX}Z_q = X - \varepsilon_X \quad \hat{Y} = \alpha_{1Y}Z_1 + \dots + \alpha_{qY}Z_q = Y - \varepsilon_Y$$

modelleket.

⁸ A T felső index az illető mátrix (vektor) transzponáltját jelöli.

E modellekre (lásd a Függelék, valamint a parciális meredekségek /23/ alatti meghatározását):

$$C_{\hat{X},\hat{Y}} = \mathbf{a}_X^T \mathbf{R}_{ZZ} \mathbf{a}_Y = \left(\mathbf{R}_{ZZ}^{-1} \mathbf{r}_{XZ} \right)^T \mathbf{R}_{ZZ} \left(\mathbf{R}_{ZZ}^{-1} \mathbf{r}_{YZ} \right) = \mathbf{r}_{XZ}^T \mathbf{R}_{ZZ}^{-1} \mathbf{r}_{YZ}$$

ahol az \mathbf{r}_{YZ} vektor az Y változónak valamennyi Z változóval, az \mathbf{r}_{XZ} vektor az X változónak valamennyi Z változóval, az \mathbf{R}_{ZZ} mátrix pedig a Z változók egymással vett páronkénti korrelációit tartalmazza.

Ekkor, a parciális korreláció /14/ definíciója szerint:

$$r_{X,Y,Z_1,\dots,Z_q} = r_{X,Y,Z} = r_{\varepsilon_X,\varepsilon_Y} = \frac{r_{X,Y} - C_{\hat{X},\hat{Y}}}{\sqrt{1 - R_{X,Z}^2} \sqrt{1 - R_{Y,Z}^2}} = \frac{r_{X,Y} - \mathbf{r}_{XZ}^T \mathbf{R}_{ZZ}^{-1} \mathbf{r}_{YZ}}{\sqrt{1 - R_{X,Z}^2} \sqrt{1 - R_{Y,Z}^2}}, \quad /31/$$

ahol $R_{X,Z}^2$ és $R_{Y,Z}^2$ az $Y.Z_1,\dots,Z_q$ és $X.Z_1,\dots,Z_q$ modellek többszörös determinációs együtt-hatói.

Amennyiben csak egyetlen Z változót definiálunk, úgy a fenti formula a /14/ képletre egyszerűsödik.

A parciális korreláció a változók számától függetlenül, mindig számolható a klasz-szikus, háromváltozós /14/ formulával, egy lépéssorozat eredményeképpen. Például négy változó (rendre X, Y, U, Z) esetén az $r_{X,Y,U,Z}$ parciális korreláció meghatározása az alábbiak szerint is végrehajtható. Szűrjük ki előbb U lineáris hatását az összes többi változóból, majd az eredményül kapott három parciális korrelációt tisztítsuk meg Z lineáris hatásától:

$$r_{X,Y,Z,U} = \frac{r_{X,Y,U} - r_{X,Z,U} r_{Y,Z,U}}{\sqrt{1 - r_{X,Z,U}^2} \sqrt{1 - r_{Y,Z,U}^2}}. \quad /32/$$

Mivel /27/ és /28/ értelmében a parciális determinációs együtt-ható a többszörös de-terminációs együtt-ható relatív növekményét jellemzi a vonatkozó változóval történő bő- vités hatására, ezért a parciális korreláció /32/ formulájának az alkalmazásával bármilyen modell többszörös determinációs együtt-hatója fölépíthető a kétváltozós modelléből kiin- dulva.

REZIDUÁLIS KÖVETELMÉNYEK A PARAMÉTERBECSLÉS TÜKRÉBEN

Végezzünk $i=1,\dots,n$ számú megfigyelést az eredményváltozóra vonatkozóan, a ma- gyarázó változók rögzített $\mathbf{x}_i = [X_{i1}, \dots, X_{ij}, \dots, X_{ip}]^T$ értékei mellett. Az így nyert $\mathbf{y} = [y_1, \dots, y_i, \dots, y_n]^T$ minta alapján becsljük a parciális meredekségeket, és a becsléseket a $\mathbf{b}_X = [b_1, \dots, b_j, \dots, b_p]^T$ vektorba foglaljuk.⁹ Ha szerepel a modellben tengelymetszet, akkor ennek becslt értéke b_0 .

⁹ A mintavétel módjára egyáltalán nem, a becslési módszerre pedig egyelőre nem teszünk megszorítást.

A modell által a mintából meg nem magyarázott $\mathbf{e}=[e_1, \dots, e_i, \dots, e_n]^T$ reziduális (maradék) részek figyelembe vételével:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{e}, \quad /33/$$

ahol az \mathbf{X} mátrix i -edik sora $[1, X_{i1}, \dots, X_{ij}, \dots, X_{ip}]$ és $\mathbf{b}=[b_0, b_1, \dots, b_j, \dots, b_p]^T$ lesz.¹⁰ A lineáris regresszió a változók mintán belüli átlagos értékeire is fennáll:

$$\bar{y} = b_0 + \sum_{j=1}^p b_j \bar{X}_j + \bar{e}, \quad /34/$$

ahol $\bar{y} = 1/n \sum_{i=1}^n y_i$, és \bar{e} értéke a paraméterek birtokában kivonással adódik.

A b paraméterek becslési módszerét annak függvényében választjuk meg, hogy az e_i reziduumokkal szemben milyen követelményeket támasztunk.

A korrelálatlansági kritérium

Amennyiben a magyarázó változók bármelyikével korrelálatlan reziduum az elvárásunk, ez független attól, hogy becsülünk-e tengelymetszetet vagy sem. A korrelálatlansági követelménynek mindig eleget teszünk, ha a parciális meredekségeket – /21/ analógiájára – a

$$\mathbf{b}_{X0} = \mathbf{C}_{XX}^{-1} \mathbf{c}_{Xy} \quad /35/$$

formulával becsüljük, ahol

$$\mathbf{c}_{Xy} = \begin{bmatrix} C_{X_1,y} \\ \vdots \\ C_{X_p,y} \end{bmatrix}.$$

Ez esetben a tengelymetszet becsült értéke annak függvénye, hogy a reziduumok átlagára milyen megkötést teszünk. Ha elvárás, hogy a reziduumok átlaga zérus legyen, akkor a /34/ összefüggésből a tengelymetszetre

$$b_{00} = \bar{y} - b_1 \bar{X}_1 - \dots - b_p \bar{X}_p$$

adódik. Amennyiben a tengelymetszet értékét másképp választjuk meg, úgy $\bar{e} \neq 0$.

A legkisebb négyzetek kritérium

Ha viszont célunk a reziduális négyzetösszeg minimalása, akkor ez a célfüggvény – mint az közismert – az $\mathbf{X}^T \mathbf{e} = \mathbf{0}$ normálegyenletrendszer teljesülése esetén minimált. Ennek

¹⁰ Ha a modell nem tartalmaz tengelymetszetet, akkor $\mathbf{b} = \mathbf{b}_X$ és az \mathbf{X} mátrix oszlopaiból elhagyjuk az összegző vektort.

tudatában a /33/ azonosság mindkét oldalát balról szorozva az \mathbf{X}^T mátrixszal, majd átrendezve az egyenletet az

$$(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}$$

becslőfüggvényt kapjuk, melynek eredménye \mathbf{b} , ha a modell tartalmaz tengelymetszetet, és \mathbf{b}_X ha nem.¹¹

Látható, hogy a normálegyenletrendszer kizárólag akkor ekvivalens a korrelálatlansági követelménnyel, ha a modell tartalmaz tengelymetszetet. Ekkor ugyanis $\bar{e} = 0$, és ebből következően: $\mathbf{X}^T \mathbf{e} = n \cdot \mathbf{c}_{Xe} = \mathbf{0}$. Ebben az esetben természetesen $[b_{00}, \mathbf{b}_{X0}] = \mathbf{b}$, egyébként viszont $\mathbf{b}_{X0} \neq \mathbf{b}_X$.

Ha tehát nem indokolt a tengelymetszet elhagyása, úgy szerepeltetésével egyidejűleg minimáljuk a reziduális négyzetösszeget, és a magyarázó változókkal korrelálatlan reziduumokat biztosítunk.

FÜGGELÉK

A KOVARIANCIA LINEÁRIS DEKOMPOZÍCIÓJA

Tekintsük az X_j centrált (átlagtól vett eltéréssel helyettesített) változók a_j súlyokkal definiált

$$X = \sum_{j=1}^p a_j X_j$$

és az Y_t változók b_t súlyokkal képzett

$$Y = \sum_{t=1}^q b_t Y_t$$

lineáris kombinációit. Ekkor az X és Y változók közötti ($i=1, \dots, N$ megfigyelés alapján számított) $C_{X,Y}$ kovariancia felírható, mint az X_j és Y_t változók közötti kovarianciák lineáris kombinációja, az alábbi módon:

$$C_{X,Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i Y_i = \sum_{j=1}^p \sum_{t=1}^q a_j b_t C_{X_j, Y_t}$$

vagy mátrix jelöléssel bi-kvadratikus formában:

$$C_{XY} = \mathbf{a}^T C_{XY} \mathbf{b},$$

ahol \mathbf{a} és \mathbf{b} a súlyokat tartalmazó vektorok, C_{XY} pedig az X_j és Y_t változók közötti kovarianciákat tartalmazó (p, q) rendű, tehát nem föltétlenül szimmetrikus mátrix.

IRODALOM

GREEN, H. (1993): *Econometric analysis*. Macmillan, New York.
HAJDU O. – HERMAN S. – PINTÉR – RAPPAL G. – RÉDEY K. (1994): *Statisztika I-II*. Janus Pannonius Tudományegyetem, Pécs.

¹¹ Természetesen a tengelymetszetet tartalmazó modell minimált reziduális négyzetösszege kisebb (nem nagyobb), mint a tengelymetszet nélkül specifikált modell minimált reziduális négyzetösszege.

- HAJDU O. – HUNYADI L. – VITA L. (2001): *Statisztikai elemzések*. Egyetemi jegyzet. Aula, Budapest.
- HUNYADI L. (2001): Statisztikai következtetésemélet közgazdászoknak. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- HUNYADI L. – MUNDRUCZÓ GY. – VITA L. (1996): *Statisztika*. Aula, Budapest.
- KERÉKGYÁRTÓ GY-NÉ – MUNDRUCZÓ GY. – SUGÁR A. (2001): *Statisztikai módszerek és alkalmazásuk a gazdasági, üzleti elemzésekben*. Aula, Budapest.
- KÖVES, P. – PÁRNICZKY, G. (1982): *Általános Statisztika I-II.* (3. átdolgozott kiadás). Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- MUNDRUCZÓ, GY. (1981): *Alkalmazott regressziószámítás*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- MYERS, R. (1990): *Classical and modern regression with applications*. 2nd PWS-KENT, Boston.
- WEISBERG, S. (1985): *Applied linear regression*. Wiley, New York.

SUMMARY

The paper discusses the structure of the linear regression model. The focus is on the initial assumption of an error term uncorrelated with the explanatory variables. The main question is what further model properties can be derived assuming merely an error term that meets the initial requirement. The paper shows that several basic model parameters such as regression coefficients, multiple R^2 and partial correlation coefficients can also be defined as model components analogous to those calculated from the sample. Further, the study highlights the meaning of the parameters.

Finally, the paper investigates the similarities and differences between the estimators of the regression coefficients, based on the one hand on an uncorrelated error term and on the other hand on a least squares residual term.

A STATISZTIKATÖRTÉNETI SZAKOSZTÁLY
XXXVIII. VÁNDORÜLÉSE SZEGEDEN

A Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztályának tevékenységében hagyomány, hogy tanácskozásait minden évben az ország különböző vidékein tartja meg. A résztvevők az egyes előadásokból, a kulturális programokból és természetesen élményeikből, benyomásaikból is képet kaphatnak az adott tájegység történetének és egyúttal jelenkori életének sajátos vonásairól. Ezek az ülések kiváló alkalmat szolgáltatnak tehát arra, hogy elmélyíthessük hazánk változatos tájairól szerzett ismereteinket. Érdemes példaként csupán az előző három vándorulás színhelyét felidézünk: 1998-ban Szekszárdnak, Tolna megye székhelyének a vendégei lehettünk, 1999-ben Nyíregyházán az északi térség gondjaival és fejlődésének örömdetes jeleivel szembesülhettünk, 2000-ben pedig Sopronban a nyugati határszél sajátos történelmi hangulatú városában tanácskozhattunk. (A vándorulések addigi teljes, több mint három és fél évtizedes történetéről az egykori beszámolóik alapján 2000-ben külön összeállítás is készült „Beszámoló a Statisztikatörténeti Szakosztály vándorulásairól” címmel. Ez még nem tartalmazhatta a soproni ülés anyagát, amelyről az olvasó a *Statisztikai Szemle* 2000. évi 9. számából – 768–771. old. – kaphat tájékoztatást.)

A 2001. április 26–27-én lezajlott XXXVIII. vándorulás gazdája Szeged volt. Az említett összeállításból kitűnik, hogy a szakosztály egy alkalommal (1966-ban) már rendezett itt konferenciát. Az időtávot és a közben lezajlott történelmi változásokat tekintve nyilvánvaló, hogy ma egészen más körülmények között, más légkörben gyűlhetünk össze, mint akkor, és a felvethető kérdések köre is értelemszerűen változott. A helyszín kiválasztása most mindenképpen szerencsés volt, hiszen Szeged nemcsak Csongrád megye székhelye, hanem Dél-Alföld regionális központja is, emellett mint egyetemi város és kulturális centrum szintén meghatározó jelentőségű e térségben.

Összességében megállapíthatjuk, hogy a XXXVIII. vándorulás tartalmában sok újat nyújtott,

a témák széles körét fogta át. Az időbeosztás ezúttal azt is lehetővé tette, hogy az egyes előadásokról élénk vita alakulhasson ki. A vendéglátó Csongrád Megyei Igazgatóság vezetősége és munkatársai mindent megtettek a tanácskozás kellemes légköréért, meghitt hangulatáért és a kiemelkedően kedvező elhelyezésért. Úgy érezzük, hogy a konferencia valamennyi résztvevőjének köszönését és elismerését juttathatjuk ezúton is kifejezésre.

A nyitóülésre április 26-án délelőtt került sor. A tanácskozást *dr. Vukovich Gabriella* a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese nyitotta meg, aki egyúttal az ülés elnöki tisztét is ellátta. Bevezető szavaiban rámutatott arra, hogy a konferencia több célt is szolgál. Úgy érzi helyesen járunk el akkor, ha nemcsak a témák, hanem az előadók tekintetében is szélesebb körből „merítünk”, vagyis a statisztikusok mellett például történészek, levéltári szakemberek kutatási eredményeivel is megismerkedünk. Szomorú, de meg nem kerülhető kötelességünk továbbá, hogy a körünkben az elmúlt évben távozott két kiváló demográfus emléke előtt tisztelgünk, munkásságukat méltassuk – szólt az elnökhelyettes asszony. Végül felhívta a figyelmet arra, hogy az alapszabály értelmében időszerűvé vált a tisztújítás, e feladatot is meg kell oldania a vándorulásnak. *Dr. Vukovich Gabriella* ezután eredményes munkát kívánt a résztvevőknek.

Az első előadást, *Klonkai László*, a KSH Csongrád Megyei Igazgatóságának igazgatója „Iparfejlesztés és iparfejlődés a XX. század második felében, Csongrád megyében” címmel tartotta meg. A téma érdekessége, hogy egy alapvetően mezőgazdasági jellegű megye vonatkozásában tárgyalja az iparfejlesztés kérdését. Az erőltetett iparosítás az 1950-es, 60-as években a megyét is elérte, bár az bizonyos mértékig szerencsés helyzetben volt, mert a gazdasági és földrajzi adottságok miatt elsősorban a könnyűipart, valamint az élelmiszeripart fejleszthették. Az 1980-as években már Csongrád megyére is rá

nyomta bélyegét a magyar ipar gyengélkedése. A rendszerváltozás után a külső piacok elvesztése, a belső piac szűkülése miatt számos üzem tönkrement, megszűnt. Az iparban foglalkoztatottak létszáma, a termelés értéke drámaian csökkent. A visszaesés az országosnál nagyobb arányú volt, fellendülés jelei – több más térségtől eltérően – az utóbbi években sem mutatkoztak. Az előadással kapcsolatban több hozzászólás hangzott el. A vita középpontjában az a gondolat állt, hogy a megyében kevésbé lehet meghatározó egy újabb ipari fellendülés. A helyi kis- és középipar igények szerinti támogatását ez természetesen nem zárja ki. Bizonyos, hogy e térségben a mezőgazdaság továbbra is fontos szerepet tölt be. Távlatban itt is tekintettel kell majd lenni az EU előírásaira. Egyesek felhívták a figyelmet a szolgáltatások fejlesztésében rejlő lehetőségekre. Szeged önmagában is kiváló adottságokkal rendelkezik, például az oktatás, a kulturális intézmények és az idegenforgalom további fellendítésére. A megye más területein e vonatkozásokban szintén számos lehetőség kínálkozik. Sokat ígér – egyebek között – a falusi turizmus kiépítése.

A következő előadó, *dr. Faragó Tamás* a szociológiai tudomány doktora, a KSH Népeségtudományi Kutató Intézet tudományos tanácsadója, a Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztályának elnöke a tavaly elhunyt *Dányi Dezső* történeti, demográfiai és gazdaságtörténeti munkásságát méltatta. E munkásság a szorosan vett szakmai területet tekintve is rendkívül sokrétű, hiszen kiterjedt a demográfiai, az ártörténeti és a statisztikatörténeti kutatásokra. *Dányi Dezső* mindegyik területen maradandót tudott alkotni. Jellemző volt tevékenységére, hogy a problémák felvetésére, megválaszolására és nem egyszerű leírására törekedett. Kutatásai során az eredeti forrásokig igyekezett visszanyúlni. Gazdag hagyatékát még rendezni kell, hogy az tényleg közkinccsé váljon. (Érdeemes itt megjegyezni, hogy *Dányi Dezső* a statisztikatörténeti vándorüléseken is gyakran szerepelt előadóként. 1999-ben Nyíregyházán, majd 2000-ben Sopronban, súlyos betegen is vállalt előadást.) Szinte élete végéig megőrizte szellemi frissességét, sokoldalú érdeklődését és aktívan tevékenykedett a jelzett témakörben.

Daróczy Etelka referátumában a másik nagy veszteségről számolt be, amely *Valkovics Emil* elhunytával érte a demográfiai tudományt. *Valkovics Emil* ahhoz a nemzedékhez tartozott, amelyik még a mai Népeségtudományi Kutató Intézet jogelődjénél a Népeségtudományi Kutató Csoportnál kezdte szakmai tevékenységét. *Dányi Dezső*höz hasonlóan róla is elmondható, hogy szinte élete végéig – küzdve a halálos betegséggel – dolgozott. Tevékenysége

szintén sokrétű volt: foglalkozott a termékenység, halandóság kérdéseivel, a demográfia gazdasági vonatkozásaival. Gondot fordított arra, hogy a fiatalabb nemzedékhez tartozó demográfusoknak átadja ismereteit. A szakemberek körében rendkívül igényes, magas színvonalú tudományos munkájáért általános tisztelet övezte. Nem rajta múltott, hogy neve nem volt szélesebb körben annyira ismert, mint munkássága indokolta volna. Az utódokra vár a feladat, hogy munkáját tovább vigyék, és emléke méltó helyre kerüljön.

Czibulka Zoltán a KSH Népszámlálási főosztályának vezetője és *dr. Lakatos Miklós* főosztályvezető-helyettes, a Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztályának titkára egy folyamatban levő kutatásról számolt be „Az 1941. évi népszámlálás nemzetiségi adatai és a svábok kitelepítése” címmel. Az előadás abból a tényből indult ki, hogy a KSH 130 éves története során mindig ragaszkodott az összeírások alkalmával gyűjtött személynévsorok, információk bizalmas kezeléséhez. Egyetlen eset fordult elő, amikor a Hivatal – kompetenciáját messze meghaladó okok miatt – nem tudott érvényt szerezni ennek az elvnek: az 1941. évi népszámlálás nemzetiségre és anyanyelvre vonatkozó információit ugyanis felhasználták a magyarországi német lakosság ellen 1945-ben és a következő években hozott jogfosztó intézkedések végrehajtására, amelyek végül e népesség jelentős hányadának az ország területéről való kitelepítését eredményezték.

A német népesség kitelepítésének kérdésével eleinte csak szűk körben foglalkoztak, de az 1980-as évektől az e témával kapcsolatos publikációk már az olvasók szélesebb rétegeihez is eljuthattak. A kutatások ekkor főleg a probléma politikai-gazdasági és társadalmi összefüggéseire helyezték a súlyt, és kevésbé a közigazgatási szervek – közöttük a KSH – részvételének taglalására, az 1941. évi népszámlálás adatainak felhasználására a kitelepítés során.

A most folyamatban levő kutatás e hiányosságok feltárására vállalkozott. A kutatásban fontos segítséget jelentett *dr. Heinz Ervin* alapos és sokoldalú tényfeltáró tevékenysége. Az eddigiek során is nagy értékű dokumentumokat ismerhettünk meg, mint például a Belügyminisztérium állampolgársági igazgatóságán található névjegyzéket, amelyből remélhetőleg megállapítható, hogy a kitelepítések milyen jogcím szerint történtek, tehát a népszámlálási adatok felhasználásának módjáról és mértékéről is reális képet kaphatunk.

A további dokumentumok közül kiemelkedő jelentőségű a KSH akkori vezetőinek, *Elekes Dezsőnek* és *Thirring Lajosnak* az állásfoglalása, amelyben – a technikai nehézségek taglalása mellett – felhív

ták a figyelmet az egész akció törvényszerű jellegére és arra, hogy a népszámlálási adatok ilyen célú felhasználása huzamosabb időre aláássa a lakosság bizalmát és adatszolgáltatási készségét. Rámutattak arra is, hogy e hatalmas volumenű munka, amelyhez a népszámlálási bevállalással kapcsolatos igazolások iránti tömeges igények kielégítése is társult, idegen a Hivatal alapvető feladatától. (Itt kell megemlíteni, hogy Thirring Lajos bátran védelmébe vette azokat a munkatársakat, akiket – igaztalanul, már koncepciósi jelleggel – olyan váddal illettek, hogy anyagi ellenszolgáltatást fogadtak el a kiadott igazolásokért.)

Egy nagyobb – 1941-ben döntően németek által lakott – község adatainak feldolgozása arra utal, hogy a KSH-ban készült listák csak részlegesen kerülhettek alkalmazásra, mert az 1941–1945 közötti népességmozgások folyamányaként a listákon szereplők jelentős részét helyben nem lehetett megtalálni, másrészt az érintettek bizonyos hányadát különböző címeken mentesítették. Ugyanakkor a listák meghatározott okokból kitelepítésre ítélt személyekkel bővültek.

A kérdéskör teljes és részletes feltárása számos, ma még megválaszolatlan részletre deríthet fényt. A kutatást tehát – számolva a munkaigényességgel – érdemes folytatni.

Április 26-án délután az első munkaülés elnöke *Oros Iván*, a KSH tanácsadója volt.

Fónagy Zoltán kandidátus, az MTA Történettudományi Intézetének főmunkatársa a prestatisztikai adatok felhasználásának kérdését elemezte. Rámutatott arra, hogy a hivatalos statisztikai szolgálatok kiépülése előtt is számos olyan információt tartalmazó forrás létezett, amelyeket az utókor a statisztikai feldolgozás céljára felhasználhat. Utalt az anyakönyvek, adóösszeírások, katonai jellegű összeírások stb. jelentőségére.

Gyáni Gábor a történettudomány doktora, az MTA Történettudományi Intézetének főmunkatársa azzal a kérdéssel foglalkozott, hogy a statisztika milyen szerepet játszott a történetírásban. Ez a szerep az idők folyamán változott, de nyilvánvaló, hogy a történetírás a statisztikát nem nélkülözheti. A XIX. század „narratív” történetírása utána a XX. században – főleg 1920 után – teret nyert a „kvantitatív” szemlélet, ami természetesen a statisztikának mint a történettudomány forrásának a felértékelődését jelentette. Az 1930-as években a népesedési kérdések, majd a második világháború után a gazdaságtörténeti vizsgálatok kerültek előtérbe. A népesség demográfiai összetételéről, foglalkoztatásáról, társadalmi struktúrájáról tájékoztatást adó népszámlálások információit a történészek rendszeresen hasznosítják. Az előadó fontosnak ítélte, hogy a sta-

tisztika adatszolgáltatásoknál a történészek igényeit is mérlegeljék.

Kalmár Ella Budapest Főváros Levéltárának főlevéltárosa a „statisztikai” Nagy-Budapest fogalmának megjelenéséről, fejlődéséről adott áttekintést, nyomon követve, hogy a statisztikai irodalomban, publikációkban, milyen ismérvek alapján kísérelték meg a Nagy-Budapesthez sorolható települések lehatárolását. A szakirodalomban Nagy-Budapest fogalma már évtizedekkel annak tényleges megvalósítása előtt megjelent. E kérdéssel először *Harrer Ferenc* 1908. évi tanulmánya foglalkozott. Az 1920-as és 1930-as években – többek között – *Thirring Gusztáv*, *Thirring Lajos*, *Kovács Alajos*, *Laky Dezső* vizsgálták behatóan a főváros környékén fekvő településeket abból a szempontból, hogy melyeknél állnak fenn azok a feltételek, amelyek a Budapesthez való csatolást indokolhatják. E települések köre az időpont és a vizsgált ismérvek függvényében erősen módosult: először 12, majd 20, 21, illetve 22 településről esett szó. A települések többségének helyzete egyértelmű volt, és ezek a rendezés során ténylegesen Nagy-Budapest részeivé lettek. A főváros-hoz ugyanakkor néhány, részben vitatott jellegű település is került. Más településeket viszont (mint például Alag, Vecsés, Budakeszi, Budaörs) közigazgatásilag nem csatoltak Budapesthez, bár napjainkban a gyarapodó fővárosi agglomerációs övezetbe tartoznak.

A délutáni munkaülés után került sor a Statisztikai Szakosztály tisztújítására. A tagok titkos szavazással megerősítették az elnököt és a titkárt *dr. Faragó Tamás*, illetve *dr. Lakatos Miklós* személyében, továbbá négytagú vezetőséget választottak: *dr. Vukovich Gabriellát*, *Kapros Tibornét*, *Joubert Kálmánt* és *Marton Ádámot*. Az esti órákban fogadás is volt, amely keretben adott a kötetlen beszélgetések számára.

A második munkaülést április 27-én délelőtt *Klonkai László* vezette.

Az első előadást prof. *dr. Blazovich László*, a Csongrád Megyei Levéltár igazgatója tartotta „Nemzetiségek az Alföldön a XIII–XIV. században” címmel. Az előadó rövid áttekintést adott arról, hogy milyen népek éltek az Alföldön a honfoglalás idején, majd rátért a kunok betelepítésére és asszimilációjára, végül a szerbek megjelenésére, határvédelemben játszott szerepére és letelepedésére. A jelenlegi határokon belül viszonylag nem nagy a szerb népesség száma. Ők is megőrizhették azonban külön kultúrájukat, népszokásaikat.

Tomka Béla PhD-hallgató a jóléti kiadások alakulásával foglalkozott a XX. századi Magyarországon, és beszámolt a nemzetközi összehasonlítás lehetőségével kapcsolatos vizsgálatairól. Rámutatott

arra, hogy a tervgazdaság időszakában – a szociális biztonság meghirdetése ellenére – a hátrányos helyzetű rétegek megsegítésére tett intézkedések elégtelenek voltak, és a mechanizmus sem működött kielégitően: a szociális célra fordított összegek általában nem jutottak el a legrászorultabb rétegekhez. Az 1970-es 80-as években a meglévő támogatási rendszerek is fokozatosan leépültek. A rendszerváltozás első éveinek ismert nehézségei után csak a legutóbbi időben értek meg a feltételek ahhoz, hogy – a nemzetközi szervezetek ajánlásait is hasznosítva – ténylegesen hatékony szociális védőháló építsünk ki.

Miklós Endre a KSH Heves Megyei Igazgatóságának ny. igazgatója *Elekes Dezsőnek*, a neves statisztikusnak a munkásságát méltatta, aki 30 éven át dolgozott a KSH-ban, amelynek 1946–1948 között az elnöke volt. Elekes Dezső munkásságát leginkább „A Duna-völgyi kérdőjel” címmel 1934-ben megjelent könyve szemlélteti. Ebben megvilágítja hazánk döntő szerepét a Duna-völgye, illetve az ahhoz kapcsolódó egész térség gazdaságában. Bemutatja az 1930-as évek elején tetőzött gazdasági válság súlyos hatásait, különös hangsúlyt fektetve a Magyarországot érzékenyen érintő agrárválságra. Az előadó rámutatott arra, hogy Elekes könyve megjelenése idején egészen újszerűen hangzó megállapításokat is tett, felismerte például, hogy „a Világ a közös rendszerek egyesülése felé fog haladni”.

A vándorülés munkáját a Magyar Statisztikai Társaság főtítkára, *Laczkó Sándorné* fősztályvezető

értékelte. Köszönetet mondott a vendéglátóknak a kiváló előkészítésért, a kellemes környezetért, a baráti fogadtatásért. Hangsúlyozta, hogy a tanácskozás minden tekintetben eredményes volt. Értékes előadások hangzottak el, és a jó szervezés, a kiegyensúlyozott napirend lehetővé tette, hogy az egy-egy ülés keretében elhangzott előadásokról érdemi vita bontakozzék ki. A hozzászólások, illetve az azokra adott válaszok gazdagították az ülések anyagát. Megítélése szerint a vándorúlések hagyományos gyakorlatát folytatni kell. Érdemes emellett elgondolkodni újszerű megoldásokon is. Elképzelhető olyan előadások tartása, melyek egy-egy téma komplex feldolgozására vállalkoznak, például meghatározott nemzetgazdasági ág történetének az átfogó értékelését adják.

A hagyományoknak megfelelően most is sor került szervezett kulturális programokra. A szegedi séta alkalmával a vendéglátó Klonkai László személyes kalauzolásával – a szélesebb körben ismert nevezetességek mellett – néhány kevésbé közismert látnivalót is megtekinthettünk. Az Ópusztaszeri Emlékparkot – szintén szakszerű vezetés mellett – újra „felfedezhették” azok is, akik korábban már jártak ott. A csodálatos Feszty-körkép mindenkire mély benyomást tett. Az Emlékpark még sok érdekességet kínált, de az időbeli korlátok ezúttal is meglehetősen szűk határt szabtak az érdeklődőknek.

Dr. Fóti János

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

ISI ülés Szöulban. A Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) 2001. augusztus 22. és 29. között Szöulban tartotta 53. ülészekát. Az ülésen 100 országból közel 2000 statisztikus szakértő vett részt.

Az ülésen elhangzott felkért előadások 84 tervezett témacsoportot érintettek, a benyújtott előadások 171 tervezett témacsoportot foglaltak magukba. Az előadók között szerepelt a két amerikai közgazdasági Nobel-díjas, *J. Heckman* és *D. McFadden*.

Az ülészekon részt vevő magyar küldöttséget *dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke vezette. Tagja *Laczká Sándorné*, a Központi Statisztikai Hivatal fősztályvezetője volt, akit az egyidőben tartott konferencián ISI-taggá választottak.

A rendezvény alkalmából külön találkozóra hívták meg a nemzeti statisztikai társaságok képviselőit, értékelve a társaságok helyzetét felmérő első ízben szerkesztett kérdőívet. Az ülésen *D. Lievesley* professzor, az ISI vezetőségi tagja, az angol Királyi Statisztikai Társaság elnöke elnökölt. A 15 nemzeti statisztikai társaság és a franciául beszélők statisztikai társaságának képviselői bemutatták az általuk képviselt társaságokat és szóltak az esetleges problémákról is. *Laczká Sándorné* a Magyar Statisztikai Társaság szervezetről és tevékenységéről adott átfogó képet.

Köszöntés. 2001. szeptember 6-án a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem szervezésében megtartott ünnepségen megemlékeztek *Kupcsik József* professzor emeritus, a Magyar Statisztikai Társaság örökös elnöke hetvenedik születésnapjáról. Az ünnepi ülésen *Vita László* tanszék-csoport-vezető elnökölt, aki elsőként a kollégák nevében köszöntötte az ünnepeltet. Az egyetem vezetése nevében *Chikán Attila* rektor és *Temesi József* rektorhelyettes mondott beszédet, majd *Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke méltatta az ünnepeltnek a statisztika érdekében kifejtett több évtizedes tevékenységét, melynek elismeréseként

Kupcsik professzort elnöki dicséretben részesítette. Végül *Szilágyi György* a Magyar Statisztikai Társaság köszöntését tolmácsolta.

Fényes Elek-emlékünnep. 2001. július 22-én emléktáblát avattak Fényes Elek szülőfalujában, Csokalyon (Románia), a statisztikai tudomány egyik „alapító tagja” az Országos Statisztikai Hivatal első vezetője, neves földrajzi és közgazdasági szakíró halálának százhuszonötödik évfordulója (július 23.) alkalmából. A református templom falán elhelyezett emléktábla avatási ünnepségét a Partiumi és Bánsági Műemlékvédő és Emlékhely Bizottság, Székelyhíd Község Tanácsa, az Érmelléki Református Egyházmegye és Csokaly község közössége szervezte. Az ünnepségen és az istentisztelet után tartott műsoros rendezvényen részt vettek Fényes Elek Magyarországon élő leszármazottai, valamint a terület RMDSZ-es parlamenti szenátora és képviselője és a budapesti Fényes Elek Közgazdasági Szakközépiskola küldötte. Az ünnepséget követő fogadáson megalakult a Fényes Elek Emlékbizottság, amely feladatául tűzte ki a későbbi megemlékezések szervezését és egy emlékhely kialakítását a romos szülőház helyén.

Címadományozás. A Szegedi Tudományegyetem Egyetemi Tanácsa *dr. Józán Péter* statisztikai főtanácsosnak egyetemi magántanári címet adományozott.

Megemlékezés. Az Eötvös Loránd Tudományegyetem Állam- és Jogtudományi Kara 2001. szeptember 13-án ünnepséget rendezett *dr. Kovacsicsné dr. Nagy Katalin* 70. születésnapja alkalmából. *Dr. Mezey Barna*, a kar dékánja ismertette az ünnepelt eddigi életútját, oktatói tevékenységét. A pályatársak nevében *dr. Hoóz István* ny. egyetemi tanár (Pécsi Tudományegyetem) majd *dr. Vavró István*, az Igazságügyi Minisztérium fősztályvezetője, c. egyetemi tanár szóltak az ünnepelt statisztikai tevékenységéről

és eredményeiről. A Statisztika és Jogi Informatika Tanszék nevében *dr. Katona Tamás* egyetemi tanár méltatta Kovacsicsné Nagy Katalinnak a jogi informatikával kapcsolatos úttörő tevékenységét. Ez alkalmából átadták az ünneplott tanítványai és tisztelői által készített emlékkötetet, melynek kiadását az ELTE Állam- és Jogtudományi Kara, az ELTE Jogi Továbbképző Intézete, az Igazságügyi Minisztérium és a Büntetés-végrehajtás Országos Parancsnoksága támogatta. (A kötet ismertetésére a *Statisztikai Szemle* hasábjain visszatérünk.)

A Nemzetközi Népeségtudományi Unió (International Union for the Scientific Study of Population – IUSSP) 2001. augusztus 18. és 24. között Salvador de Bahiában (Brazília) tartotta XXIV. Általános Népesedési Konferenciáját és egyben Közgyűlését a brazil kormány és az ENSZ Népesedési Alap támogatásával. A konferencián mintegy 850 demográfus részvételével 88 szekcióban közel 350 előadás hangzott el. Ezenkívül mintegy 400 poszter bemutatására is sor került. Az előadások a népesedési kérdések szinte valamennyi szempontját érintették.

A rendezvény keretében került sor a Közgyűlés lebonyolítására is, melyen hivatalba lépett a korábban megválasztott új elnök, a francia *Jacques Vallin*.

A konferencián magyar részről *dr. Faragó Tamás*, a KSH Népeségtudományi Kutató Intézet tudományos tanácsadója, *dr. Klinger András*, a KSH ny. elnökhelyettese, *Mészáros Árpád*, a KSH főosztályvezető-helyettese és *Radnóti László*, a KSH titkára vett részt. (A XXIV. Általános Népesedési Konferencia részletesebb ismertetésére visszatérünk.)

A Demográfiai évkönyv részletes adatokat tartalmaz a 2000. évi népességszámról, a házasságkötésekről, a válásokról, a születésekről, a magzati veszteségekről. Mindezekon kívül hosszú távú idősorok és nemzetközi adatok is találhatóak a kötetben. Az évkönyv részét képezi egy CD-ROM, mely három állományt tartalmaz.

1. Demográfiai évkönyv. Magyarország népesedése, 2000. a kötet teljes anyaga.

2. Demográfiai évkönyv. Kiegészítő táblázatok, 2000. mintegy 100 oldal terjedelemben a 2000. évre vonatkozó részletes, nyomtatásban meg nem jelenő népmozgalmi adatok.

3. Demográfiai évkönyv. Történeti statisztikai idősorok, 1865–2000. Mintegy 200 oldal terjedelemben történeti statisztikai adatok, melyek 1865-től mutatják be a népesedés-népmozgalom alakulását.

A lemez az adatokat Excel-formátumban tartalmazza, így biztosítva azok kinyerésének és a további

számítások végzésének lehetőségét. Az évkönyv a táblák és ábrák szövegét angol nyelven is közli.

(Demográfiai évkönyv 2000. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 483 old.)

Az Életmód–Időmérleg felvétel eredményeit tartalmazó sorozat legutóbbi kötete az 1986–1987. és az 1999–2000. évi felvétel alapján mutatja be a részdőben végzett mezőgazdasági munka alakulását. A hagyományos mezőgazdasági munkán kívül a kötet képet ad a kisgazdaságok mezőgazdasági-termék-feldolgozásáról és -fogyasztásáról. A kiadványt irodalomjegyzék, módszertani fejezet és bő táblaanyag egészíti ki.

(A részdős mezőgazdasági munka. Életmód–Időmérleg. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 262 old.)

A magyar kisvárosokról szól a Településhálózat című sorozat VIII. kötete. A bevezető elemzés átfogó képet nyújt a magyarországi kisvárosok társadalmi-gazdasági jellemzőiről, a táblaanyag pedig részletes illusztrációját adja ezeknek. Kiemeli a kiadvány az üdülőkörzetekben, a vállalkozási övezetekben és a statisztikai kistérségekben található kisvárosok jellemzőit. A mellékletek bemutatják a kisvárosok városossá nyilvánítását évek szerint és a kistérségek kisvárosait. A sorozat eddig megjelent kötetei: I. A központi szerepkörű települések adatai (1974); II. Országos és megyei összefoglaló adatok (1977); III. A városok és a magasabb központi szerepkörű községek adatai, 1970–1977 (1980); IV. Országos és megyei összefoglaló adatok, 1970–1978 (1980); V. Megyék – városok – községek, 1980–1990 (1991); VI. Helyzetkép a 200 főnél kisebb népességű községekről (1993); VII. Törpefalvak a településrendszerben. (2000).

(A magyar kisvárosok. Településhálózat VIII. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 112 old.)

Nők és férfiak Magyarországon, 2000 címmel zsebkönyv jelent meg a népesség és család; az egészség, az oktatás; az időmérleg; a szociális gondozás; a munkaerőpiac, foglalkoztatás; a jövedelmek, keresetek, nyugdíjak; a társadalmi kapcsolatok és szabadidő; az erőszak, bűnözés; a közélet, hatalom témakörébe csoportosított adatokról. A könyvecske újdonsága, hogy mindezen témákat férfi-nő bontású adatokkal jellemzi. A kiadvány tartalmaz egy rövid, történeti áttekintést a nőmozgalomról, valamint ismerteti a Nőképviselői Társaság tevékenységét.

(Nők és férfiak Magyarországon, 2000. Központi Statisztikai Hivatal. Szociális és családgazdasági Minisztérium. Budapest. 2001. 141 old.)

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

MONTGOMERY, D. C.:

AZ IPARI STATISZTIKUS LEHETŐSÉGEI ÉS KIHÍVÁSAI

(Opportunities and challenges for industrial statisticians.) – *Journal of Applied Statistics*, 2001. 3–4. sz. 427–439. p.

Az elmúlt húsz évben az iparban alkalmazott statisztikai eljárások a statisztikatudomány jelentős szakterületévé fejlődött. Számos felsőoktatási program indult ezzel kapcsolatban, amelyeknek végzettjei munkalehetőséget találnak különböző ipari és üzleti területen. Mindamellett, hogy a statisztika alkalmazása az iparban megnövekedett és lehetőséget biztosít az alkalmazott statisztikusok számára, sok új feladat és kérdés merült fel. Ezek a kihívások három területre oszthatók: technikai, vezetési és szervezési területekre. A tanulmány azokat a jelentősebb feladatokat foglalja össze, amelyekkel az iparban dolgozó statisztikusok szembe találják magukat.

Az iparban alkalmazott modern statisztika eredete az előző évszázad elejére tehető. Egyik kulcseménye természetesen az AT&T-nél az 1920-as években a minőségellenőrzési részleg (quality control) felállítása volt. Az 1930-as évek közepére a statisztikai minőségellenőrzést széles körben alkalmazták például a Western Electric-nél, és a brit textil- és gyapjúipar szintén statisztikailag kidolgozott módszereket használt a termelés és a termelési folyamatok fejlesztésére. A második világháború alatt széleskörűen alkalmazták statisztikai módszereket a feldolgozóiparban. A tapasztalatok nyilvánvalóvá tették, hogy a statisztika fontos szerepet játszik a minőség javítása és ellenőrzése területén. Ez idő

alatt számos tanfolyam indult a statisztikai minőségellenőrzés témakörében Kaliforniában a Stanford Egyetemen, majd Los Angelesben. A Columbia Egyetem Statisztikai Technikák Kutatási Csoportja jelentősen hozzájárult az ipari statisztika fejlesztéséhez, a Wald-féle folyamatos mintavétel alkalmazásával. 1944-ben megindult az *Industrial Quality Control* című folyóirat, amely éveken át az új ipari statisztikai módszerek és alkalmazások elsődleges fóruma volt.

Az 1950-es és 60-as évek számos fontos fejlesztést hoztak az iparban alkalmazott statisztika területén. Ezek közül az ún. „response surface” módszert, a kumulált összegek és az exponenciális súlyozású mozgó átlagok függvényeit említi a szerző. Szintén 1960-ban fejlesztették ki az első vezetői rendszert, melyet a minőség, a megbízhatóság és a termelékenység javítására, valamint a zéró-hiba és az érték-központú tervezés elősegítésére hoztak létre. 1959-ben jelent meg a *Technometrics* című folyóirat, amely az Amerikai Statisztikai Társaság (American Statistical Association – ASA) és az Amerikai Minőség-ellenőrzési Társulat (American Society for Quality Control – ASQ) közös lapja volt. 1968-ban Industrial Quality Control megszűnt, helyette két új folyóirat jelent meg: a *Quality Progress* és a *Journal of Quality Technology*.

Az 1980-as években *Taguchi* robosztus paraméter eljárását (külső körülmények változására nem érzékeny kísérleti tervezés az optimális minőség biztosítására) alkalmazták az ellátó bázisra, többek között a West-nél és a Ford Motor Company-nál, annak ellenére, hogy a módszer sok vitát váltott ki. A Taguchi tervezési elképzelés és céljai jól voltak

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

meghatározva, de problémák merültek fel az adatelemzések módszerénél és a kísérleti stratégiánál. Az statisztikai módszerek kutatásairól további kiadványok jelentek meg, például 1987-ben a *Quality Engineering*, 1988-ban *Quality & Reliability Engineering International*. Az 1980-as évek végén pedig a Motorola által kifejlesztett 6-sigma eljárást már sok vállalat alkalmazta. (A majdnem tökéletes minőségre való törekvés, vagyis annak valószínűsége, hogy egy érték az átlagszórás \pm hatszoros tartományán kívül esik, 0,000034 százalék.)

Az iparban alkalmazott statisztikusok szerepe az elmúlt néhány évben jelentősen megváltozott. Amíg az 1950-1980-ig terjedő időszakban egyedül ők rendelkeztek e területen statisztikai ismerettel, addig manapság a kutatók, a mérnökök és a vezetők is szerelnek statisztikai tudást egyetemi tanulmányaik alatt. Az ipari területen dolgozó modern statisztikus már nemcsak mint tanácsadó tevékenykedik, hanem a csapatok aktív közreműködője is. A legtöbb statisztikus nem rendelkezik megfelelő mérnöki vagy egyéb tudományos ismerettel ahhoz, hogy részt vehessen ipari fejlesztési projekteknél, ezért ösztönözni lehetne őket magasabb szintű ismeretek elsajátítására fizikából, a kémiából és tervezési tudományokból.

Az ISO 9000 (Észak-Amerikában QS 9000) szabvány jelentősége az utóbbi években erőteljesen megnövekedett. Jellemzően csak a minőség biztosítására irányulnak és nem a teljes minőségrendszerre, amely magában foglalja a minőség fejlesztését és tervezését is. A statisztika alkalmazása ezen a téren csak egyszerű módszerekre korlátozódik. Általában nem követik végig az egész tevékenységet, hogy valóban biztosított-e a megfelelő minőség, az ellenőrzést, illetve regisztrálást végzők pedig csak szerény statisztikai ismerettel rendelkeznek. A szerző véleménye szerint a legcsekélyebb bizonyíték sincs arra, hogy az ISO-tanúsítás biztonságosabb, megbízhatóbb vagy jobb minőségű terméket eredményezne. A problémára a *Time* magazin is felhívta a figyelmet a Ford Explorer járművek kerékhibáiból adódó autóbalesetek kapcsán, amelyek valószínűsíthetően a minőségrendszer hatástalanságára utalnak. A vállalatok az ISO-QS szabványok révén olyan jelentős forrásokat fordítanak a minőség szavatolására, hogy nem sok marad a minőségtervezésre és a minőségfejlesztésre, noha igazi változás csak ezektől remélhető.

A 6-sigma eljárás a legmodernebb eszköz a változékonyság csökkentésére és a minőség fejlesztésére. Az alkalmazó vállalatok tapasztalatai alapján kiderült, hogy ez a megközelítés rendkívül sikeres. A szerző véleménye szerint a siker nagy része a széles körű statisztikai módszerek és egyéb probléma-

megoldó képességek fejlesztésének tudható be. Felhívja a figyelmet arra is, hogy a statisztikai tudás megszerzésére a vállalatok által szervezett tréningek hosszú távon nem jelentenek megfelelő megoldást. A tréningen részt vevők sokszor csak korlátozott háttértudással és tapasztalattal rendelkeznek, a statisztika pedig olyan terület, ahol a felszínes tudás veszélyes dolog. A 40-80 órás tréningek nem elegendők a megfelelő felkészültségű statisztikusok képzésére. Az utóbbi években Észak-Amerikában már történt előrelépés a 6-sigma program fejlesztésében az ASQ kezdeményezésében.

A szerző szerint a meghatározott kihívások és problémák azért jelentkeznek, mert az iparban alkalmazott statisztikusoknak nincs igazán közös fórumuk, ahol a leghatásosabb módon eszmélhetnének, összedolgozhatnának, illetve tovább képezhetnék magukat. Az iparban alkalmazott statisztikusok kis százalékát teszik ki az általános statisztikai társaságoknak és a különböző minőségbiztosító szervezeteknek.

Ugyanúgy, ahogy az Ipari Matematikusok Társaságát is megalakították a hagyományos matematikai társaságok elégtelensége miatt, az iparban tevékenykedő statisztikusoknak is szükségük lehet szakmai társaságra. A statisztikusoknak az ASA-n, az RSS-en és az ASQ-n belül közös álláspontot kellene kialakítaniuk olyan dolgokban, mint a szakmai képzés és bizonyítvány, a minőségi rendszer tanúsítása és nyilvántartása, az ipari statisztikusok egyetemi képzésének követelményei, kutatási igazgatóságok és prioritások felállítása, konferenciák szervezése és folyóiratok publikálása.

Az egyetem a statisztikatudomány oktatásának legmegfelelőbb formája, ezért, az egyetemeket be kellene vonni az ipari kutatásba és fejlesztésbe, különös tekintettel a statisztikára. Ez az együttműködés nélkülözhetetlen az iparban alkalmazható statisztika elméletének és gyakorlatának hosszú távú fejlődéséhez. Az egyetemi képzést is ennek megfelelően kell kialakítani, a tanulókat ösztönözni kellene az ipari problémák megoldására, még akkor is, ha ezek matematikailag nem jelentenek számukra kihívást.

Összefoglalóan elmondható, hogy az utóbbi két évtizedben az iparban alkalmazott statisztika rendkívül fontos területté fejlődött. A szerző szerint a kihívások technikai, vezetési, szervezési és infrastrukturális területen jelentkeznek. Ezek magukban foglalják a tervezéshez és a más tudományokhoz kapcsolt statisztika oktatását, a hatékony eljárások fejlesztését, és az iparban alkalmazott statisztikusok szakmai egyesületeinek és konferenciáinak fontosságát.

(Ism.: *Izsó Tamás*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

KOKOSKI, M.:

ALTERNATÍV SÚLYOZÁSÚ
FOGYASZTÓI ÁRINDEXEK

(Alternative CPI aggregations: two approaches.) –
Monthly Labor Review, 2000. 11. sz. 31–39. p.

A fogyasztói árindeket (Consumer Price Index – CPI) az egyének preferenciái és jólétük keretei között értelmezzük. A CPI az összes háztartást érintő árváltozások átlagaként kerül kiszámításra. A cél, hogy az index az átlagos, vagy reprezentatív háztartást érintő árváltozásokat jelezze.

Legtöbb esetben az aggregálás eredménye az ún. „plutokrata” árindeks. Lehet másképpen is aggregálni, például ún. „demokrata” indexet is számítani. Az előző gyakorlatilag könnyen kiszámítható, de az utóbbi sem lehetetlen és általában más eredményt ad.

A CPI általában Laspeyres-típusú árindeks, amelyhez az árakat különböző boltokban gyűjtik, a súlyok a Háztartási Költségvetési Felvételtől (HKF) származnak.

A „plutokrata” CPI a HKF-ből származó információk súlyozott átlaga, a „demokrata” árindeks pedig a háztartásonkénti árindeksok súlyozatlan átlaga. Értelemszerűen a plutokrata árindeks a jobbmódú háztartásokat kiadásaikkal arányosan reprezentálja, míg a demokrata árindeks jobban reprezentálja a szegényebb háztartásokat.

A tanulmány az 1982 és 1984-es Consumer Expenditure Survey (CEX) adatait használja. A CEX két részből áll: a kiválasztott háztartásokat egy éven belül négyszer kérdezték meg a nagyobb kiadási tételekről. Más háztartásokat pedig az apró tételeket illetően napló vezetésére kérték fel. A napló adatai teszik lehetővé egyes tételek (például élelmiszerek) részletezését.

Az összehasonlító elemzés mintájában 18 984 háztartás szerepelt és az 1987–1997-es időszakra terjedt ki. A kiadások szerkezete 146 kategóriából állt össze. Minden egyes tétel árindekséül az Egyesült Államok városi lakosságának átlagos árindeksét használták.

Az 1982–1984. évi CEX-minta minden egyes háztartásának kiszámították az átlagos árindeksét, s azokat súlyozottan (plutokrata) és súlyozatlanul (demokrata) átlagolták. Ebben az időben az éves infláció néhány százalékos volt, sokkal alacsonyabb, mint az 1970-es években.

Az 1988–1997-es időszakra kiszámított árindeksok csak 1990 és 1991-ben különböztek egy száza-

lékponttal, a többi évben ennél jóval kisebb mértékben. (Az 1997/1988 árindeks 138,01, illetve 138,70 volt.) Ezeket a kis különbségeket nem lehet érzékelni, a tanulmány azonban a következőkben bizonyos minőségi eltéréseket elemez.

Az elemzés következő lépése a kétféle árindeks eredményeinek a különböző jövedelmi kategóriák (kvintilisek) szerinti összehasonlítása. Az eredmények ebben a csoportosításban nem mutattak számottevő különbséget sem az indexformulák, sem a kvintilisek között. Ezt azzal lehet magyarázni, hogy a háztartások fogyasztási szerkezete a kvintiliseken belül is meglehetősen szóródást mutat, s így a súlyozás kiegyenlítődik. Ugyanakkor a vizsgált időszakban igen kis mértékű volt az áremelkedés, tíz év alatt mindössze 38-39 százalékot tett ki.

A továbbiakban a kétféle index eltéréseit különböző feltételezett, nagyobb ingadozást mutató esetekben is kiszámították (szimulálták). A kétféle index a háztartások fogyasztási szerkezetében különbözik, ami szoros korrelációban van azok jövedelmével.

A fogyasztási cikkek egy része a mindennapos szükségleteket elégíti ki, ami jobbra független a jövedelmektől, míg a nem feltétlenül szükséges luxus-cikkek fogyasztása függ a jövedelmektől. Ez az elkülönítés nem egyértelmű. A tanulmány a szükségletek közé sorolta többek között az élelmiszereket, a lakásfenntartást, és a motorbenzint. A luxus-cikkek közé kerültek az élvezeti cikkek, az éttermi étkezés, a szórakozás stb.

Az egyes kategóriák nagyfokú árváltozását feltételezve, más árakat változtatlanul hagyva, a kvintilisek között mutatkozik ugyan néhány százalékpontos eltérés, de az egyes kvintilisek esetében a kétféle árindeks különbsége nem jelentős.

Összefoglalva a tanulmányban foglaltakat, megállapítható, hogy a demokrata és a plutokrata árindeksok annak ellenére, hogy azok elméletileg nem nagyon elfogadottak, gyakorlatilag a jólét méréséhez fontos információkkal szolgálhatnak, ugyanakkor az eddigi számítások csak nagyon kis eltéréseket mutatnak.

Befejezésül a tanulmány felhívja a figyelmet arra, hogy adatok hiányában a következő – az indexek szempontjaiból releváns – kérdések egyelőre még nem vizsgálhatók:

– az egyes háztartások által, a termékek és a boltok különböző „választéka” miatt a ténylegesen fizetett árak különbözők lehetnek;

– a tartós fogyasztási cikkek választékainak értékelése nem azonos a különböző háztartásokban;

– az aggregált fogyasztási szerkezet sem teszi lehetővé a választékok közötti differenciálást;

– a megválasztott indexformula is befolyásolhatja az értékelést;

– a leginkább használt állandó súlyozású formula nem tudja nyomon követni és kellően jelezni azt, hogy a folyamatosan változó árarányok, jövedelmi és egyéb viszonyok miként befolyásolják az egyes háztartások fogyasztási szerkezetét.

(Ism.: *Marton Ádám*)

VANDAMME, F.:

MUNKAERŐ-MOBILITÁS AZ EURÓPAI UNIÓBAN

(Labour mobility within the European Union: Findings, stakes and prospects.) – *International Labour Review*, 2000. 4. sz. 437–455 p.

A szerző a College of Europe professzora Brugge-ben és a belga munkaügyi minisztérium tanácsadója, aki meglehetősen közelről, de az Európai Uniótól mégis kellő távolságot tartva, független kutatóként vizsgálja a munkaerő-mobilitás EU-beli fejleményeit.

Az Európai Unió tagállamai egy egyre szorosabbá váló politikai unió létrehozására kötelezték el magukat. Ebben a folyamatban a munkaerő szabad áramlásának biztosítása a közösség társadalompolitikájának első jelentősebb megnyilvánulása volt. Később ezt a jogot kiterjesztették a közösség valamennyi állampolgárára, de ugyanezeket a lehetőségeket nem adták meg a nem EU-beli állampolgároknak. Ezen országok polgárai így nehezen jutnak munkához az EU-ban, ha ez mégis sikerül, gyakran éri őket hátrányos megkülönböztetés a munkahelyeken. A gyakorlatban azonban még az EU állampolgárai is bizonyos akadályokkal találják magukat szemben – azok is, akik már egy másik EU-országban élnek és azok is, akik a közeljövőben szeretnének egy ilyen országban letelepedni – annak ellenére, hogy mind a közösségi, mind az egyéni alapvető jogokat élvezik. Az Európai Tanács 2000. március 23-24-én, Lisszabonban tartott ülésén mind-ezeket figyelembe véve áttekintették az EU foglalkoztatás-politikáját és -filozófiáját, és egyben kiemelték a humán erőforrások képzésének és kezelésének sürgős fejlesztését.

A Római Szerződésben (amely létrehozta az Európai Gazdasági Közösséget) a munkaerő szabad áramlása eredetileg a közös piac alkotóeleme volt. A mobilitásba beleértik a vállalkozások alapításának jogát is, amely további szabadságjogokat jelent. Ez a földrajzi mobilitás társadalmi mobilitást is magában foglal, ami nemcsak a dolgozókra terjed ki, hanem családtagjaikra is. Az Európai Közösség megalkotói

1957-ben nagy valószínűséggel a hosszú időtartamú mobilitást csak a dolgozókra kívánták kiterjeszteni. A közösség törvénye azonban garantálja a tartózkodás jogát, a családtagok számára is. Az Európai Bíróság nemzetiségre való tekintet nélkül szavatolja a diszkrimináció-mentes alapvetet, a közösség társadalmi juttatásokat ad a tagállamok törvényei alá tartozóknak, ellenőrzi és koordinálja a közösséghez tartozó országok társadalombiztosítással kapcsolatos működését.

A nem EU-beli államok állampolgárainak munkaerő-mobilitását az érintett országok és az EU közötti egyezmények szabályozzák. Az egyezmények szerint harmadik országbeli állampolgárok is élhetnek és dolgozhatnak törvényesen a tagállamokban, de belépésük és foglalkoztatásuk lehetőségei meglehetősen korlátozottak. Ilyen egyezményt kötöttek például Marokkóval és Törökországgal, amelyben azonban minden kérdésre nem térhetek ki, így számos esetben vita alakult ki a jogok értelmezéséről. A következő, Maastrichti Szerződés (1992) már kísérletet tett a munkaerő szabad áramlásával kapcsolatos jogok további kiterjesztésére, de csak az EU állampolgárai számára. A cél az, hogy az állandó tartózkodás és mozgás jogát alapvető és egyéni joggá tegyék. A közösségi törvényben az állampolgárságot a jogok és köteleességek felsorolásával definiálták, amit kiegészítettek a nemzetiségre való tekintet nélküli diszkrimináció-mentes alapelvvel.

A munkaerő szabad vándorlását – amely az EU-ba való bevándorlást, illetve a belső biztonság és igazságszolgáltatás kérdését is felveti – rábízták a tagállamok kormányközi együttműködésére.

Az EU-ba való belépés és az EU-n belüli szabad mozgás bármilyen előrehaladása a Schengeni Egyezményekben biztosított előre kiszámítható juttatásokat és gondoskodást is érinti. Közismert, hogy ma ezeket az egyezményeket a tagországok egy része nem alkalmazza, de az Amszterdami Szerződést (1997) és a közösségi jogokat (acquis communautaires) ők is magukévá tették.

Az említett példák jól illusztrálják a munkaerő és a személyek szabad áramlásának kezelését, illetve a kérdés összetett voltát. A törvényi keret nem ad okot különösebb elégedettségre és nem is igazán biztató. A fejlődő egységes európai belső piac, melynek része a munkaerő és a személyek szabad áramlása a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (ILO) szerint nem biztosítja a jogokat a nem EU-beli országok állampolgárai számára. A nyitottság hiánya és az ilyen személyek társadalmi és gazdasági marginalizálódásának kockázata miatt a nemzetközi szervezet aggodalmát fejezte ki. Az ILO konzultációkat és kerekasztal-megbeszéléseket szervezett a kérdéstről

az európai országok képviselőinek, melyek egyikét 1990 októberében tartották. Ennek eredményeit Emberi erőforrások az Európai Közösségben címmel be is mutatták Brüsszelben. Az ENSZ és az ILO migránsokat védő jogait, az ezzel kapcsolatos megállapodásaikat azonban több európai országban nem ratifikálták. A helyzet ma sem sokkal jobb. A foglalkoztatást akadályozó tényezők miatt nincsenek megfelelő garanciák a külföldi munkások tisztességes részvételére az európai munkaerőpiacon. A gyakorlatban, a migrációban érintett dolgozókat sokszor diszkriminálják, ily módon megakadályozzák gazdasági és társadalmi integrációjukat a fogadó országban. Az Amszterdami Szerződés a(z európai) nemzetiségre való tekintet nélküli diszkriminációmentességet kiterjesztette a fajra, a korra, a nemre, a vallásra és az egyéni meggyőződésre is. E jogi háttérrel, úgy tűnik megnyíltak a távlatok a szociális Európa felé. Az Európai Tanács már elfogadott két alapelvet, melyek kedvezően érintik mind az EU, mind más országok állampolgárait.

A földrajzi és a munkaerő-mobilitás szükségességét már az alapszerződésben előrevetítették, ami az Európai Közösség korai szakaszában a problémák egyik gyökerét jelentette. Abban az időben a gondot az okozta, hogy miként fogadják be a Dél-Európából érkezőket, akiket elsősorban az észak-európai országok kormányai bátorítottak munkavállalásra és hogyan könnyítsék meg a munkaerőpiacra jutásukat, miként növeljék jogaikat és társadalmi juttatásaikat. Később ezeket a jogokat kiterjesztették a közösség új tagállamainak állampolgáira is. A közösség bővítése félelmeket keltett a várhatóan nagyszámú migránsnal szemben, ezért általában elég hosszú átmeneti periódust határoztak meg. Ezeket a félelmeket azonban az élet nem igazolta.

Az egymást követő bővítések megerősítették az állampolgárok szabad áramlásának jogait. A mobilitás kérdése később más dimenziót vett, ami a közösségbe kívülről bevándorolt nagyszámú népességet jelentette. A cél az volt, hogy megkönnyítsék ezen személyek integrációját. Az ILO hasonlóan vélekedett e témáról. Kísérletet tettek arra, hogy előre jelezzék a 2004 utáni bővítés várható bevándorlóinak számát. E kutatás szerint nem várható nagyszámú migráns és hatása korlátozott lesz az EU munkaerőpiacán. A tanulmányok viszont arra is rávilágítanak, hogy magasan képzett specialistákra már most is nagy szüksége van az EU-nak, akiket szeretnének odavonzani. Az EU-tagságra pályázó országoknál (a közép- és kelet-európai országok valamint Ciprus és Málta) a döntő tényező gazdasági és társadalmi fejlettségük, politikai stabilitásuk és a demokrácia megerősítése. A csatlakozási tárgyalások befejezése

után, az átmeneti periódus végén, a közösség garantálni fogja ezen országok minden állampolgárának az EU-ban való munkavállalását.

A legújabb becslések arról szólnak, hogy a migráció az EU tagállamain belül viszonylag kicsi. Ezzel szemben jelentős az országon belüli, a régiók közötti mozgás, amely még növekszik is. Az EU-n belül elég általános, hogy nagyszámú munkaerő jelentős távolságot tesz meg a munkahelye és a lakóhelye között. Az Amerikai Egyesült Államokkal összehasonlítva azonban Európában a rövid tartamú migráció a jellemző.

Napjaink egyik nagy kérdése, hogy mi várható az EU soron következő bővítésétől. Abban egyetértés van, hogy jelentős beáramlásra lehet számítani a migrációnak két legjobban kitért országba: Németországba és Ausztriába. Az elmúlt években ez a beáramlás a félelmekkel ellentétben jóval kisebb volt Németországba is, mint ahogy ezt várták. Becslések szerint az EU-ba történő (főleg fiatal és képzett) bevándorlók száma az utóbbi években évente 300 ezer fő körül lehetett. A kibővítés után az előrejelzések évi 200 és 335 ezer közé teszik a nettó bevándorlásból származó létszámemelkedést. Ennek pozitív hatása a gazdaságra nem kérdőjelezhető meg, eltekintve azoktól a feszültségektől, amelyek a határ mentén várhatók. Lengyelország nagy munkaerő-tartalékkal rendelkezik, de demográfia mutatói az európai átlag alatt maradnak. A demográfiai tényezők Európában is kedvezőtlenek, a népesség öregszik, így várhatóan mobilitása is gyengül. Magyarországot Lengyelországnál jóval kevesebb munkaerőt exportáló országgént tartják nyilván.

Az egyik londoni székhelyű intézet (Royal Institute of International Affairs) becslése szerint az EU-ba irányuló migráció a következő 15 évben mintegy 2 millió főre tehető, akiknek körülbelül kétharmada két-három év után visszatér majd hazájába.

A mobilitás speciális problémái között van a diplomák és más képzettségek kölcsönös elismerése, a társadalombiztosítás egyes esetei, beleértve a munkával kapcsolatos utazásokat, a nyugdíjak átutalása és a határmenti munkavállalással összefüggő sajátos gondok. A tanulók mobilitása is külön szabályozást igényel. Ennek érdekében bevezették az ún. „Europass” nyomtatványt, amelyen igazolják az európai szintű szaktudás megszerzését és a külföldön eltöltött gyakorlati időt.

Bizonyos trendek arra utalnak, hogy nagyobb munkaerő-mobilitásra lenne szükség az EU-ban. Az üzleti világ nemzetközivé válása, az információs társadalom térnyerése igényli a magasan képzett specialistákat. Ennek kielégítésére létrehozták az „EURES” programot. Ez az információs hálózat na-

ponta 50 és 100 ezer közötti állásajánlatot tart nyilván, és további bővítését tervezik. Az információk kiterjednek az Európai Gazdasági Térségre (European Economic Area) is. A 2000 novemberében, Londonban tartott konferencián számos résztvevő azt javasolta, hogy e szolgáltatást az EU tagállamai minél hamarabb vegyék igénybe.

A munkaerő-mobilitás és a regionális politika számos területe kapcsolatban van egymással. A regionális politika hatásának csökkentenie kellene a mobilitási igényt Európában. Az Európai Bizottság eddig bizonytalan volt abban, hogy mennyi támogatást adjon az EMU (European Monetary Union) országainak regionális munkaerő-mobilitásuk megerősítésére, hogy elkerüljék a magas arányú munkanélküliséget bizonyos régiókban. A foglalkoztatás és a munkanélküliség terén ma még növekvő regionális egyenlőtlenségek figyelhetők meg az Európai Unióban. Az egy órára jutó munkaerőköltségekben Európában négyszeres különbség adódik a régiók között (a görögországi 1-től Németország egyes részeinek 4-es szorzójáig), szemben az Amerikai Egyesült Államokkal, ahol ez az érték régióként 1 és 2 között változik.

Az Európai Tanács 2000 márciusában Lisszabonban tartott ülésén azt hangsúlyozták, hogy a versenyképes gazdaság a munkaerő minél teljesebb foglalkoztatását igényli, ezért a teljes foglalkoztatás a nem túl távoli cél. Az Európai Bizottság arra törekszik, hogy teljes szabadság érvényesüljön a képzési hely és a munkahely megválasztásánál, hogy ily módon segítsék a szaktudás megszerzését és lehetőséget adjanak a legtávolabbi régiók fejlesztésére is.

A munkaerő szabad áramlása mellett az EU politikájának fontos része a biztonság és az igazságszolgáltatás. Az Európai Tanács 1999. októberi, Tampereben megtartott találkozásánál e témában is számos döntést hoztak, illetve meghatározták a feladatok végrehajtásának menetrendjét. Az Európai Parlament szerint mindezek mellett nagyobb figyelmet kell fordítani a civil társadalomra és a regionális különbségek mérséklésére. E feladatok megvalósításának elsőbbséget kell élveznie, a belső piac, a gazdasági és monetáris unió, valamint a szociális Európa létrejötte után.

Az alapvető jogok megerősítése az EU-ban egyértelművé vált, sőt a közösség épülete sarokkövének tekinthető. Az Európai Tanács 2000 decemberében Nizzában tartott értekezletén üdvözölték azt a meg egyezést, amely az alapvető jogokról az Európai Bizottság, a Tanács és az Európai Parlament között létrejött.

A dolgozók alapvető jogainak közösségi kartája garantálja a munkaerő szabad áramlását, a férfiak és nők közötti munkaerő-piaci egyenlőséget, a foglal-

koztatás biztonságához, az egészséghez és az információhoz való jogot, valamint a védelmet más kockázatoktól (például az emberi méltóság megsértése, a munkáltatók csődje stb.).

A csatlakozni kívánó országoknak azzal a tényvel kell szembenézniük, hogy egyidejűleg kell fejleszteni társadalombiztosítási rendszerüket és biztosítani a jogi és gazdasági feltételeket a személyek szabad mozgásához. Ki kell alakítaniuk az Európai Unióban 40 éve alkalmazott rendszerüket (a foglalkoztatásra, a képzettségekre és a társadalombiztosításra). A problémák azonban nem szűnnek meg, mert ezen országokban szembe kell nézniük a menedékjog számos kérdésével, amelyekkel a Schengeni Egyezmények és a Dublini Konvenció is foglalkozott. A tagságra pályázó országoknak is biztosítaniuk kell a menedékjog gyakorlati működtetését a releváns európai konvencióknak megfelelően.

A közösség jövőre vonatkozó tervei igen sokrétűek, számos akciót terveztek ki a gyakorlati megvalósítás igényével. A mobilitást növelő programok közül megemlíthető a SOCRATES, az ERASMUS, az Állampolgárok Dialógusa és egyéb programok.

Egyre növekvő igény, hogy egyszerűsítsék a szabályokat és az adminisztratív követelményeket a bevándorlók számára. Az Európai Bizottság javasolta a szolgáltatási kártya bevezetését, amelynek alkalmazása hasznos lenne az európai közös piacon. Az Európai Tanács ezt a kérdést még vizsgálja, de a tagállamok jelezték, hogy fenn kívánják tartani jogukat az országba belépők minimális ellenőrzésére. Ez azért szükséges, mert nincsenek az EU külső határainál egyértelmű garanciák a belépésre, de hiányzik a tagállamok társadalombiztosítási rendszerének adminisztrációja feletti kontroll is.

Számos érv szól amellett, hogy a mobilitással kapcsolatos kérdéseket szorosan össze kellene kapcsolni egy koordinált európai foglalkoztatáspolitikával. Ezen érvek egyike a munkaerő-kereslet vizsgálata és a dolgozók alkalmazhatóságán alapul. Az új cél a közösségi megközelítés középpontjába helyezi a tagállamok foglalkoztatás-politikáját. Ennek két egyidejű megoldása lehetséges: az üres álláshelyek betöltése és a vertikális mobilitás gyakoriságának növelése. A képzett munkaerő minden országban különösen értékes. Írországból például ez már olyan hiányt jelent, hogy kísérleteket tesznek egykori állampolgáraik hazahívására az Amerikai Egyesült Államokból és Ausztráliából. Hasonló a probléma Dániában, Hollandiában, Belgium flandok lakta részén és Norvégiában. Jelenleg mintegy 1,7 millió üres álláshely van Európában, de a határokat ennek ellenére határozottan zárva tartják a nem EU-beli országok munkavállalói előtt.

A mobilitás természetesen függ az élet- és munkafeltételektől és a munka díjazásától. A munkaerőkeresletet két más tényező is befolyásolja: Az egyik a demográfiai előrejelzések, melyek kedvezőtlen gazdasági aktivitási rátát mutatnak. A másik az ipari és technológiai változások, amelyek jelentősen megnövelik a képzett munkaerő iránti igényt. Mindkét tényezőtől a munkaerő-mobilitás emelkedésére lehet számítani.

(Ism: Hajnal Béla)

HUBER, P. – PALME, G.:

KELET- ÉS KÖZÉP-EURÓPA RÉGIÓINAK
ELTÉRŐ FEJLETTSÉGE

(Regionale Polarisierung in Ost-Mitteuropa.) – *WIFO Monatsberichte*, 2001. 3. sz. 151–162 p.

Közép- és Kelet-Európa (a továbbiakban: KKE) egykori tervgazdaságai évtizednyi átalakulási folyamat eredményeként fejlesztik a piacgazdaságot. A cikk az átalakulás időszakának regionális különbségeit mutatja be. A szerzők a hivatalos statisztikai adatok alapján elemzik az Európai Unió három tagországa (Hollandia, Olaszország és Spanyolország), valamint a KKE térség öt országa (Cseh Köztársaság, Lengyelország, Magyarország, Szlovákia és Szlovénia) régióinak gazdasági szerkezetét, bemutattva a szolgáltatás arányának jellegzetes eseteit.

A megfigyelt régiók foglalkoztatottjainak megoszlásában a nemzetgazdasági ágak két nagy csoportját határolták el: a „másodlagos” és a „harmadlagos” (szekunder és terciér) ágazatokat. A szlovák régiók között van az egyik szélsőség, ahol a foglalkoztatottaknak legfeljebb 30 százaléka dolgozik a szolgáltató ágazatokban, a vizsgált spanyol régiók között adódott a másik véglet, ahol az összes foglalkoztatott csaknem 90 százalékának a terciér ágazatok adnak munkát.

A KKE országok megfigyelt régióira az osztrák gazdaságtudató intézet (WIFO) számításainak megfelelő mutatórendszerrel állapították meg, és a következő jellegzetes csoportokat vizsgálták.

– A *főváros és agglomerációja* amely a magyar fővároson túlmenően Pest megyét is tartalmazza, a másik négy országban Varsót, Prágát és a környező településeket, Pozsonyt, valamint Közép-Szlovéniát sorolták ebbe a kategóriába.

– A *nagyvárosok* térsége, amelyhez három magyar megyét (Baranya, Csongrád és Hajdú) soroltak, a másik négy országban az ismert nagyvárosi régiókat, Szlovákiában például Besztercebánya, Nyitra, Trencsény, Nagyszombat és Zsolna térségét.

– Az *Európai Unióval határos* térségeket, amelyhez három megyét (Győr-Moson-Sopron, Vas és Zala) rendel-

tek, és a cseh, valamint a szlovén régiók közül is kijelölték a közvetlen szomszédokat.

– *Ipari területek, sokrétű ágazati szerkezettel*, amelyhez három magyar megyét (Fejér, Komárom-Esztergom és Veszprém) soroltak, és a másik négy országban is nagy számban vannak ilyen fejlett ipari körzetek.

– Egyoldalúan fejlesztett („monosztukturájú”) *ipari területek*, amelyhez három magyar megyét (Borsod-Abaúj-Zemplén, Heves és Nógrád) rendeltek, és (Szlovákia kivételével) a többi KKE-országban is megnevezik az ilyen régiókat.

– *Mezőgazdasági régiók*, amelyek fejlettsége viszonylag gyenge. A tanulmány szerint ebbe a csoportba hat magyar megye sorolható (Bács-Kiskun, Békés, Somogy, Szabolcs-Szatmár-Bereg, Jász-Nagykun-Szolnok és Tolna), és mind a lengyel, mind a szlovák térségek tekintélyes része (a cseh régiók között ilyen nem találtak).

A szerzők összefüggést mutatnak ki a régiók szerinti koncentráció változásának folyamata és a szerkezetváltás között. A hagyományos ipari központokban egyidejűleg érvényesült az elmúlt évtizedben a nagyvállalatok válsága, létszámuk erőteljes csökkenése, és ugyanakkor a közvetlen külföldi beruházások munkahelyteremtő hatása (többnyire ezektől eltérő régiókban), mind az ipari, mind a szolgáltató ágazatokban. A szerkezeti átalakulás vesztesei voltak azok a „perifériára szorult” régiók, amelyekben korábban az anyavállalat kihelyezett üzemeket működtetett, mivel az ilyen telepek nagyobb részét megszüntették a piacgazdaság viszonyai között.

Feltételezhető, hogy az itt vázolt szerkezeti átalakulás lezárását követően ismét erősödik az ipari koncentráció, hiszen a régiók „megtisztulnak”, és várható, hogy vonzóvá kívánják tenni telephelyeiket a potenciális beruházók részére. Racionális döntések esetén a külföldi befektetők előnyben részesítik a megítélésük szerint legalkalmasabb ipari telephelyeket.

Egyértelműen megnőtt a szolgáltató ágazatok koncentrációja, elsősorban az Európai Unió átlagához mért elmaradás csökkentését célzó fejlesztések nyomán. E fejlesztések döntően a fővárosi, valamint a nagyvárosi régiókban teremtettek új munkahelyeket. A cikk elemzi a szolgáltatások keresletének regionális sajátosságait, egyrészt a lakosság fizetőképességi rétegei, másrészt az Európai Unióval határos régiókba látogatók igényeihez alkalmazkodva.

A szerzők az 1996. évi bruttó hazai termék egy lakosra jutó értékeinek legnagyobb, valamint legkisebb regionális értékei közötti különbséget viszonyították az országos (számtani) átlaghoz, és ezzel a hányadosmutatóval („standardizált szakadék” elnevezéssel) fejezik ki a területi egyenlőtlenségeket.

E mutató a magyar (1,47) és a szlovák (1,47) gazdaságban a legnagyobb a KKE-országok közül, nagyobb területi egyenlőtlenséggel, mint ami a lengyel (1,34) vagy a cseh (1,09) régiókra jellemző.

Matematikai összefüggéssel (ún. béta-konvergencia vizsgálattal) vizsgálják a szerzők, hogy a KKE-országok regionális eltérései a bérszínvonal tekintetében miként változtak az utóbbi tíz évben. Megállapítják, hogy a lengyel és a magyar diszparitás fokozódott: a jobb körülmények mellett induló régiók helyzete kedvezőbb, az elmaradottaké kedvezőtlenebb lett az átlaghoz képest. Végző soron a régiók bérezési rangsora nem módosult az eltérő fejlődési ütemekből eredően, a különbségek azonban érzékelhetően növekedtek a gazdagabb és a szegényebb körzetek között.

A jövedelmek alakulására az egyes régiók kiinduló helyzetének meghatározó hatása volt az átmenet éveiben. Nagyon eltérő pályát futottak be a „nyertesek” és a „vesztések”, a starthelyzetüktől függően. A munkanélküliség alakulásának regionális „hierarchiája” is szinte változatlan maradt a vizsgált időszakban. A regionális politikai tényezők közé sorolható például ennek kapcsán a helyi munkaerőpiacok rugalmassága, a munkaerő mobilitása. Ilyen alkalmazkodóképesség hiányában nehéz talpra állítani a válságba került régiókat.

A cikk összehasonlítja az öt KKE-ország régióiban az előbb említett kategóriákra jellemző foglalkoztatási és kereseti mutatók alakulását az 1992 és 1998 közötti időszakban. Összefoglalót közöl továbbá a munkanélküliség régiók szerinti alakulásáról az 1995 és 1998. közötti időszakban.

A cikk sorra vizsgálja a régiók különböző fejlettségű kategóriáit. Az első csoport a *főváros és agglomerációja*, amelybe például Közép-Magyarország sorolható. Az új politikai, gazdasági keretfeltételekhez ezek a döntési központok alkalmazkodtak a legjobban. Megfelelő rugalmasság mutatkozott a fővárosban és vonzáskörzetében, hiszen (a politikai életen és a közigazgatási intézményeken túlmenően) a fontosabb intézmények, kutató- és fejlesztőbázisok központja is itt található. Az új szolgáltató szervezeteket alapítók is előnyben részesítik a fővárost és környékét.

A piacgazdaság viszonyai között is ez a régió maradt az országos hatású döntések központja. A letelepedés itt, a nemzetközi társaságoknak is vonzó, mivel könnyebb magas képzettségű munkaerőt találni, és sok felsőoktatási intézmény működik a fővárosban.

A főváros és vonzáskörzete a szolgáltatók számára különösen előnyös, mert sok potenciális vevő található viszonylag kis területen. A fővárosi körzetekre nagy vásárlóerő jellemző. A fogyasztók sok tekintetben új szükségletei lehetőséget adnak új vállalkozások piacra lépésére is.

A főváros peremkerületei és környező települései azért vonzó, mert a történelmi városrészekhez

képest olcsóbbak a telkek, jobban hasznosíthatók a megszerzett ipartelepek, logisztikai és kereskedelmi létesítmények. Mindez akkor érvényesül, ha kellően kiépített főútvonalakkal érhető el a telephelyek, például az üzletközpontok, és ezzel nagy árbevétel realizálható.

Az utóbbi évtizedben a fővárosi régiók elővárosai igen gyorsan fejlődtek, dinamikusan bővültek a munkahelyeik. Ugyanakkor a városmagban dolgozók bére gyorsan növekedett (nominálisan), bár ennek vásárlóerejét jóval kisebb bővülés jellemezte, a fővárosi megélhetési költségek gyors növekedése következtében.

A másik főcsoportba a *nagyváros* jellegű régiókat sorolja a cikk. Az ilyen környezetű kedvező a szolgáltatók számára, és vonzó a korszerű ipari tevékenységek fejlesztése szempontjából is. Így viszonylag kedvezően alakul a nagyvárosi régiók foglalkoztatási helyzete. Lengyelország nagyvárosai nagy jelentőségűek a településszerkezetben. Más országokban azoknak a nagyvárosoknak a helyzete kedvező, amelyek korábban nem voltak nehézipari központok. Amely nagyváros mezőgazdasági térség központja volt, illetve erősen szakosodott bizonyos ágazatokra, az a fejlődésben hátrányba került (a cikk szerint ilyen Debrecen és Szlovéniában Maribor).

A harmadik főcsoportba az *Európai Unió országaival határos régiókat* sorolja a cikk. Ezek kerültek a legkedvezőbb helyzetbe, például a viszonylag kis ügyleti költségeikből eredően („kéznél vannak”, viszonylag rövidiek a szállítási utak). Ilyen régiókkal egyszerűbben alakíthatók ki nemzetközi kooperációk, kisebb a közvetlen külföldi beruházások kockázata, akár közepes és kisebb nyugati cégek számára is. Egyesek a bérszínvonalat tartják a fő vonzerőnek, amikor a nyugati partner „meghosszabbított munkapad” jelleggel az olcsóbb bérű KKE-országba helyezi át a termelés egy részét. Kedvezően alakul az ilyen régiókban a munkanélküliség. A cikk részletesen is bemutatja a cseh, a szlovák és a szlovén határregiók sajátosságait.

Magyarország nyugati határregiói különösen vonzó, mivel mind a közlekedés, mind a távközlés infrastruktúrája jól kialakított (például Győrben), képzettek az iparban foglalkoztatottak. Nagy multinacionális társaságok is beruháznak itt, felhasználva a magánkézbeadás lehetőségeit. A nagy minőségi követelményeket támaztató közvetlen külföldi beruházások hatására az átlagost meghaladóan nőtt a bérszínvonal.

A negyedik főcsoportba azok a régiók sorolhatók, amelyekben *sokrétű az ágazati szerkezet*, így általában nem hordozzák a korábbi nehézipar súlyos örökségét. Előnyt jelent, ha nem jellemzőjük a nagyvárosi településforma. Ilyen régiókban is mélyreható szerkezeti

változások mentek végbe, erőteljes racionalizálásokkal. Hátrányos, hogy itt kevésbé gyors a szolgáltatások fejlődése, mint a nagyvárosokban, és esetenként nehéz a munkaerő elhelyezkedése.

Sokféle fejlődési pálya mutatkozik az említett régiókban, például az eltérő földrajzi helyzetből és a különböző ágazati szerkezetből eredően. Magyarországon a közép-dunántúli régió, és különösen Fejér megye, ezen belül Székesfehérvár tartozik ebbe a főcsoportba. A cikk a többi KKE-országban is bemutatja az ilyen kedvező fejlődési pályára tért régiókat.

Az ötödik főcsoportra a monostruktúrájú ipari körzetek túlsúlya jellemző, különösen a bányászat, a kohászat és a vegyipar ipartelepeivel, amelyek egykor fontos (sok tekintetben stratégiai) szerepet töltek be. A nehézipari kombinátok hatalmasra nőttek a tervezdaság viszonyai között, és gyárkérményeikkel, más szennyező hatásaikkal súlyos környezeti károsodást okoztak.

Miután a KGST megszűnt, ezek a nagyvállalatok elvesztették társadalmi szerepüket, korábbi piacaik nagy része is eltűnt. A nyugati piacokra csak áldozatokkal juthattak be, mert ott is kihasználatlan többletkapacitások mutatkoztak az alapanyagok kitermelésében, feldolgozásában. Csak nagy elbocsátással járó szerkezetkorszerűsítés révén javítható a versenyképességük. Ezekben a válságövezetekben azonban a leépülő iparon kívül alig található munkahely. Ezért az ilyen régiókban viszonylag magas a munkanélküliek aránya, ami (potenciálisan) nagy szociális és politikai feszültségeket kelthet.

A cikk sorra ismerteti az ilyen válságrégiók jellemzőit, például a borsodi nehézipari körzetben, valamint a cseh és a lengyel bányakörzetekben. A megoldás politikai jelentőségét kiemeli, hogy ilyen régiókban él a magyar lakosság 13, a csehek 23, a lengyelek 20 százaléka.

A hatodik főcsoport azokat a hátrányos helyzetű mezőgazdasági régiókat tartalmazza, amelyekben főleg agrártevékenységből szerzik a jövedelmet. Megváltoztak a mezőgazdasági termelés gazdasági viszonyai és az élelmiszeripar is fokozatosan elvesztette korábbi bázisát. Megnőtt ezekben a régiókban a munkanélküliség (1998-ban az öt KKE-ország átlagában közel 15 százalékra). Viszonylag fejletlen itt az infrastruktúra, és így nem kellően vonzó a külföldi befektetők számára, alig létesülnek ilyen beruházásokból új munkahelyek. Nyomottak e régiókban a bérek, fejlődésük elmarad az ország más területeire jellemző dinamikától.

Szlovákia lakosságának mintegy 40 százaléka él ilyen elmaradott régióban, a magyar Alföld megyéiben él az ország népességének egynegyede. A cikk részletesen jellemzi az öt KKE-ország elmaradott körzeteit.

A cikk szerzői kitekintést adnak arra az időszakra, amikor az Európai Unió strukturális alapjára jogosulttá válnak a KKE-országok. Megállapítják, hogy a válságövezetek nagy gazdaságpolitikai, és egyben társadalompolitikai terhelést okoznak a térség országainak. Nem súlyos a helyzet a cseh és a szlovén régiók körében, ahol a lakosság körülbelül egynegyedét érintik az előbb vázolt hátrányok.

A lengyel, a magyar és a szlovák régiók szerkezeti jellemzői lényegesen polarizáltabbak, az említett három KKE-ország lakosainak 50-60 százalékát érintik a diszparitásból eredő nehézségek, mind az ipari, mind a mezőgazdasági túlsúlyú körzetekben. Az országok integritását is veszélyeztető körülményként említik a szerzők, hogy meghatározott országrészekre összpontosulnak a válságkörzetek, többnyire a három ország keleti végein. Az egy főre jutó bruttó hazai terméket vásárlóerő-paritáson számolva a válságrégiók átlagos jövedelme mintegy 60 százalékkal alacsonyabb az Európai Unió átlagos szintjénél.

A térképre nézve feltűnik, hogy egyes KKE-országokban kelet-nyugati szakadás mutatkozik, és jobb a fejlődés távlatai is azokban a régiókban, amelyek az Európai Unió magjához közelebb helyezkednek el. A szerzők kifejtik, hogy a KKE-országok belépése az Európai Unióba nem fogja megszüntetni a válságrégiókban kialakult strukturális gondokat.

Éppen ellentétes hatásokkal kell számolni, amikor – az európai egységes belső piac előírásainak megfelelően – el kell hagyni a válságövezetekben meglévő védettséget. Élénk verseny lép majd fel, a korábban védett régiókba is benyomul a máshol előállított áru. Felgyorsulnak ennek hatására a nehézipar és a mezőgazdaság szerkezeti változásai, márpedig az ilyen ágazatok dominanciájával jellemzett régiók az ilyen lökészerű modernizálásra kevésbé felkészültek. Kérdéses, hogy milyen fejlesztési alapokra építhető az új körülmények között e régiók fejlesztése. A cikk utal azokra a közösségi támogatásokra, amelyeket az Európai Unió regionális és strukturapolitikája kiemelt céljaihoz rendeltek.

A szerzők elemzik az Európai Unió jelenlegi strukturapolitikáját, amelynek ismérvei szerint az öt KKE-ország szinte minden régiója támogatásra érdemes lehet (az 1. cél alapján), kivéve a fővárosok körzetét. Az egyes NUTS-2 régiók (például Észak-Alföld) az 1. cél szerinti uniós támogatásra akkor jogosultak, ha egy lakosra jutó bruttó hazai termékük (vásárlóerő-paritáson számítva) több mint 25 százalékkal kisebb az Európai Unió átlagánál. Várhatóan a szegényebb KKE-országok belépése csökkenteni fogja ezt az EU-átlagot, azonban ezt követően is támogatásra tarthat igényt a legtöbb bemutatott régió.

Az elemzések több megoldási javaslattal zárulnak. Megfontolandó például, hogy az Európai Unió alapjaiból a KKE-országok makacs regionális válsági leküzdéséhez elkülönített céltámogatás legyen igénybe vehető „A piacgazdaságra áttérés válságrégiója” címzeteknek, ahogy a sarkvidéki körzetek is külön alapokat vehetnek figyelembe.

Megfontolásra javasolják továbbá, hogy a jelenlegi (75 százalékos) támogatási küszöbértéket vizsgálják felül, elképzelhetőnek tartanak ennél alacsonyabban megszabott ismérvet is, amennyiben kiegészítő szempontokat is mérlegelnek. A regionális politika szempontjából kifejező mutató lehet például az ipari és a munkanélküliségi arányok alapján számított, kombinált támogatási ismérv.

Megfontolásra érdemes a szerzők szerint az egyes országok társfinanszírozási kötelezettsége is. A jelenleg előírt saját részt a válságba jutott régiók gyengesége következtében nehéz előteremteni, akár a régiók, akár a helyi közigazgatási egységek szint-

jén. A csökkentett társfinanszírozói hányad attól is függhet, hogy az Európai Unió támogatásával való visszaéléseket miként előzhetik meg. Felvetődött, hogy az egyes országok az elnyert uniós támogatásokhoz a bruttó hazai termékük meghatározott részével járuljanak hozzá. A társfinanszírozás hányadának csökkentése melletti érv, hogy ezzel források szabadíthatók fel a KKE-országok fejlődésének gyorsítására. Ha gyarapodnak ezek az országok, akkor az Európai Unió strukturális támogatásainak 2. célterületei is kielégítően fejlődhetnek, mint a versenyre jobban felkészült „húzó” régiók.

A közösségi támogatások irányulhatnak ismeretátadás finanszírozására is. Az Európai Unió jelenlegi országaiból szakértőket küldhetnek a támogatott régiók programjai minőségének javítására, már a koncepciók kidolgozásától kezdve, egészen a fejlesztések megvalósításáig.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

FÜRNRÖHR, M. – RIMMELSPACHER, B.:
A REGISZTEREKRE ÉPÜLŐ NÉPSZÁMLÁLÁS
ELŐKÉSZÜLETEI NÉMETORSZÁGBAN

(Testuntersuchungen zur Vorbereitung eines registergestützten Zensus.) – *Statistisches Monatsheft*, 2001. 4. sz. 3–9. p.

Több mint négy éve folyik a vita Németországban arról, hogy milyen módon lehet a következő népszámlálást végrehajtani. Jelenleg olyan censust részesítenek előnyben, amely a lehető legnagyobb mértékben a hatósági nyilvántartásokra épül. Ez a megoldás módszerváltást jelent a teljes lakosság közvetlen megkérdezésével végrehajtott korábbi népszámlálásokhoz képest. Egy ilyen módszerváltás igen alapos előkészületeket és próbát igényel, mivel a felhasználható regiszterek különböző minőségűek. A cikk az előkészítés körüli vitákat foglalja össze, valamint a tesztvizsgálatok koncepcióját ismerteti.

A regiszterstatistikára való áttérés, melyben az észak-európai országoknak vannak elsősorban tapasztalataik, kockázatokkal jár és alapos előkészítést igényel. A kiinduló feltételek a következők:

- a regiszterek foglalják magukban a tartalmilag megfelelő információkat;
- azok teljes körűek és pontosak legyenek;
- a regiszterek statisztikai felhasználásukra legyen lehetőség a különböző regiszterek összekapcsolására;
- a cenzushoz hasonló statisztikai kontrollokra legyen lehetőség.

Különösen alapos vizsgálatot igényel, hogy biztosítható-e a szakmai és területi információigényeknek megfelelő, a cenzusoktól elvárt adattartalom a regiszterekre épülő népszámlálással. Szükséges a jogszabályi alap, hiszen más célokra készült nyilvántartások statisztikai kiértékeléséről van szó.

A Német Szövetségi Köztársaságban fennállása óta négy népszámlálás volt, az utolsó 1987-ben. Az egykori NDK területén 1981-ben volt népszámlálás, épület- és lakásszámlálás pedig 1995-ben. Valamennyi eddigi census primer felvétel volt, azaz a lakosok közvetlen megkérdezésén alapult. A 90-es évek közepén az Európai Unió irányelveket adott ki a tagországokban az ezredfordulón végrehajtandó cenzusokra. Az EUROSTAT 1996-ban előterjesztést készített a közösségi népszámlálások megvalósítására, ettől kezdve került a viták előterébe Németországban is a népszámlálás. Még 1996-ban úgy döntött a szövetségi kormány, hogy költség- és elfogadottsági korlátok miatt nem lehet teljes körű felvételt szervezni. Elsősorban Németország nyomására az EU végül eltekintett a kötelező rendeletről, és 1997 novemberében az „Irányelvek a 2001. évi nép- és lakásszámlálások közösségi programjához” c. dokumentumot adta ki.

A politikai döntésből kiindulva, amely szerint censust csak a hatósági regiszterek bázisán lehet végrehajtani, a német Szövetségi Statisztikai Hivatal kidolgozott egy koncepciót, amelyet később szövet-

ségi modellnek neveztek el. Ez a modell a be- és kijelentkezési regiszterre, a háztartás-lakás és foglalkozás kérdéseire vonatkozóan pedig a folyamatos mintavételes felvételekre épül.

A tartományi statisztikai hivatalok nézőpontja szerint a szövetségi modell a tartományok és települések információigényeit nem elégítené ki teljes mértékben, nem állnának rendelkezésre kielégítően pontos adatok a települések népességszámára, a régióknál kisebb földrajzi egységekre. A tartományi szakemberekből létrejött munkacsoport kidolgozta az ún. tartományi modellt, amelynek lényege, hogy postai úton épület- és lakásszámlálást tartanának, és ennek adatait vezetnék össze a bejelentkezési nyilvántartásokkal. Ez a megoldás ugyan kielégíti a tartományi információigényeket, de a költsége mintegy 400 millió márka, közel tízszer drágább, mint a szövetségi modell.

A szövetségi belügyminisztérium utasítására mindkét modellel költség-haszon elemzést végeztek, ennek eredménye a szövetségi modell előtérbe kerülése volt. A viták, a kifogások a tartományok, a települések szövetsége részéről azonban tovább folytatódtak, míg 1999-ben a belügyminisztérium államtitkára úgy döntött, hogy mindkét modell kivitelezésére tesztvizsgálatokat kell végezni, csak azután lehet dönteni a kétféle megoldás között, az EU 2001-re vonatkozó adatkéréseit pedig a folyamatos statisztikákból kell kielégíteni. Ezzel eldől, hogy 2001-ben az uniós tagországok közül egyedül Németországban nem lesz census.

A tesztekre vonatkozó koncepció három összetevőből áll.

1. A lakosok bejelentkezési magatartása, a hatósági eljárás zavarai oda vezethetnek, hogy vannak személyek, akik egyidejűleg több településen is be vannak jelentve. Ennek a jelenségnek a figyelmen kívül hagyása a lakosság felülszámlálásához vezet. Emiatt a bejelentkezési regisztereket a többszörös számbavételről meg kell tisztítani, olyan eljárást kell kifejleszteni, amely biztosítja, hogy minden személyt csak egyszer vesznek számba, többszöri bejelentkezés esetén pedig a személy tényleges lakóhelyén kerül felvételre. Ezenkívül tesztelni kell az adatátviteli lehetőséget a bejelentkezési hatóságoktól a tartományi statisztikai hivatalokhoz.

A regiszterek pontosítása Németország valamennyi bejelentkezési hatóságát érinti, és a születés napja szerinti kiválasztáson alapul. A vizsgálatba azokat vonják be, akik 2001. szeptember 19. és 2002. január 31. között jelentkeztek be és január 1-jén, május 15-én, illetve szeptember 1-jén születtek. Emellett minden olyan lakos adatait is pontosítják, akinek születési dátuma nem pontosan szerepel a nyilvántartás-

ban. Ily módon a teljes lakosság 1,2 százaléka kerül a felvételbe, ami 1350 ezer adatsomagot jelent.

A tartományi statisztikai hivatalok a következő demográfiai alapadatokat kapják a bejelentő hivataloktól: név, nem, születési hely és idő, állampolgárság, családi állapot, a lakás címe és státusa. A tartományi hivatalok a kapott adatokat a teljeskörűség szempontjából ellenőrzik, majd továbbítják a szövetségi hivatalhoz, ahol a többszöröződésekét kiszűrik.

2. A bejelentési regiszterek statisztikai hihetőségét nagymértékben befolyásolja a bejelentés nélkül ott lakók, valamint a nyilvántartásban szereplők, de valójában nem a településen élők száma. Ha valaki külföldön él, vagy más településre költözött, de nem jelentkezett ki, az adott település szempontjából felülszámlálási esetet jelent, ezzel szemben ha valaki nem jelentkezik be a lakóhelyére, a regiszteres összeírásban alulszámlálási esetet jelent. A tesztvizsgálatnak tehát meg kell állapítania az alul- és felülszámlálás mértékét, és annak területi szórását. Ebből a célból a regiszteradatokat a klasszikus népszámláláshoz hasonló lakossági felvételtől nyert adatokkal hasonlítják össze. A felvétel mintája kombinált település- és épületkiválasztáson alapul, 555 településen 38 ezer épületet, bennük 222 ezer lakást és 440 ezer személyt érint. A kiválasztott épületekben élő személyekre vonatkozóan a bejelentő hivatalok átadják a bejelentési okmányok kivonatait a tartományi statisztikai hivataloknak, 2001. szeptember 19-i és 2002. január 31-i állapotnak megfelelően. Ezzel párhuzamosan ugyanerre a lakossági körre vonatkozóan a statisztikai hivatalok kérdezőbiztosai adatfelvételt végeznek, ugyancsak a demográfiai alapadatokra vonatkozóan, 2001. szeptember 19-i eszmei időponttal.

3. Az épület- és lakásadatokat a regiszterekre épülő census esetén primer statisztikai módszerrel, a ház- és lakástulajdonosok postai úton történő megkérdezésével kell felvenni. Az ezzel kapcsolatos teszt arról kell, hogy információt adjon, hogy az így módon nyert eredmények mutatnak-e szignifikáns eltérést a háztartások megkérdezéséből származó, tehát a korábbi népszámlálásokkal azonos módon nyert adatoktól.

A népesség foglalkoztatottságára nézve különböző nyilvántartásokból lehetne átvenni adatokat. A teszt során a Munkaügyi Minisztérium regisztereivel dolgoznak, amelyek a társadalombiztosításnál bejelentett foglalkoztatottak, munkanélküliek, az át- és továbbképzésben részt vevők adatait tartalmazzák. A teszt feladata annak megállapítása, hogy a minisztériumi regiszteradatok is kielégítik-e az eddigi népszámlálásoknak a foglalkozási adatokkal szembeni minőségi követelményeit.

A háztartások jellemzői és lakóhelyzetük a census alapadatait képezik. E vonatkozásban sem a

lakcímbjelentési regiszteradatok, sem a postai épület- és lakásszámlálás nem nyújtanak közvetlen információt. A teszvizsgálat célja itt, hogy a meglévő adatbázisok összefuttatása, illetve a háztartásgenerálási eljárás ki tudja-e váltani az e témájú adatállományt.

Már a 80-as évek közepén kifejlesztették a háztartásgenerálási eljárást, hogy kiváltsák az addig csak a háztartások közvetlen megkérdezésével nyerhető adatokat. Ez a módszer regiszteradatok kiértékelését jelenti, amelynek során a személyre vonatkozó egyedi adatok alapján (a házastárs neve, a gyermekek neve, vezeték- és keresztnév, beköltözési dátum stb.), az azonos címen bejelentett személyekről feltételezik, hogy egy háztartást képeznek.

Mindezen felsorolt felvételeken és eljárásokon kívül még egy reprezentatív felvétellel is sor kerül.

Vitathatatlan annak szükségessége, hogy Németországban belátható időn belül népszámlálást kell tartani a hazai és nemzetközi információigények kielégítésére. A lakosság tehermentesítése, a költségek korlátozása miatt a következő censznak a lehető legnagyobb mértékben a meglévő regiszterekre kell épülnie. A teszvizsgálatokkal e módszerváltás lehetőségét, a szóba jöhető eljárásokat kell a gyakorlatban kipróbálni. Csak az eredmények tanulmányozása után ítéltethető meg, hogy végrehajtható-e Németországban egy regiszterek által támogatott census, és ha igen, milyen eljárásokkal.

A tesztek eredményétől függetlenül a regiszterstatistikára való áttérés gondolata már ma is aktuális. A német statisztika fordulópont előtt áll, a jövőben nemcsak a népszámlálásnál, hanem a többi statisztikai területen is a direkt lakossági és vállalati felvételeket

egyre inkább a nyilvántartások kiértékelése fogja helyettesíteni. A regiszterstatistikára való áttérés paradigmaváltást jelent, amelyre a hivatalos statisztikának fel kell készülnie, a következő okok miatt.

– A hatósági regiszterek ma Németországban nem alkalmasak statisztikai célú felhasználásra. A regiszterstatistikára való áttérés előfeltétele, hogy a hivatalos statisztika tartalmi és teljeskörűségi igényeit a regiszterek kialakításánál és továbbvezetésénél figyelembe vegyék.

– Azokon a területeken, ahol egyáltalán nincsenek regiszteradatok, meg kell vizsgálni a statisztikán belüli kiépítés lehetőségét. Így például egy épület- vagy lakásregiszter hosszú távon pótolni tudná a népszámlálás ilyen jellegű adatait.

– Olyan jogi háttérrel kell megteremteni, amely a hivatalos statisztika számára lehetővé teszi, hogy felhasználja a hatósági nyilvántartásokat, megkapja azokat a regisztert vezető hatóságoktól. Csak akkor érhető el tartósan a regiszteradatok statisztikai hitele, ha az adatminőségre vonatkozóan a regisztert vezető hely visszajelzéseket kap és annak megfelelően javítja az adatait.

– A regiszterstatistikát integrálni kell a teljes statisztikai rendszerbe. Ki kell dolgozni azokat az eljárásokat, amelyekkel a folyamatos statisztikák a regiszterkiértékelésekkel összekapcsolhatók (például census- és népesség-továbbvezetés).

– A regiszterstatistikára való áttérés megváltoztatja a hivatalos statisztika tevékenységének súlypontját. Nem az adatok összegyűjtése áll többé az előtérben, sokkal inkább a regiszterekből nyert adatok minősége akár kontrollfelvételekkel, akár a különböző adatforrások összehasonlításával.

– Az áttérés esélyt ad a hivatalos statisztikának arra, hogy javítsa információkínálatát. Azoknál a felvételeknél, amelyeket eddig csak hosszabb időközönként hajtottak végre, a regiszterhasználat által mód lesz a gyakoriság növelésére, és így az adatok aktualitása javítható. A különböző nyilvántartások egyedi adatainak összekapcsolásával lehetőség lesz a témakörök bővítésére.

(Ism.: *Waffenschmidt Jánosné*)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE

Allgemeines Statistisches Archiv

A NÉMET STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 2. SZÁM

Hübler, O.: A politikai beavatkozások értékelése: mérés és problémák.

Hansen, G.: Dinamikus panel modellek torzítás szerint korrigált legkisebb négyzetes becslése.

Zypreis, B.: Politika és statisztika.

Dinges, H.: Sztocasztikus és determinisztikus gondolkodás.

Krämer, W.: Statisztika a gazdasági és társadalmi tudományokban.



A NEMZETKÖZI STATISZTIKAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 1. SZÁM

Fisher, N. I.: A statisztika kritikus problémái.

Friedman, J. H.: A statisztika szerepe az adatforradalomban.

Nicholls, D. F.: Jövőbeni irányzatok a statisztika felsőfokú oktatásában és tanulásában.

Smith, A. F. M.: Nyilvános irányelvek a statisztikai tudatossághoz vezető úton.

Cleveland, W. S.: Adattudomány: akcióterv a statisztikai technikai területeinek kiterjesztésére.

Dimakos, X. K.: Útmutató a pontos szimulációhoz.
Waagepetersen, R. – Sorensen, D.: Segédlet reverzibilis ugrású MCMC-hez tekintettel QTL-leképezési alkalmazásokra.

Dellaportas, P. – Karlis, D.: Szimulációs módszer nemparaméteres empirikus bayesi elemzéshez.

Mateu, J. – Montes, F.: Likelihood következtetés Gibbs-folyamatokhoz térbeli pontminták elemzésében.

Lazar, N. A. – Eddy, W. F. – Genovese, C. R. – Welling, J.: Statisztikai kérdések fMRI agyi képalakításban.

Kitagawa, G. – Takanami, T. – Matsumoto, N.: Jelkivonási problémák a szeizmológiában.

Monticino, M.: Hogyan konstruáljunk egy véletlen valószínűségi mértéket?



A BIRMINGHAMI EGYETEM FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 1–2. SZÁM

Lin, C.: Társaságok alapítása és társasági irányítás Kína gazdasági átmenetének időszakában.

Liu, G. S. – Garino, G.: Privatizálás vagy verseny? A kínai vállalati reformból tanult lecke.

Chen, J.: Tulajdonosi struktúra mint irányítási mechanizmus.

Zheng, J.: A foglalkoztatottság összehasonlító elemzése a kínai vállalatoknál (1986–1990).

Zhang, Z.: A kínai valutaárfolyam-reform és az export.

Zhang, W.: A regionális egyenlőtlenségek újragondolása Kínában.

Yao, S. – Liu, Z. – Zhang, Z.: Területi különbségek a gabonatermelés hatékonyságában Kínában, 1987–1992.

Nolan, P. – Yeung, G.: Nagy cégek és a felzárkózás egy átmeneti gazdaságban: A Shougang csoport esete Kínában.



A FRANCIA GAZDASÁGI ÉS PÉNZÜGYMINISZTERIUM ÉS A STATISZTIKAI ÉS GAZDASÁGKUTATÓ INTÉZET FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 7–8. SZÁM

Galland, O.: Belépés a felnőttkorba: későbbi, de közelebbi állomások.

Cougeau, D.: Az otthon elhagyása: hosszú távú demográfiai elemzés.

Villeneuve-Gokalp, C.: A fiatalok mindig azonos korban hagyják el az otthont.

Simonnet, V. – Ulrich, V.: Szakképzés és foglalkoztatottság: az iparitanulói szerződés hatásossága.

Dormont, B. – Dufour-Kippelen, S.: Belépés a munka világába és az önálló lakás viszonylag képzetlen fiatalok körében.

Audier, F.: A közszolgálati státus átöröklése.

Meurs, D. – Ponthieux, S.: A diszkrimináció mérése a férfiak és nők közötti fizetési eltérésekben.

Estrade, M. A. – Missègue, N.: Önalkalmazottá válni és maradni.



A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 4. SZÁM

Reiter, J.P.: Erő kölcsönzése, amikor az explicit adatmáglyázás nem megengedett.

Bring, J. – Carling, K.: Lemorzsolódás és a rendszerekből kiesők helytelen osztályozása a munkanélküliség időtartamának elemzésében.

Moore, J. C. – Stinson, L. L. – Welniak, E. J.: Jövedelemmérési hiba a elvételekben: áttekintés.

Nordberg, L.: Variáncabecslésről a változások mértéke esetén, ha a mintákat permanens véletlen számokkal koordináljuk.

Estevao, V. M. – Sarndal, C. E.: A kalibrálás függvényformán alapuló megközelítése.

Mathiowetz, N. A. – McGonagle, K. A.: Az eltartottak kikérdezése és jelenlegi helyzetük felmérése a háztartási felvételekben.

McCarthy, J. S. – Safer, M. A.: Emlékezés darabszámokra és ürmértékre: a mezőgazdasági telephelyek leltárjelentéseinek kognitív folyamatai.

Svartbo, B. – Nilsson, L. – Eriksson, A. etc.: A tüdőgyulladás mint alapvető ok használatának fontossága a halálóki regiszterben.



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2001. 453. SZÁM

Reilly, C. – Gelman, A. – Katz, J.: Utólagos rétegzés a rétegzési változóra vonatkozó sokasági szintű információ nélkül, politikai közvéleménykutatásra alkalmazva.

Bolstad, W. M. – Manda, S. O.: Gyermekhalandóság vizsgálata Malawiban családi és közösségi véletlen hatások felhasználásával: bayesi elemzés.

Rossi, P. E. – Gilula, Z. – Allenby, G. M.: Lépünk túl a skála használatú heterogenitáson: egy bayesi hierarchikus módszer.

Larsen, M. D. – Rubin, D. B.: Iteratív automatizált reorkdkapcsolás keverékmodellek segítségével.

Andersen T. G. – Bollerslev, T. – Diebold, F. X. – Labys, P.: A realizálódott valutaárfolyam volatilitásának eloszlása.

Peel, D. – Whiten, W. J. – McLachlan, G. J.: Kentelozslások keverékeinek illesztése együttes halmazazonosításhoz.

Aykroyd, R. G. – Haigh, J. G. B. – Allum, G. T.: Bayesi módszerek archeológiai magnetometriából származó felvételi adatokra alkalmazva.

Wakefield, J. C. – Morris, S. E.: A betegségkockázat bayesi modellezése.

Xie, M. – Tatsuoka, K. – Sacks, J. – Young, S. S.: Csoporthesztelés blokkokkal és szinergiákkal.

Lin, D. Y. – Ying, Z.: Longitudinális adatok szemiparaméteres és nemparaméteres regressziós elemzése.

Gao, F. – Wahba, G. – Klein, R. – Klein, B.: Spline ANOVA simítása többváltozós Bernoulli-megfigyelések esetén szemészeti adatokra alkalmazva.

Ishwaran, H. – James, L. F.: Gibbs-féle mintavételi módszerek nem sima priorok esetén.

Berger, J. O. – Guglielmi, A.: Egy paraméteres modell bayesi és hagyományos tesztje nemparaméteres alternatívákkal szemben.

Wu, C. – Sitter, R. R.: Egy modellkalibrációs módszer felvételi adatokból származó segédinformációk használatához.

Frühwirth- Schnatter, S.: Klasszikus dinamikus rezsímváltó és keverék Markov-lánc modellek Monte Carlo becslése.

Rosenbaum, P. R.: Stabilitás kezelés hiányában.

Akritas, M. G. – Keilegom, I.: ANCOVA módszerek heteroszkedasztikus nemparaméteres regressziós modellekhez.

Cummins, D. J. – Filloon, T. G. – Nychka, D.: Konfidencia-intervallumok nemparaméteres görbe becslésekhez: az egyenletesebb pontszerű lefedés felé.

Zhou, S. – Shen, X.: Térbelileg adaptív regressziós spline-ok és pontos csomópontkiválasztási sémák.

Chen, J. – Shao, J.: Jackknife varianciabecslés a legközelebbi szomszéd módszert alkalmazó imputáláshoz.

Chib, S. – Jeliazkov, I.: Marginális likelihood a Metropolitan-Hastings outputból.

Vonesh, E. F. – Wang, H. – Majumdar, D.: Általánosított legkisebb négyzetek, Taylor-soron alapuló linearizáció és Fisher-féle értékelés többváltozós nemlineáris regresszióknál.

Herring, A. H. – Ibrahim, J. G.: Likelihood alapú módszerek hiányzó segédváltozókhoz a Cox-féle arányos kockázati modellben.

Irizarry, R. A.: Információ és utólagos valószínűségi ismérvek modellválasztáshoz lokális likelihood becslésben.

Lambert, D. – Pinheiro, J. C. – Sun, D. X.: Dinamikus időminták millióinak becslése valós időben.

Steiger, J. H.: Vezessünk gyorsan ellenkező irányban.

Williams, J. R. – Alexander, F. E. – Cartwright, R. A. – McNally, R. J. Q.: Módszerek kóros nyomok kiderítésére földrajzilag klaszterezett betegségekkel leukémia és limfóma adatokra alkalmazva.

Kulldorf, M.: Várható időszakos területi betegségmegfigyelés elemző statisztika segítségével.

Knorr-Held, L. – Best, N. G.: Osztott komponensmodell két betegség együttes és szelektív jelzésére.

Rogerson, P. A.: Pontminták figyelése tér-idő klaszterek kialakításához.

Gelman, A. – Park, D. K. – Ansolabehere, S. – Price, P. N. – Mimite, L. C.: Modellek, feltételezések és modellel-ellenőrzés ökológiai regressziókban.

Wakefield, J. – Salway, R.: Statisztikai keret aggregált ökológiai vizsgálatokhoz.

Guthrie, K. A. – Sheppard, L.: Torzítások és hibás koncepciók leküzdése ökológiai vizsgálatokban.

Best, N. – Cockings, S. – Bennett, J. – Wakefield, J. – Elliot, P.: Környezeti benzolveszélyeztetettség és a gyermekkori leukémia ökológiai regressziós elemzése: érzékenység pontatlan adatokra, földrajzi skálára és ökológiai torzításra.

Chambers, R. L. – Steel, D. G.: Ökológiai következtetések egyszerű módszerei 2x2-es táblákban.

Darby, S. – Deo, H. – Doll, R. – Whitley, E.: Személyi adatok, a radonra vonatkozó környezeti adatok és a tüdőrák párhuzamos elemzése Dél-Nyugat Angliában.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 6. SZÁM

Héran, F. – Livi Bacci, M. – Lee, R.: Georges-Photios Tapinos tiszteletére.

Ély, M.: Bibliográfia.

Bhrolcháin, M. N.: Flexibilitás a házassági piacon.

Kuate-Defo, B.: Serdülőkori házasságkötés Kamerunban: változás és meghatározói.

Gautier, A.: Rabszolgcsaládok a Francia Antillákon, 1635–1848.

Pison, G. – Kodio, B. – Guyavarch, E. – Etard, J. F.: Anyai halálozás Szenegál falusi részein.

Daguet, F.: Termékenységváltozás az 1917 és 1949 között született generációknál: születési sorrend és iskolai végzettségi szint szerinti elemzés.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA (A SOROZAT)

2001. ÉVI 1. SZÁM

Elliot, P. – Wakefield, J.: Betegségklaszterek: kelle ezeket vizsgálni, és ha igen, akkor mikor és hogyan?

Wartenberg, D.: Betegségklaszterek vizsgálata.

Stein, C. E. – Bennett, S. – Crook, S. – Maddison, F.: A soha nem volt klaszter: mikrobaháborús kísérletek és az egészségügyi hatóság helyzete Dorsetben.

Steward, J. – John, G.: Ökológiai vizsgálat a walesi gyermekek előfordulásának okairól az 1985–1994-es időszakban tengerparthoz közeli lakóhelyeken.

REVISTA ROMÂNĂ DE
STATISTICĂ

A ROMÁNIAI NEMZETI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 10. SZÁM

Sávoiu, G.: Román hagyomány az árak statisztikai elemzésében.

Bădiță, M. – Goschin, Z. – Cristache, S.: A munkatermelékenység és az ipari reálberek közötti kapcsolat statisztikai és dinamikus elemzése.

Boja, A.: Teleorman megye aktív népességének alakulása 1995 és 1999 között.

Aman, O. P.: Érvényes gazdasági modell a román export előrejelzésének elemzéséhez.

Titan, E. – Trandás, C.: Nemválaszolási probléma a közvéleménykutatásokban.

Costescu, M. – Constantin, M.: Élelmiszerpiac és -forgaszítás – következmények a termelésre és a készletezésre.

2000. ÉVI 11–12. SZÁM

Teodorescu, N.: A diszkriminanciaanalízis használata statisztikai vizsgálatokban.

Sivöiu, G.: A statisztikai kapcsolat koncepciója az árak világában.

Bodo, F. V. – Grádinaru, G.: Regressziós elemzés használata a cégek stratégiai menedzselésének értékelésében.

Stefanescu, D. – Dumitrescu, I.: A román statisztika integrálása az Európai Statisztikai Rendszerbe – a mérlegkészítés ideje.

Ivan-Ungureanu, C. – Boborodea, T. G.: Románia gazdasági és társadalmi fejlődése 2000-ben.

Constantin, M. – Costescu, M. – Constantin, M.: Turizmus és vidékfejlesztés Romániában.

Constantin, D. L.: A Román Regionális Tudományos Szövetség létrehozása.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 4. SZÁM

Small, C. G. – Wang, J. – Yang, Z.: A többszörös gyök-problémák eltüntetése becslésben.

Chang, T. – Ko, D. – Royer, J. Y. – Lu, J.: Regressziós technikák a lemez tektonikában.

Brooks, S. P. – Catchpole, E. A. – Morgan, B. J. T.: Állatok túlélésének bayesi becslése.

Saltelli, A. – Tarantola, S. – Campolongo, F.: Érzékenységelemzés mint a modellezés tartozéka.



A SVÁJCI STATISZTIKAI ÉS KÖZGAZDASÁGI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 1. SZÁM

Williams, A.: Az egészségügyben meglévő egyenlőtlenségekre vonatkozó kérdések mérése.

Zweifel, P.: A fizetésihajlandóság-vizsgálatok használatáról az egészségügyben.

Johansson, P. O.: A statisztikai élet értékére vonatkozó becslések értékéről.

Desaigues, B.: Konzisztens-e a kifejlett WTP a jóléti közgazdaságtannal? Válasz 73 kognitív interjú alapján.

Johnson, F. R. – Bingham, M. F.: Az egészségügyi értékek meghatározott preferenciabecsléseinek validitásvizsgálata.

Chilton, S. – Spencer, A.: Az inkonzisztencia empirikus bizonyítéka a standard kockázati választásokban közvetlen és közvetett módszerek esetén.

Jeanrenaud, C. – Priez, F. – Vannotti, M.: A májzsugorodás nem megfogható költségeinek becslése.

Rozan, A.: Hogyan mérjük a légszennyezés okozta egészségügyi költségeket?

Persson, U. – Trawén, A. – Norinder, A. – Hjalte, K. – Anderson, H.: Nem halálos közlekedési sérülések relatív kockázati értékei – kontingencia-értékelés, a kockázatkockázat átváltás és a standard kockázati módszerek összehasonlítása.



A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 1. SZÁM

Mach, P.: A szlovák statisztika a 2001-es évben.

Horecky, M. – Kováčová, Y.: Népszámlálás – történelem és jelen.

Horecky, M.: A népszámlálás megszervezésének alapelvei.

Az 1998. május 12-i törvény a népszámlálásról.

A népszámlálás előkészítése.

Horecky, M.: Népszámlálás a 2001. évben Szlovákiában.

Ivanciková, L.: A Szlovák Statisztikai Hivatal regionális hivatalainak feladatai a népszámlálás folyamán.

Cicák, I.: Információ és propagandakampány.

Irányelvek a Szlovák Statisztikai Hivatal regionális hivatalainak tevékenységéhez.

A Szlovák Statisztikai Hivatal módszertani utasításai, 2000. november 15.



A BOLOGNAI, PÁDOVAI ÉS PALERMOI
EGYETEMEK FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 3. SZÁM

Bisceglia, B. – Rizzi, A.: A pápai enciklikák statisztikai elemzése.

Golini, A. – Lo Conte, M.: Átmenetek az aktív életciklusban és a mobilitásban: cenzusadatokon alapuló vizsgálat.

Guagnano, C. – Corradi, F.: Túlélési modellek használata az olasz kormányzati ciklusok elemzéséhez.

Furlan, P. – Salmasso, L.: IV és V rezolúciók szabályos törtreszeinek megkonstruálása 2^k teljes faktoriális terveknl.

Navarrete-Alvarez, N. – Garcia-Leal, J. – Lara-Porras, A. M.: Egyenletes gyengeség és felgyorsított életmodell által generált kétváltozós túlélés-eloszlás.

Drovandi, S.: Módszertani fejlemények a korrelált bio-gráfiai elemzésében.

Sabre, R.: Spektrális sűrűségfüggvény diszkrét becslése szimmetrikus stabil folyamat esetén.

Bassi, F.: Osztályozási hibák által befolyásolt a bruttó munkaerő-áramlás becslésére szolgáló modell.

Domma, F.: Asszociáció és hatékonyság a többváltozós logit modellekben.

Gismondí, R.: Pontossági mértékek közötti összehasonlítások, ha hiányzó értékeket becslünk longitudinális felvételekben.

Ghazai, M. A. – Farag, E. A.: A folytonos, kiterjesztett, véges Fourier-transzformáció néhány tulajdonsága.

Saran, J. – Pushkarna, N.: Általánosított exponenciális eloszlásból származó rend-statisztikák momentumainak kapcsolata.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2001. ÉVI 2. SZÁM

Kunert, J. – Montag, A. – Pöhlmann, S.: Az ötös kötés: történelem és matematika.

Bairamov, I. G. – Kotz, S.: Rend-statisztikákkal és rekord értékekkel társult túllépések eloszlásairól tetszőleges alapeloszlások esetén.

Childs, A. – Balakrishnan, N. – Moshref, M.: Rend-statisztikák nem azonos, jobbról csonkított Lomax valószínűségi változók, alkalmazásokkal.

Stemann, D. – Weihs, C.: Az EWMA-X-S folyamat-ábra és teljesítménye pontos és nem pontos adatok esetében.

Wu, J. W. – Lee, W. C.: Az általánosított extrém érték, hatványfüggvény, valamint a rekord értékek feltételes várható értéke által általánosított és klasszikus Pareto-eloszlások jellemzéséről.

Dasiou, D. – Moyssiadis, C.: Az 50 százalékos töréspont a szimultán M-becslésben.

Gotu, B.: Az OLS- és GLS-becslések egyenlősége a lineáris regressziós modellben, ha a zavarok térben korreláltak.

Leung, C. Y.: Híbaraták diszkrét és folytonos változók középértékei és a szóródás osztályozása.

statistika
EKONÓMICKO - STATISTICKÝ ČASOPIS

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 3. SZÁM

Bezdeková, Z.: Egenyértékek használata a háztartási költségvetési statisztikában.

Gambino, J. – Dick, P.: Kisterületi becslési gyakorlat a Kanadai Statisztikai Hivatalnál.

Jilek, J.: A Bizottság statisztikai programja 2001-re. Statisztikusok évfordulója a Prágai Közgazdasági Egyetemen.

2001. ÉVI 4. SZÁM

Drápal, S.: A statisztikai adatgyűjtés regionalizálásának jelenlegi állása és a további fejlesztés lehetősége.

Soucek, J. – Smutny, J.: Egység munkaerőköltség.

Kux, J.: Munkaerőadat harmonizációs projekt – eredmények 2000-re.

Jilek, J. – Vojta, M.: A változások magyarázó tulajdonságai az egységnyi munkaerőköltségekben és a kapcsolódó mutatókban.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 3. SZÁM

Általános jövedelmi beszámoló 2000 – az önfoglalkoztatók jövedelme.

Egyeztetett minimális bérendex, 2001. január.

Fogyasztói árindex, 2000.

Fogyasztói árindex, 2001. január.

Terméseredmények, 2000.

Gyümölcsstermelés, 2000.

A szövetségi közigazgatás energiafogyasztása, 1999.

Idegenforgalmi szálláshelyek, ágyak és foglaltsági arány, 1999/2000.

Idegenforgalom 2000-ben.

Bruttó hozzáadott érték és a foglalkoztatottak kompenzációja tartományonként (NUTS2).

Kormányzati végső fogyasztási kiadás funkcióként – első előzetes eredmények az új COFOG-osztályozás szerint.

2001. ÉVI 4. SZÁM

A népesség társadalmi–gazdasági csoportjai 1998-ban.

Általános jövedelmi beszámoló 2000 – korcsoportok és tartományok.

Egyeztetett minimális bérendex, 2001. február.

Fogyasztói árindex, 2001. február.

Az ifjúság helyzete, 1999.

Baromfi-statisztika, 2000.

Szőlőszüret, borkészlet és bortárolási kapacitás 2000-ben.

Idegenforgalom, 2001. január.

Osztályok vállalatok közötti áruszállítása, 1999.

Háztartási szolgáltatásokat nyújtó nonprofit intézményi szektor a nemzeti elszámolásokban.

Értéktárgyak nettó növekedése – új koncepció az ESA 1995-ben.

A NACE Rev. 1 és a CPA 1996 aktualizálása.

2001. ÉVI 5. SZÁM

Foglalkoztatottság és munkanélküliség körzetenként, 2001. január végén.

Egyeztetett minimális bérendex, 2001. március.

A fogyasztói árstatisztika felülvizsgálata.

Mezőgazdasági szerkezeti felvétel, 1999, 1. rész.

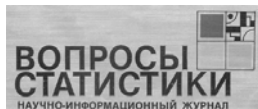
2001. december 1-jei állatállomány felvétel.

A vízre, szennyvízre és szennyvízkezelésre vonatkozó regionális adatok.

Idegenforgalom, 2001. február.

Negyedéves rövid távú közpénzügyi statisztika.

Külkereskedelem 2000. januártól decemberig – előzetes eredmények.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 1. SZÁM

Sokolin, V. L.: Az állami statisztikai rendszer: fejlesztési taktika és stratégia.

Kevesh, A. L. – Bulygina, L. M.: A 2001-es szövetségi statisztikai munkaprogramról.

Kondrat'eva, I. I. – Borisova, S. I.: Az orosz Goskomstat felülvizsgálatának eredményei a 2001-es szövetségi statisztikai megfigyelések kérdőíveivel kapcsolatban.

Ruoho, S.: A szovjet gazdasági növekedés: visszatekintés.

Szeminárium a statisztikai adatközlésről és a modern technológiákról.

Zankina, L. F.: A közigazgatási és vezető szervek információszolgáltatásának megszervezése a Moldvai Köztársaságban.

Matjukhin, A. V.: Az Internet-technológiák további bevonásának kilátásai a kirovsvki regionális statisztikai bizottság munkájába.

Kovrigina, N. I.: Az orenburgi regionális statisztikai bizottság tapasztalatai a modern technológiák használatában.

Chernova, N. A.: BDG-használat a különböző szintű közigazgatási szervek információszolgáltatása számára.

Nikolaeva, N. A.: Tapasztalatok a „Governor” információ- és referenciarendszer megvalósításáról és használatáról.

Hadzhiev, V. – Molchanov, I. N.: Statisztikai szoftverek: a fejlesztés tendenciái és sajátosságai.

Dumnov, A. D.: A természeti erőforrások felhasználásának makroökonómiai értékelése Oroszországban.

Környezetvédelem a FÁK országokban.

Rjabova, L. S.: Az irkutszki régió ökológiai helyzete és a környezetvédelmi beruházások felhasználása.

Savina, Z. V. – Zemceva, S. A.: A magadani régió környezeti állapota.

Birjukova, N. A. – Usol'ceva, Z. V.: Ökológia – a népesség megbetegedésének és halálzásának egyik oka a cseljabinszki régióban.

Pashinceva, N. I.: Egy vélemény a statisztika és a tömegtájékoztatás közötti párbeszédéről.

Kolesnikova, O. A. – Sinjurin, A. A.: Az állami statisztikai szervek és a tömegtájékoztatás együttműködése.

2001. ÉVI 2. SZÁM

Sokolin, V. L. – Zbarskaja, I. A.: A 2001-es próbanépszámlálás előzetes eredményeiről.

Guseva, E. G. – Kisileva, L. O.: Próbanépszámlálás Vlagyivosztok Frunzenszkij körzetében 2000-ben.

Kondrat'eva, I. I. – Gulikova, O. N. – Mymrikova, L. S. – Aparin, N. S.: A statisztikai mutatók katalógusának modernizálásával kapcsolatos problémák.

A kisvállalkozások teljes körű felvételének végrehajtási folyamatáról.

Ageenko, A. A. – Petrova, L. V. – Cenev, A. A. – Zhil'cov, V. V.: Regionális statisztikai megfigyelések végrehajtásának tapasztalatai.

Golovachev, V. G. – Ivanov, G. M.: A személyzet szakmai és haladó oktatása a regionális statisztikai bizottságokban a jelenlegi gazdasági helyzetben.

Ivanov, Yu. N. – Sagradov, A. A.: Emberi fejlődési mutatók számításának és elemzésének kérdéséről az orosz régiókban.

Daurenbekov, A.: Az emberi fejlődés koncepciójáról a jelenlegi fokon.

Biktimirova, Z. Z.: Emberi fejlődés Oroszországban: a regionális mérés problémái.

Eliseeva, I. I. – Shhirina, A. N. – Kapralova, E. B.: Az árnyék gazdasági tevékenység értékelési lehetőségei a régiókban SNA alapon.

Kremlev, N. D. – Sivel'kin, V. A.: A nemzeti számlarendszer mint az árnyék gazdaság tükröződése.

Kremlev, N. D. – Fedorov, V. G. – Sergeev, M. F.: A gazdasági biztonság értékelésének kérdései a régiókban.

Agapova, T. N.: A gazdasági biztonság figyelésére szolgáló regionális módszertan és eszközök.

Kudratov, N. E. – Askarov, N. I. – Isakhov, B. A.: Módszertani kérdések a regionális exportpotenciál fejlettségi szintjének értékeléséről.

Strizhkova, E. G.: Lakossági megtakarítások a bankokban mint az orosz gazdaság potenciális hitelforrásai.

Majsejchik, V. P. – Kudrjavceva, R. M. – Zavalina, A. N.: A lakossági pénzvagyon mérése.

Ajvazjan, S. A. – Mkhitarjan, V. S. – Balalova, E. I.: Ökonometria: a fejlődési mérföldkövei és a lakossági indítékok.

Salin, V. N.: A vásárlói választás matematikai és statisztikai leírásának problémái.

Mikhajlova, T. M. – Juzbashev, M. M.: Az „együtthető” kifejezés használatáról a statisztikai és gazdasági elemzésben.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi-gazdasági mutatói, 1996–2000.

2001. ÉVI 3. SZÁM

Az orosz makroökonómiai arányok jellegzetességei az integrált SNA táblák alapján.

Nesterov, L. I.: Új szakasz a nemzeti vagyon mutatóinak számításában a világon.

Kudabaev, Z. I. – Plesovskikh, R. S.: Az 1998-as kirgiz válságból tanult következményei.

Zhukovskaja, V. M. – Trofimova, I. N. – Chertko, P. T.: Oroszország versenyképessége.

Petrenko, S. N.: Az arány mint a nemzeti versenyképesség egyik szempontja.

Kaplina, O. V.: Statisztikai módszerek alkalmazása tömegáruk versenyképességének számításánál.

Gorbacheva, T. L. – Breev, B. D. – Zhamorskij, V. S.: Szezonális hatások és munkanélküliség előrejelzése.

Lapin, A. E. – Sosnina, T. P.: Foglalkoztatottság a gazdaság állami és magán szektorában.

A Goskomstat 2001-es tudományos és módszertani munkatervéről.

A „Statisztika reformja, 1997–2000” állami szövetségi program meghosszabbítása 2001-ig.

Kuzhel', A. E.: A Goskomstat tudományos és módszertani bizottságánál.

Bogdanov, A. V. – Kljuev, G. G. – Kondrashkova, G. A.: Szakmai távoktatási rendszer létrehozása: a tervezéstől a program megvalósításáig.

Ustinova, T. P.: Az orlvi regionális statisztikai bizottság munkatapasztalatai a regionális közigazgatás statisztikai információkkal való ellátásáról.

Emel'janov, V. V.: A statisztikai szervek működésének kérdései Dél-Oroszországban.

Sheinin, O. B.: Jelena Csuprova levelei Carl Pearsonhoz.

2001. ÉVI 4. SZÁM

Rjabushkin, B. T.: A kormányzati pénzügyek alakulása mint a makroökonómiai statisztika része.

Ivanov, Yu. N. – Khomenko, T. A.: A pénzügyi műveletek mutatóinak számítási módszertana az SNA-ban.

Plyshevskij, B. P.: A makroökonómiai statisztika fejlődése.

Jakovlev, A. A.: Az ingajarat-kereskedelem új feltételek mellett: lehetséges módszerek a hatóság értékeléséhez.

A mutatók közös rendszere az idegenforgalom működési területén a FÁK országaiban.

Nemzetközi idegenforgalom Oroszországban.

Az orosz Goskomstat együttműködése más statisztikai hivatalokkal és nemzetközi szervezetekkel 2000-ben.

Az ESCAP Statisztikai Bizottságának 12. ülése.

Kolomejceva, G. V.: Az „Általános információs modell létrehozása osztályozás kezelő rendszerek számára statisztikai használatra” c. projekt megvalósításának eredményei a TACIS Statisztika – 2 program keretében.

Az Azerbajdzsáni Statisztikai Bizottság tapasztalatairól a statisztikai rendszer reformjában.

Kilenc év tevékenység a FÁK Nemzetközi Statisztikai Bizottságában.

Az orosz Goskomstat által készített kitöltési útmutatók a szövetségi szintű megfigyelés kérdőíveihez.

Kandilov, V. P.: A Tatár Köztársaság információstatisztikai forrásainak létrehozásával kapcsolatos főbb módszerekről.

A statisztikai beszámolás titkosságáról.

Nazarova, F. – Bedelo, K. O. – Isakhov, B. A.: Információbiztonság.

Ageenko, A. A. – Chajjka, R. A. – Fokina, N. D.: A 2002-es oroszországi népszámlálás: a lakosság felkészítése.

Mikhajlova, N. G.: A lakosság hozzáállása és vélemények a következő népszámlálásról.

Vlasov, V. A.: Az orosz Goskomstat Népszámlálási Bizottsága.

Chmarov, N. I.: „Cenzus 2002” verseny a szmolenszki régióban.

A FÁK országainak gazdasága 2001-ben.

A FÁK országainak fő gazdasági mutatói 1996 és 2000 között.

Glisin, F. F. – Kitrar, L. A.: Vállalkozási tevékenység a biztosítás szolgáltatási piacon.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 2. SZÁM

A feldolgozóiparban és a bányászatban, illetve a bányászatban és kőbányászatban használt anyagokra és árukra vonatkozó felvétel eredményei, 1998.

Trendek a német külkereskedelemben, 2000.

A Közösségen belüli kereskedelem nyilatkozatai w3stat-tal Interneten keresztül.

Lakásépítési támogatások Németországban, 1999.

Speciális szövetségi alapok feladatai és alakulása.

A háztartások jövedelmének és pénzvagonjának eloszlása Németországban – 2. rész.

Ármozgások 2000-ben.

2001. ÉVI 3. SZÁM

Új gazdaság- és állami statisztika.

Az Internet-használat új árindexe.

A nagykereskedelem alakulása 2000-ben.

Élőállat-szállítás.

Az új egészségügyi kiadási elszámolások az egészségügy megfigyelésében.

Az árindexek számításának új módja a mezőgazdaságban.

Az özonréteget veszélyeztető és az éghajlatot befolyásoló különleges anyagok statisztikája.

Árak, 2001. február.

A pénzkereslet konzisztens empirikus modelljei.

2001. ÉVI 4. SZÁM

A vásárlói elégedettségi vizsgálat eredményei a berlini Eurostat Data Shopban.

Válások, 1999.

A kiskereskedelem alakulása 2000-ben.

Belső turizmus, 2000: új rekord eredmények az EXPO évben.

Német külkereskedelem országok szerint, 2000.

Kereskedelmi légi szállítás, 2000.

Vállalati értesítések, 2000.

Közpénzügyek, 2000.

Mennyire produktívak a beruházások az ipari kutatásban és fejlesztésben ?

BIBLIOGRÁFIA

A *Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat*hoz az alábbi, helyben megtekinthető, de nem kölcsönözhető fontosabb könyvek és CD-ROM-ok érkezték be:

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

Anuario estadístico. España : Edición en CD-ROM / Instituto Nacional de Estadística. - Madrid : INE, [2001]. - CD + mell. (tájék.)

Spanyolország statisztikai évkönyve CD-ROM-on.

CD-0079/003

Regiony Rossii : Informacionno-statisticheskij sbornik / Gosudarstvennyj komitet Rossijskojj Federacii po statistike. - Moskva : Goskomstat, 2000. - 604 p. + 879 p.

Oroszország régióinak információs-statisztikai gyűjteménye, 2000. 1-2. köt.

I-042-B-0287/2000/1-2

Latvijas statistikas gadagramata = Statistical yearbook of Latvia / Latvijas Republikas Valstsstatistikas komiteja. - Riga : VSK, 2000. - CD

Letország statisztikai évkönyve CD-ROM-on.
CD-0034/005

Statistical information / Central Bureau of Statistics. - Zagreb : CBS, 2000. - 77 p.

Horvátország statisztikai tájékoztatója, 2001.
I-046-C-0039/2001

Statisticheski godishnik na Narodna Republika Bahlgarija = Statistical yearbook / Komitet za socialna informacija. - Sofija : KSI, 2000. - XXVIII, 646 p., [2] t.

Bulgária statisztikai évkönyve, 2000.
I-045-B-0058/2000

Statistika aastaraamat = Statistical yearbook / Eesti Statistikaamet. - Tallin : ESA, 2001. - 463 p.

Észtország statisztikai évkönyve, 2001.
I-042-B-0268/2001

Statistik tiarsoversigt : Enkeltbruglicens / Danmarks Statistik. - [Kobenhavn] : Danmarks Stat., cop. 2000. - CD

Dánia tízéves statisztikai áttekintése CD-ROM-on.
CD-0071/003

World development indicators 2000 on CD-ROM / The World Bank. - Washington : World Bank, 2000. - CD

A világ fejlődési mutatói CD-ROM-on.
CD-0087/02

ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

Handbook of statistics. Stochastic processes: theory and methods / gen. ed. P. R. Krishnaiah. - Amsterdam [etc.] : North-Holland, 2001. - XVII, 967 p.

A statisztika kézikönyve. Stochasztikus folyamatok: elmélet és módszerek.

737411

Bouchaud, J.-Ph.: Theory of financial risks : From statistical physics to risk management. - Repr. - Cambridge, Mass. : Cambridge Univ. Press, 2001. - XIII, 218 p. : ill.

A pénzügyi kockázatok elmélete - a statisztikus fizikától a kockázatmenedzselésig.

826068

Geonomenclatura: 1998 = Geonomenklatur = Geonomenclature. - Luxembourg : EUROSTAT, 1997. - 342 p.

A külkereskedelmi statisztika földrajzi egységeinek nomenklatúrája.

I-030-B-0056/1998

GAZDASÁGSTATISZTIKA

1999 survey on service industries. Results for Japan / Statistics Bureau Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications. - Tokyo : Stat. Bureau, 2001. - 12, 775, 43 p.

Japán 1999. évi felmérése a szolgáltatásokról. Országos eredmények.

I-051-B-0037/1999/1

1999 survey on service industries. Results for regions / Statistics Bureau Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications. - Tokyo : Stat. Bureau, 2001. - 12, 695, 45 p.

Japán 1999. évi felmérése a szolgáltatásokról. Régiók.
I-051-B-0037/1999/2

1999 establishment and enterprise census of Japan / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - Tokyo : Stat. Bureau, 2000. - 12, 761, 50 p. + 11, 283, 27 p.

A japán vállalatok, intézmények és alkalmazottaik 1999. évi összeírása. A japán vállalatok és intézmények.

I-051-C-0097/1999/1, 3

Agricultural income. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 126 p.

Az Európai Unió országainak mezőgazdasági tevékenységből származó jövedelme, 2000.

I-030-B-0229/2000

The agricultural situation in the Community : Report : Published in conjunction with the ... General Report on the Activities of the European Communities / Commission of the European Communities. - Brussels [etc.] : CEC, 2001. - 172, T363 p.

Az Európai Unió mezőgazdasága, 1999.

I-030-C-0029/1999

Agriculture in China and OECD countries : Past policies and future challenges / [Centre for Co-operation with Non-Members]. - Paris : OECD, cop. 1999. - 328 p.

Kína és az OECD-országok mezőgazdasága.

825223

Annual report on the family income and expenditure survey / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - [Tokyo] : Stat. Bureau, 2001. - 501 p.

Jelentés Japán családi jövedelmeinek és kiadásainak éves felméréséről, 2000.

I-051-C-0016/2000

Annual report on the income and expenditure survey for one-person households / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - Tokyo : Stat. Bureau, 2001. - 119 p.

Jelentés Japán egyfős háztartásai jövedelmének és kiadásainak éves felméréséről, 2000.

I-051-B-0048/2000

Australia. - Paris : OECD, cop. 2001. - 186 p., [1] fol.

Ausztrália gazdasági áttekintése, 2000-2001.

I-033-C-0154/2000-2001

Bank for International Settlements. 1 April 2000 - 31 March 2001. Annual report. - Basle : BIS, - 2001. - VI, 191 p.

A Bank for International Settlements éves jelentése, 2000-2001.

470011/2000-2001

Brazil. - Paris : OECD, cop. 2001. - 272 p., 1 t.fol.

Brazília gazdasági áttekintése, 2000-2001.

I-033-C-0265/2000-2001

Compendium of tourism statistics / World Tourism Organization. - Madrid : WTO, 2000. - X, 235 p.

A világ idegenforgalmi statisztikai összefoglalója, 1994-1998.

I-034-D-0004/20

Economic indicators handbook : Time series, conversions, documentation. - 5. ed. - Detroit, Mich. [etc.] : Gale Group, cop. 2000. - XXXI, 1152 p.

Az Egyesült Államok gazdasági jelzőszámainak kézikönyve.

826704

Economic portrait of the European Union, 1999 / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 195 p.

Az Európai Unió tagországainak gazdasági jellemzői, 1999.

I-030-B-0395/1999

- EEC dairy facts & figures / Milk Marketing Board. - [London] : MMB, 2000. - XIV, 275 p.
Tények és számok az Európai Unió tej- és tejtermék termeléséről, 1999.
I-036-C-0157/1999
- Elektrizitátspreise = Electricity prices = Prix de l'électricité. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 229 p.
Az Európai Közösségek országainak villamosenergia-árai, 1990–2000.
I-030-B-0129/1990-2000
- Enquête sur l'emploi de 20001 : Résultats détaillés / Institut national de la statistique et des études économiques. - [Paris] : INSEE, 2001. - 161, 30 p.
Franciaország munkaerő-felmérése, 2001.
I-033-B-0375/2001
- Estatísticas agrícolas : Continente, Açores e Madeira = Statistiques agricoles / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 2001. - 142 p.
Portugália mezőgazdasági statisztikája, 2000.
I-035-B-0075/2000
- Estatísticas da produção industrial : Síntese dos principais resultados / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 2001. - 87, [24] p.
Portugália ipari termelési statisztikája, 1999.
I-035-B-0134/1999
- EU international transactions : Data 1989-1999 / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 91 p.
Az Európai Unió nemzetközi pénzügyi tranzakciói, 1989-1999.
I-030-B-0375/1989-1999
- Europäische Sozialstatistik. Arbeitskosten = European social statistics. Labour costs = Statistiques sociales européennes. Coûts de la main-d'oeuvre / European Commission. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 101 p.
Az Európai Közösségek munkaerő-költségei, 1988-1999.
I-030-B-0093/1988-1999
- European competitiveness report : Working document of the services of the European Commission / European Commission. - Luxembourg : OOEPEC, 2000. - 119 p.
Európai versenyképességi jelentés, 1997-1998.
473658/2000
- European social statistics. Labour force / European Commission. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 219 p.
Az Európai Unió munkaerő-felmérése, 1999.
I-030-B-0054/1999
- European Union foreign direct investment yearbook. Detailed tables on CD-ROM : Data 1992-1999 / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - CD
Az Európai Unió országainak működőtőke beruházásai, 1992–1999.
CD-0175/01
- European Union foreign direct investment yearbook / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 135 p.
Az Európai Unió országainak működőtőke beruházásai, 1992–1999.
I-030-B-0201/2000
- FAO yearbook. Fishery statistics. Capture production = FAO annuaire. Statistiques des pêches = FAO anuario. Estadísticas de pesca. - Rome : FAO, 2001. - VIII, 752 p.
A FAO halászati statisztikai évkönyve, 1999.
I-072-B-0096/88/1
- FAO yearbook. Fishery statistics. Aquaculture production = FAO annuaire. Statistiques des pêches = FAO anuario. Estadísticas de pesca. - Rome : FAO, 2001. - VII, 178 p.
A FAO halászati statisztikai évkönyve. A haltenyésztés adatai, 1999.
I-072-B-0096/88/2
- FAO yearbook. Fishery statistics. Commodities = FAO annuaire. Statistiques des pêches = FAO anuario. Estadísticas de pesca. - Rome : FAO, 2001. - XI, 198 p.
A FAO halászati statisztikai évkönyve, 1999.
I-072-B-0096/89
- Gaspreise = Gas prices = Prix du gaz. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 212 p.
Az Európai Közösségek országainak gázai, 1990-2000.
I-030-B-0083/1990-2000
- Global development finance. Analysis and summary tables : Building coalitions for effective development finance / The World Bank. - Washington : World Bank, 2001. - XIII, 275 p.
A globális fejlődés finanszírozása. Elemzés és összefoglaló táblák.
I-072-B-0464/2001/[1]
- Global development finance. Country tables : Building coalitions for effective development finance / The World Bank. - Washington : World Bank, 2001. - XXIV, 626 p.
A globális fejlődés finanszírozása. Országokénti táblák.
I-072-B-0464/2001/[2]
- Hotel- und Kurbetriebe in der Schweiz : Angebot und Nachfrage im Zeitvergleich = Les hotels et les établissements de cure en Suisse. - Bern : BFS, 2001. - 73 p.
Svájc szálloda- és gyógyüdülő statisztikai évkönyve, 2000.
I-031-B-0286/2000
- Iceland. - Paris : OECD, cop. 201. - 152 p., 1 fol.
Izland gazdasági áttekintése, 2000-2001.
I-033-C-0140/2000-2001
- Imports & exports statistics. Imports and exports by commodity and country. Trade by partner country. - [Nicosia] : Min. of Finance, 2001. - XXXVI, 506 p. + XVIII, 661 p.
Ciprus külkereskedelmi statisztikája, 2000.
I-048-B-0005/2000/1-2
- International direct investment statistics yearbook = Annuaire des statistiques d'investissement direct international / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, cop. 2001. - 480 p.
Nemzetközi beruházásstatisztikai évkönyv, 2000.
I-033-B-0483/2000
- International statistical yearbook = Internationales statistisches Jahrbuch = Annuaire statistique international / [publ. by EUROSTAT, etc.]. - Rheinberg : DSI, 2000. - 2 CD + mell. (tájék.)
Nemzetközi (gazdaság)statisztikai évkönyv CD-ROM-on.
CD-0083/02
- Inventory of taxes / European Communities. - Luxembourg : EU EC, cop. 2000. - 478 p.
Az Európai Unió tagországainak adórendszere.
473656/17
- Ireland. - Paris : OECD, cop. 2001. - 136 p., [1] fol.
Írország gazdasági áttekintése, 2000–2001.
I-033-C-0138/2000-2001

- Jorgenson, D. W.: Growth. Econometric general equilibrium modeling. Energy, the environment, and economic growth. - Cambridge, Mass. [etc.] : MIT Press, 1998. - XXVIII, 448 p.+ XXVIII, 474 p.
Gazdasági növekedés. 1. köt. A gazdaságpolitikai hatások ökonometriai egyensúlyi modelljei. 2. köt. Az energiateljesítmény, a környezeti hatások és a gazdasági növekedés kölcsönhatásai az Egyesült Államokban.
 736548-736549
- Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Bodennutzung der Betriebe / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 260 p.
A Német Szövetségi Köztársaság mezőgazdasága, erdőgazdálkodása és halászata. A mezőgazdasági üzemek földhasználatát, 1999.
 I-004-B-0246/1999
- Measuring progress towards a more sustainable Europe : Proposed indicators for sustainable development / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 167 p. : ill.
A fenntartható fejlődés mérésére javasolt statisztikai jelzőszámok, 1980–1999.
 I-030-B-0391/1980-1999
- National accounts of the Netherlands / Statistics Netherlands. - Voorburg : CBS, 2001. - 246 p.
Hollandia nemzeti számlái, 2000.
 I-037-B-0142/2000/A
- National income and expenditure / compil. by the Central Statistics Office. - Dublin : CSO, 2001. - XX, 60 p. + mell. (1 floppy)
Írország nemzetgazdasági elszámolásai, 2000.
 I-036-C-0129/2000
- Öffentliche Finanzen der Schweiz = Finances publiques en Suisse / Bearb. von der Eidgenössischen Finanzverwaltung. - Bern : Eidg. Finanzverwaltung, 2001. - XII, 158 p.
Svájc állami pénzügyei, 1999.
 I-031-B-0235/1999
- Panorama of European business / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 563 p.
Az európai üzleti panoráma, 2000.
 I-030-B-0202/2000
- Perspectives agricoles de l'OCDE / Organisation de coopération et de développement économiques. - Paris : OCDE, 2001. - 216 p.
Az OECD-országok mezőgazdasági előrejelzései, 2001–2006.
 I-033-B-0495/2001-2006
- Perspectives de l'emploi de l'OCDE / Organisation de coopération et de développement économiques. - Paris : OECD, cop. 2001. - 259 p.
Az OECD-országok foglalkoztatottsági helyzete, 2001.
 I-033-B-0399/2001/F
- Les perspectives de l'environnement de l'OCDE / Organisation de coopération et de développement économiques. - Paris : OCDE, 2001. - 364 p.
A környezetvédelem kilátásai az OECD-országokban, 2001.
 I-033-B-0548/[2001]
- Processed coffee trade statistics / International Coffee Organization. - London : ICO, 2001. - 127 p.
Az instant kávé világhandels statisztikája, 1995–2000.
 I-036-B-0384/1995-2000
- Purchasing power parities and related economic indicators : Results for 1998 / European Commission. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 119 p.
Vásárlóerőparitás és a hozzá kapcsolódó gazdasági mérőszámok: 1998-as eredmények.
 I-030-B-0100/1998
- R&D and innovation statistics in candidate countries and the Russian Federation / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 138 p.
A K+F és innováció az Európai Unió felvételre váró országában és Oroszországban, 1996–1997.
 I-030-B-0389/1996-1997
- Recenseamento geral da agricultura 1999 : Principais resultados / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 2001. - 8 db
Portugália 1999. évi mezőgazdasági összeírása.
 I-035-B-0155/[01-07;09-10]
- Schweizerische Aussenhandelsstatistik. Jahresbericht = Statistique du commerce extérieur de la Suisse / Eidg. Oberzolldirektion. - [Bern] : Eidg. Oberzolldirektion, [2001]. - 285 p.
Svájc külkereskedelmi statisztikája, 2000.
 I-031-B-0204/2000
- Spain. - Paris : OECD, cop. 2001. - 176 p., 1 fol.
Spanyolország gazdasági áttekintése, 2000–2001.
 I-033-C-0133/2000-2001
- Statistics of the foreign trade of India by countries. Imports / Directorate General of Commercial Intelligence and Statistics. - Calcutta : DGCI&S, 2000. - V, 1885 p.
India külkereskedelme országok szerinti bontásban, 2000.
 I-053-B-0065/2000/2
- Statistics on innovation in Europe / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 131 p. : ill.
Európa innovációs statisztikája, 1996–1997.
 I-030-B-0392/1996-1997
- Statistics on science and technology in Europe / European Commission, Eurostat. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 174 p. : ill.
A tudományos kutatás és műszaki fejlesztés statisztikája Európában, 1985–1999.
 I-030-B-0393/1985-1999
- Statistik der Kraftfahrzeuge : Bestand am 2000 / Statistik Austria. - Wien : StÖ, 2001. - 168 p.
Ausztria gépjárműállományának statisztikája, 2000.
 I-002-B-0129/2000
- Tourism market trends. America. WTO 34. meeting : Salvador de Bahia, 24 June 1999 / World Tourism Organization. - Madrid : WTO, cop. 1999. - 177 p.
Az idegenforgalmi piac trendjei az amerikai kontinensen, 1989–1998.
 473499/1989-1998
- Tourism market trends. East Asia and the Pacific. WTO 33. meeting : Macau, 11 May 1999 / World Tourism Organization. - Madrid : WTO, cop. 1999. - 135 p.
Az idegenforgalmi piac trendjei Kelet-Ázsiában és a Csendes-óceáni térségben.
 473503/1989-1998
- Tourism market trends. Europe. WTO 34. meeting : Tashkent, Uzbekistan, 19–22 April 1999 / World Tourism Organization. - Madrid : WTO, cop. 1999. - 172 p.
Az idegenforgalmi piac trendjei Európában, 1989–1998.
 473504/1989-1998

- Tourism market trends. Middle East. WTO 38. meeting: Damascus, 27-29 April 1999 / World Tourism Organization. - Madrid : WTO, cop. 1999. - 126 p.
Az idegenforgalmi piac trendjei a Közép-Keleten, 1989-1998.
473518/1989-1998
- Tourism market trends. South Asia. WTO 37. meeting : Macau, 11 May 1999 / World Tourism Organization. - Madrid : WTO, cop. 1999. - 70 p.
Az idegenforgalmi piac trendjei Dél-Ázsiában, 1989-1998.
473500/1989-1998
- Tourism market trends. World. WTO 12. General Assembly : Istanbul, October 20-24, 1997 / World Tourism Organization. - Madrid : WTO, cop. 1997. - 130 p.
A világ idegenforgalmi piacának trendjei, 1985-1996.
473508/1985-1996
- Der Tourismus in Österreich im Jahre 2000. - Wien : ÖStZ, 2001. - 353 p., [10] t.
Turizmus Ausztriában, 2000.
I-002-B-0285/2000
- Transport and environment : Statistics for the transport and environment reporting mechanism (TERM) for the European Union : Data 1980-[19]99 / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - VIII, 203 p. : ill.
A statisztikai adatközlés mechanizmusa a közlekedés, szállítás és környezetvédelem területén, 1980-1999.
I-030-B-0390/1980-1999
- Transport trends in the Mediterranean countries / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 166 p. : ill.
A mediterrán országok közlekedési trendjei.
I-030-B-0397
- Umweltschutz. Investitionen für Umweltschutz im Produzierenden Gewerbe / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 107 p.
Környezetvédelem a Német Szövetségi Köztársaságban. A feldolgozóipar környezetvédelmi beruházásai, 1999.
I-004-B-0295/1999
- United Kingdom minerals yearbook : Statistical data to 2000 / Natural Environment Research Council British Geological Survey. - Keyworth : BGS, 2001. - [89] ism. p.
Nagy-Britannia bányászati évkönyve, 2000.
I-036-B-0281/2000
- Viagens turísticas dos residentes / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 2001. - 51 p.
Portugália idegenforgalmi statisztikája, 1999.
I-035-B-0153/1999
- World energy assessment: energy and the challenge of sustainability / United Nations Development Programme, United Nations Department of Economic and Social Affairs, World Energy Council. - New York : UNDP, 2000. - VII, 27 p.
A világ energia helyzetének értékelése: az energiatermelés és -felhasználás szerepe a fenntartható fejlődésben.
826122
- World Trade Organization. Annual report. - Geneva : World Trade Org., cop. 2001. - V, 151 p.
A World Trade Organization éves jelentése, 2001.
I-031-B-0291/2001
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA
- Compendium of social statistics and indicators, 1988 = Recueil de statistiques et d'indicateurs sociaux, 1988. - New York : UN, 1991. - X, 683 p.
Összeállítás a világ társadalomstatistikáiból és társadalmi jelzőszámaiból, 1988.
I-072-B-0241/1988
- Dumontier, F.: Enquête emploi du temps, 1998-1999 : Description des activités quotidiennes / Institut national de la statistique et des études économiques. - Paris : INSEE, 2000. - 324 p.
Franciaország aktív népességének időmérlege, 1998-1999.
I-033-B-0405/693-694
- Key data on vocational training in the European Union. The transition from education to working life / Education and Culture, European Centre for the Development of Vocational Training, EUROSTAT. - Luxembourg : EU EC, 2001. - 166 p.
Az oktatás és szakmai képzés legfontosabb adatai az Európai Unióban. A szakképzett munkaerő belépése a munka világába.
I-030-B-0355/[2001]
- Lindgren, J.: Socio-economic status and living arrangements of older persons in Finland / United Nations Economic Commission for Europe, Population Activities Unit. - New York [etc.] : UN, 1999. - VII, 134 p. : ill.
Az idős emberek társadalmi-gazdasági helyzete és életkörülményei Finnországban.
I-072-B-0708
- Living arrangements of older persons in Canada: effects on their socio-economic conditions / written by Jacques Légaré [et al.] ; United Nations Economic Commission for Europe, United Nations Population Fund, Statistics Canada. - New York [etc.] : UN, 1998. - XII, 102 p. : ill.
Az idős emberek életkörülményei, szociális helyzete Kanadában.
I-072-B-0701
- Miller, W. L.: A culture of corruption? : Coping with government in post-communist Europe. - Bp. : CEU Press, cop. 2001. - XVIII, 365 p. : ill.
A korrupció kultúrája? Egyéni érvényesülési módszerek a posztkommunista európai országokban.
736514
- Silvennoinen, H.: Aikuisuus ja työttömyys. - Helsinki : Tilastokeskus, 1999. - 241, 20 p. : ill.
Az oktatási rendszer és a munkanélküliség alakulása Finnországban.
I-043-C-0069
- The social situation in the European Union / EUROSTAT, European Commission. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - 130 p.
Az Európai Unió tagországainak szociális helyzete, 2001.
I-030-B-0385/2001
- Statistics of road traffic accidents in Europe = Statistiques des accidents de la circulation routière en Europe = Statistika dorozhno-transportnykh proisshestvij v Evropě / Economic Commission for Europe. - New York : UN, 2001. - 139 p.
Európa közúti közlekedési baleseti statisztikája, 2001.
I-031-B-0097/2001

Statistics on audiovisual services / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - IX, 221 p. : ill.

Az audiovizuális szolgáltatások statisztikája az Európai Unióban, 1980–1998.

I-030-B-0394/1980-1998

World yearbook of education. Inclusive education. - London : Kogan Page, cop. 1999. - IX, 268 p.

A világ oktatásügyéről, 1999. Hátrányos helyzetűek.

473496/1999

DEMOGRÁFIA

Annual report on the internal migration in Japan : Derived from the basic resident registers / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - [Tokyo] : Stat. Bureau, 2001. - 37, 142 p.

Jelentés Japán belső vándormozgalmáról, 2000.

I-051-C-0066/2000

Befolkningsstatistik. Folkmängden efter kön, ålder och medborgarskap m m. = Population statistics. - Stockholm : SCB, 2001. - 207 p.

Svédország népességstatisztikája, 2000.

I-041-B-0112/2000/3

Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Gebiet und Bevölkerung / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 316 p.

Népesség és keresőtevékenység a Német Szövetségi Köztársaságban. Terület és népesség, 1999.

I-004-B-0264/1999

Demographic yearbook. Historical supplement = Annuaire démographique / Department of Economic and Social Affairs. - New York : UN, 2000. - 1 CD

Nemzetközi demográfiai évkönyv CD-ROM-on. Az 1948-1997 közötti időszak történeti melléklete.

CD-0155/01

European social statistics. Migration / European Commission. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - 233 p.

Az Európai Unió vándorlási statisztikája, 2000.

I-030-B-0337/[2000]

Long-range world population projections : Based on the 1998 revision / Department of Economic and Social Affairs. - New York : UN, 2000. - IX, 92 p. : ill.

A világ hosszú távú népességelőrejelzése.

I-072-B-0230/189

Marriages and divorces, Australia / Australian Bureau of Statistics. - Canberra : ABS, 2001. - 117 p.

Ausztrália házassági és válási statisztikája, 2000.

I-091-B-0079/2000

Patterns and trends in international migration in Western Europe. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - VIII, 198 p. : ill.

A nemzetközi vándorlás formái és trendjei Nyugat-Európában.

826793

The Population Council. Annual report. - New York : PC, [2001]. - 48 p.

A Population Council éves jelentése, 2000.

471567/2000

Push and pull factors of international migration : A comparative report. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - XXI, 162 p. : ill.

A vándorlást kiváltó okok és célszágok vonzásának statisztikai elemzése.

826790

Väestörakenne = Befolknings sammansättning = Structure of population. - Helsinki [etc.] : Tilastokeskus, 2001. - 180 p.

Finnország népességstruktúrája, 2000.

I-043-B-0221/2000

TÁJÉKOZTATÓ ÉS BIBLIOGRÁFIAI KIADVÁNYOK

Who's who in the European Union? Updated to 1 March 2001 : Interinstitutional directory / European Communities. - Luxembourg : EU EC, 2001. - XXXV, 398 p.

Ki kicsoda az Európai Unió szervezetében, 2001.

473657/2001