

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

81. ÉVFOLYAM 3. SZÁM

2003. MÁRCIUS

E SZÁM SZERZŐI:

Dr. Domokos Ernő, a Sepsiszentgyörgyi Főiskola főigazgatója; *Farkas Ferenc* kandidátus, a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi tanára; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem egyetemi tanára, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Dr. Jeney Andrásné*, a KSH Levéltár igazgatója; *Krájnik Izabella*, a Sepsiszentgyörgyi Főiskola tanársegéde; *Stephan Kühnel*, a St. Galleni Egyetem tudományos munkatársa, PhD-hallgató; *Pula Gábor*, a Magyar Nemzeti Bank elemzője; *Rappai Gábor* kandidátus, a Pécsi Tudományegyetem docense; *Reiff Ádám*, a Középeurópai Egyetem PhD-hallgatója; *Dr. Révész Tamás* PhD, a Gazdasági és Közlekedési Minisztérium főtanácsosa; *Vadas Gábor*, a Magyar Nemzeti Bank elemzője.

*

Balogh András kandidátus, a KSH főtanácsosa; *Csurgay Margit*, közgazdász; *Hejma Ferencné*, a KSH vezető főtanácsosa; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Szilágyi Éva*, a KSH fogalmazója.

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
3760 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2003
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 hírlapképzésítő postahivatalnál és az 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 gazdaságmodellezési adatbázis szakágazati adatai. – *Révész Tamás* . 221
A tudástranszfer módozatainak nemzetközi összehasonlítása. –
Rappai Gábor – Stephan Kühnel – Farkas Ferenc 237

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

- Túl a makrováltozókon: a lakossági bizalmi index és a magyar háztartások fogyasztási kiadásai. – *Vadas Gábor* 252
A hazai konjunktúrafelmérések szerepe a feldolgozóipari termelés rövid távú előrejelzésében. – *Pula Gábor – Reiff Ádám* 267

STATISZTIKAI „EGYPERCESEK”

- A marketingtevékenységek megszervezése a csíkszeredai kis- és közepes vállalatoknál. – *Dr. Domokos Ernő – Krájnik Izabella* 284

SZEMLE

- Évindító értekezlet a KSH-ban. – *H. L.* 286
Magyar szakirodalom
Varga E. Árpád: Erdély etnikai és felekezeti statisztikája I-VI.
(*Dr. Jeney Andrásné*) 288

STATISZTIKAI HÍRADÓ

- Szervezeti hírek – Közlemények 290

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

- Az euró bevezetésének hatásai az inflációra. (*Csurgay Margit*).. 292
Kniepert, M. – Hofreither, M. F.: Az EU keleti bővítésével járó költségek a mezőgazdaságban. (*Nádudvari Zoltán*)..... 294

Rastjannikov, V. G.: Az orosz agrárszektor gazdasági növekedésének sajátosságai 1930 és 1990 között. (<i>Balogh András</i>)	295
Boelhouwer, J.: Életminőség és életkörülmények Hollandiában. (<i>Szilágyi Éva</i>)	298
Cassel, D. – Oberdieck, V.: Tőkefedezet a kötelező egészségbiztosításban. (<i>Hejna Ferencné</i>).....	300
Külföldi folyóiratszemle	301

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

Utánnymás csak a forrás megjelölésével!

A GAZDASÁGMODELLEZÉSI ADATBÁZIS SZAKÁGAZATI ADATAI

RÉVÉSZ TAMÁS

A dolgozat az előző számban megjelent tanulmány folytatásaként bemutatja a szakágazati és rétegbontású adatok forrásait, előállítási módszereit (becslések, szétbontások, imputálások stb.) és eredményeit. Az egyes részek az Ágazati Kapcsolati Mérlegek energetikai dezaggregációjával, a jövedelemelosztás és a tőkeszámlák szakágazati bontásával, a beruházási mátrix, az (átértékelt) állóeszközök és munkaerő-állomány meghatározásával foglalkoznak.

TÁRGYSZÓ: Többszektoros modellek. Nemzeti számlák

A *Statistikai Szemle* előző számában megjelent (a továbbiakban: előző) tanulmányom (lásd: *Statistikai Szemle* 2003. évi 2. sz. 101–126. old.) jelen folytatásában a szakágazati sajátosságokat és dezaggregációkat, valamint az erőforrások becslési módszerét mutatom be. Az adatbázisra épülő modellel végzett első számításaim folyamatban vannak, az eredményeket a későbbiekben kívánom ismertetni.

1. tábla

A háztartások kiegészítő adatai

Kategória	Kis-	Közepes	Magas	Összes háztartás
	jövedelmű			
Létszám (ezer fő)	4 021,0	4 022,5	2 007,2	10 050,7
Gyermekek száma (ezer fő)	1 374,8	752,9	230,4	2 358,1
Nyugdíjasok száma (ezer fő)	747,4	1 468,4	563,6	2 779,4
Segélyezettek száma (ezer fő)	518,9	174,4	39,4	732,7
Személygépkocsik száma (ezer darab)	334,5	574,3	488,9	1 397,7
Becsült lakáshasználati érték (milliárd forint)	2 929,6	5 321,0	3 852,1	12 102,8
Nyugdíjak összege (milliárd forint)	191,5	484,2	262,0	937,7
Gépkocsi-vásárlási kiadás (milliárd forint)	25,7	57,7	129,7	213,1

Mivel a számítások öt ágazatos aggregációban készültek, ezért (és terjedelmi okok miatt) a táblákban az adatbázis fontosabb részeit ugyanilyen aggregációban mutatom be.¹

¹ Az öt ágazat tartalma többnyire értelemszerű, de érdemes említeni, hogy az energiaszektor és a fémipar az alapanyag-iparba, a vízgazdálkodás az (egyéb) anyagi ágakba, az erdőgazdaság az élelmiszer-gazdaságba került.

A háztartási rétegekre és a külföldi turisták keresletére vonatkozó (részben kibővített és a jelen tanulmány 3. és 4. táblájában bemutatott) adatok nagy részének becslésére nem térek ki, ezek megtalálhatók a korábbi tanulmányaimban (*Révész; 2001, 2002*). A háztartási rétegek néhány további jellemzőjét az 1. tábla tartalmazza.

1. A dezaggregált ÁKM-táblák

Az 1998. évi ÁKM 57 szakágazatából négy alágazatot energetikai és környezetgazdasági felhasználhatóság végett leválasztottam, így végeredményben az adatbázisban 61 szakágazat szerepel. A négy energia alágazatnak az eredeti ÁKM-ből (és termékadó háttértáblázataiból) való elkülönítési módszerét és eredményeit egy korábbi tanulmányomban már vázoltam (*Révész; 2001*). Ezért, és mivel ez a szféra csak néhány energiagazdálkodási szakember érdeklődésére tarthat számot, ennek az egyébként valószínűleg igen jó eredményekre vezető energetikai dezaggregációnak (és a jelen tanulmányban szereplő öt ágazatos bontásban bárki által előállítható ÁKM-tábláknak) a bemutatását itt mellőzöm.²

Az ÁKM-ben csak összevontan, egy sorban szereplő szolgáltatásimport szolgáltató szakágazatok szerinti besorolásánál a fizetési mérleget, illetve az azt részletező KSH munkatáblát vettem alapul. Ahol az elnevezés nem adott megfelelő alapot, illetve a KSH-munkatábla sem volt elég részletes, ott az 1991. évi ÁKM-beli arányokat és egy erre vonatkozó Kopint-Datorg felmérés eredményeit használtam fel. A szolgáltatásimport szolgáltató szakágazatonként így meghatározott nemzetgazdasági aggregált adatait az igénybe vevő szakágazatokra az ÁKM-ben az általuk felhasznált összes szolgáltatásimport arányában osztottam szét.

2. A termelés és a hozzáadott érték felosztása

Az államháztartási, a nonprofit és a háztartási szektorra a nemzeti számlák csak ágazati bontásban közlik a bruttó termelési értékeket. E szektorok szakágazati bontású bruttó termelési értékét két lépésben határoztam meg. Az első lépésben az adott intézmény által realizált szakágazati hozzáadott értékeket [20] a megfelelő szakágazatra jellemző (ÁKM-beli) bruttó termelési érték és hozzáadott érték hányadosával szoroztam, majd az így kapott adatokat arányosan az adott szektor publikált [20] ágazati bruttó termeléséhez igazítottam. Ez a lényegében csak az egyes ágazatokon belül szektoronként azonos hozzáadottérték-hányadokat feltételező eljárás nyilván esetenként torzíthat, leginkább az imputált lakásszolgáltatásnak a szakágazat más részeitől eltérő hozzáadottérték-hányada miatt. A háztartásokra kapott 630 milliárd forintos ingatlanszolgáltatási termelési értékbe azonban belefér a nemzeti számlákban a háztartásoknál az ingatlan- és gazdasági szolgáltatásoknál kimutatott 605 milliárd forintos „nem piaci” (értsd: imputált) termelési érték ([20] 97. old.), azaz esetleges korrekcióra csak újabb információk esetében lesz szükség.

A háztartások munkavállalói jövedelméből a társadalombiztosítási részt szakágazatilag egységes arányban becsültem úgy, hogy annak teljes összege a nemzeti számlából (jóllehet reziduálisan) számítható összes háztartási társadalombiztosítási járulékkal egyezzen meg.

Az ÁKM által már nem tartalmazott hozzáadott érték felosztásánál a [21] kiadványt használtam (mivel ez már az 1998. évi TEÁOR szerinti ágazati besorolást tartalmazta).

² További szempont volt, hogy e továbbdezaggregálás e tanulmány öt ágazatos bontásában nem jelent számszerű változást.

A vállalatok szakágazonkénti bruttó termelési értékét és hozzáadott értékét az előzőekben elmondottak alapján reziduálisan, az ÁKM-beli összesenek és az egyéb intézményi szektorokra jutó rész különbségeként határoztam meg. Az eredményeket a 2. tábla felső sorai mutatják be. A korrekciók miatt a vállalati működési eredményt is maradványelven határoztam meg.

2. tábla

A cégek jövedelemmérelegei
(milliárd forint)

Kategória	Alap- anyagipar	Feldolgozó- ipar	Élelmiszer- gazdaság	Anyagi szolgál- tatások	Nem anyagi ágak	Cégek összesen
1. Termelés	2783,8	3915,2	2004,3	4100,9	1817,3	14621,6
2. Termelőfelhasználás	-1831,9	-2839,9	-1498,9	-2224,7	-863,2	-9258,7
3. Pénzközvetítés imputált díja	0,0	0,0	0,0	0,0	-245,1	-245,1
<i>Hozzáadott érték (1.+2.+3.)</i>	<i>951,9</i>	<i>1075,3</i>	<i>505,3</i>	<i>1876,2</i>	<i>709,1</i>	<i>5117,8</i>
8. Egyéb termelési adó	-2,6	-3,4	-1,9	-10,6	-3,2	-21,6
9. Egyéb termelési támogatás	1,4	10,7	29,8	6,0	4,2	52,0
10. Bruttó munkajövedelem	-306,8	-428,5	-254,1	-886,4	-441,1	-2316,9
11. Munkaadói tb-járulékok	-129,1	-168,3	-97,8	-282,2	-137,8	-815,2
<i>Bruttó működési eredmény (1.+2.+8.+9.+10.+11.)</i>	<i>514,8</i>	<i>485,8</i>	<i>181,3</i>	<i>703,1</i>	<i>376,2</i>	<i>2261,1</i>
19. Pénzbeni társadalmi juttatás	-0,1	-0,1	-0,1	-0,3	-0,1	-0,7
20. Jövedelemadó	-28,9	-23,7	-14,4	-72,4	-53,6	-193,1
21. Egyéb elvonás, támogatás	-10,5	0,0	0,0	20,8	30,7	41,0
22. Kamatkiadás	-58,0	-41,0	-82,1	-167,2	-1473,9	-1822,2
23. Kamatjövedelem korrekcióval	46,9	26,1	25,3	83,5	1756,6	1938,3
24. Osztalék, kapott	8,2	3,3	10,0	25,4	20,5	67,4
25. Osztalék, fizetett	-88,6	-130,1	-36,8	-123,7	-104,1	-483,2
26. Biztosítottak jövedelme	0,1	0,1	0,1	0,1	-50,2	-49,8
27. Egyéb tulajdonosi jövedelem (bérleti, koncesszió)	-11,8	-0,2	-13,1	-1,2	-0,5	-26,9
28. Biztosítási kárterítés (egyéb folyó jövedelemből)	2,3	2,4	3,2	7,8	-67,6	-51,8
29. Egyéb folyó jövedelem, bevétel	0,0	12,7	0,0	30,8	4,0	47,5
30. Biztosítási díj (egyéb folyó kiadás)	-4,4	-4,6	-6,2	-15,0	79,5	49,3
31. Egyéb folyó jövedelem, kiadás	-5,8	-7,1	-7,1	-17,4	-10,5	-47,9
32. Egyéb folyó jövedelem, korrekció	-81,5	-114,7	-58,7	-120,1	-53,2	-428,2
33. Természetbeni társadalmi juttatás	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
34. Tőketranszfer, bevétel	19,5	16,1	37,0	16,3	20,1	109,0
35. Tőketranszfer, kiadás	-7,4	0,0	0,0	0,0	0,0	-7,4
39. Állóeszköz-felhalmozás	-356,0	-287,1	-166,9	-546,5	-228,3	-1584,8
40. Készletfelhalmozás és statisztikai hiba	-27,5	-91,4	-37,5	-174,0	-23,9	-354,2
41. Fizetési mérleg, „kihagyás, tőketranszfer”	1,9	2,7	1,4	2,8	0,9	9,8
42. Nettó részvényeladás (kibocsátás is)	-18,4	59,7	25,4	125,9	306,4	499,0
43. Hitelezési veszteség	2,1	8,6	10,4	31,7	-11,5	41,3
44. Devizaátértékelődés	-35,3	-48,8	-13,5	-70,0	122,6	-45,0
45. Eltérés (transzfer, átértékelődés)	-18,3	-38,7	-12,3	-88,8	-49,5	-207,5
46. Adósságleírasi korrekció	17,0	18,4	16,4	68,4	-120,2	0,0
47. Nettó hitelfelvétel (pénzvagyonsökkenés)	139,7	151,4	138,6	279,7	-225,3	484,0

Megjegyzés. Itt és a további táblákban egyes összesen adatok a kerekítések miatt nem egyeznek meg pontosan a részadatok összesenjével.

A folyó termelőfelhasználásokat intézményenkénti és szakágazonkénti bontásban, a termelési és a hozzáadott érték különbségeként, egyes összetevőit (hazai és import inputokat és pénzügyi hidakat) pedig ezekkel arányosan határoztam meg az ismertett dezaggregált ÁKM- és termékadótáblákból. Ezeknek az intézményenként is dezaggregált folyó termelőfelhasználási mátrixoknak a főbb részeit az 5., 6. és 7. tábla mutatja be öt ágazatos aggregációban, illetve a háztartásoknál rétegenként is.

3. tábla

A háztartások jövedelemmértékei
(milliárd forint)

Kategória	Kis-	Közepes	Magas	Összesen
	jövedelmű			
Bruttó működési eredmény	272,5	628,7	737,9	1639,1
I. Kisüzemi mezőgazdasági, építőipari és imputált lakásszolgáltatási				
Élelmiszer-gazdaság	53,4	97,6	72,6	223,6
Anyagi szolgáltatások	11,2	18,0	24,8	54,0
Nem anyagi ágak	119,2	216,5	156,7	492,4
<i>Összesen</i>	<i>183,8</i>	<i>332,1</i>	<i>254,1</i>	<i>770,0</i>
II. Egyéb „vegyes” jövedelem				
Alapanyagipar	6,4	3,1	9,8	19,3
Feldolgozóipar	8,3	12,3	21,9	42,4
Élelmiszer-gazdaság	8,7	10,5	6,1	25,4
Anyagi szolgáltatások	46,5	133,8	229,3	409,6
Nem anyagi ágak	18,8	136,8	216,8	372,4
<i>Összesen</i>	<i>88,7</i>	<i>296,6</i>	<i>483,8</i>	<i>869,1</i>
14. Munkajövedelem jóváírása dolgozóknak	664,1	1224,2	1438,9	3327,2
Alapanyagipar	60,5	116,2	137,9	314,5
Feldolgozóipar	96,0	169,1	184,5	449,5
Élelmiszer-gazdaság	70,8	108,8	95,4	275,0
Anyagi szolgáltatások	230,6	384,6	417,3	1032,5
Nem anyagi ágak	206,2	445,5	603,8	1255,5
15. Munkavállalók és munkanélküliek tb-járuléka	-52,2	-94,6	-106,1	-253,0
16. Önkéntes munkavállalói tb-járulék	-11,5	-20,8	-23,3	-55,5
18. Magán-nyugdíjpénztári korrekció	14,8	26,9	30,2	71,9
19. Pénzbeni társadalmi juttatás	462,0	625,2	318,6	1405,8
20. Jövedelemadó	-92,2	-226,7	-337,8	-656,6
21. Egyéb elvonás, támogatás	-9,3	-15,4	-19,2	-44,0
22. Kamatkiadás	-30,8	-32,3	-18,2	-81,3
23. Kamatjövedelem korrekcióval	34,2	145,1	220,6	400,0
24. Osztalék, kapott	4,3	37,3	78,7	120,3
26. Biztosítottak jövedelme	9,7	18,2	21,8	49,8
27. Egyéb tulajdonosi jövedelem (bérleti, koncesszió)	3,9	5,0	6,4	15,3
28. Biztosítási kártérítés (egyéb folyó jövedelemből)	10,5	19,3	19,4	49,3
29. Egyéb folyó jövedelem, bevétel	54,2	97,3	127,7	279,1
30. Biztosítási díj (egyéb folyó kiadás)	-10,5	-19,3	-19,4	-49,3
31. Egyéb folyó jövedelem, kiadás	-39,4	-96,3	-103,8	-239,5
32. Egyéb folyó jövedelem, korrekció	48,0	86,3	113,2	247,5
33. Természetbeni társadalmi juttatás	475,9	445,8	366,9	1288,6
34. Tőke-transzfer, bevétel	33,1	2,1	7,3	42,4
35. Tőke-transzfer, kiadás	-4,5	-8,0	-5,9	-18,3
38. Végső fogyasztás	-1741,4	-2396,2	-2117,6	-6255,2
39. Állóeszköz-felhalmozás	-87,9	-141,9	-195,0	-424,8
41. Fizetési mérleg „kihagyás, tőke-transzfer”	2,1	5,2	19,0	26,2
42. Nettó részvényeladás (-kibocsátás is)	-2,9	-25,6	-54,1	-82,7
44. Devizaátértékelődés	4,9	12,1	44,5	61,5
45. Eltérés (transzfer, átértékelődés)	-0,6	-1,4	-5,0	-6,9
47. Nettó hitelfelvét (pénzvagyonyváltozás)	-11,4	-300,2	-545,6	-857,1

4. tábla

A háztartások magánfogyasztása
(milliárd forint)

Kategória	Kis-	Közepes	Magas	Rezidens háztartások összesen	Beutazó turisták	Összesen
	jövedelmű					
Hazai magánfogyasztás:						
Alapanyagipar	99,6	164,3	120,9	384,7	19,9	404,6
Feldolgozóipar	56,4	85,6	94,0	236,0	19,3	255,3
Élelmiszer-gazdaság	273,7	370,0	241,3	885,0	23,4	908,4
Anyagi szolgáltatások	269,9	400,0	338,8	1008,7	371,7	1380,4
Nem anyagi ágak	212,8	387,6	349,9	950,3	131,3	1081,6
Összesen	912,4	1407,4	1144,9	3464,7	565,5	4030,3
Import (millió devizaforint):						
Alapanyagipar	24,2	41,3	31,4	96,8	4,4	101,2
Feldolgozóipar	70,6	118,8	164,1	353,4	43,0	396,5
Élelmiszer-gazdaság	23,0	31,0	20,6	74,6	2,0	76,6
Anyagi szolgáltatások	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Nem anyagi ágak	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Kiadások külföldön	11,7	28,7	105,8	146,2	0,0	146,2
Összesen	129,5	219,8	321,8	671,1	49,4	720,5
Vám:						
Alapanyagipar	0,6	1,1	0,8	2,5	0,1	2,6
Feldolgozóipar	4,4	7,0	8,8	20,2	2,2	22,5
Élelmiszer-gazdaság	4,8	6,4	4,3	15,5	0,4	15,9
Anyagi szolgáltatások	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Nem anyagi ágak	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Összesen	9,9	14,5	13,9	38,2	2,7	41,0
Belföldi termékadók:						
Alapanyagipar	47,3	76,3	67,1	190,7	47,2	238,0
Feldolgozóipar	43,6	71,2	91,3	206,1	19,4	225,6
Élelmiszer-gazdaság	108,7	133,6	85,7	328,0	8,6	336,7
Anyagi szolgáltatások	21,4	34,7	31,0	87,2	35,4	122,6
Nem anyagi ágak	7,3	13,3	12,2	32,8	5,7	38,5
Összesen	228,4	329,2	287,3	844,9	116,4	961,4
Ebből:						
üzemanyagadó	30,9	50,0	46,6	127,5	46,4	174,0
egyéb belföldi termékadó	197,5	279,2	240,7	717,4	70,0	787,4
Belföldi terméktámogatások:						
Alapanyagipar	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1
Feldolgozóipar	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Élelmiszer-gazdaság	1,5	2,0	1,3	4,8	0,1	4,9
Anyagi szolgáltatások	12,0	16,5	13,9	42,4	2,6	45,0
Nem anyagi ágak	1,2	2,0	1,8	5,0	1,2	6,2
Terméktámogatás összesen	14,8	20,6	17,0	52,4	3,9	56,3
Termékfelhasználás piaci áron:						
Alapanyagipar	171,6	282,9	220,1	674,6	71,6	746,2
Feldolgozóipar	175,1	282,6	358,2	815,8	84,0	899,8
Élelmiszer-gazdaság	408,8	539,0	350,5	1298,3	34,3	1332,6
Anyagi szolgáltatások	279,3	418,2	355,9	1053,5	404,6	1458,1
Nem anyagi ágak	218,8	399,0	360,3	978,1	135,8	1113,9
<i>Összfogyasztás felhasználói áron</i>	<i>1265,4</i>	<i>1950,4</i>	<i>1750,8</i>	<i>4966,6</i>	<i>730,2</i>	<i>5696,8</i>

5. tábla

A cégek folyó termelőráfordításai (milliárd forint)

Kategória	Alapanyag- ipar	Feldolgozó- ipar	Élelmiszer- gazdaság	Anyagi szolgáltatások	Nem anyagi ágak	Ágazatok összesen
Hazaitermék-felhasználás (alapár)	1013,2	805,5	1194,3	1722,1	655,8	5390,9
Importanyag-felhasználás (alapár)	788,6	1985,2	263,3	404,6	161,9	3603,6
Termékdók, -támogatások egyenlege	30,2	49,3	41,3	98,1	45,5	264,3
Folyó termelőfelhasználás (piaci ár) összesen	1831,9	2839,9	1498,9	2224,7	863,2	9258,7
Alapanyagipar	1215,9	528,0	193,6	466,8	100,5	2504,8
Feldolgozóipar	171,6	1764,1	108,2	337,7	114,3	2495,8
Élelmiszer-gazdaság	12,1	29,7	862,3	87,4	18,3	1009,8
Anyagi szolgáltatások	281,9	317,0	229,7	687,2	276,4	1792,1
Nem anyagi ágak	150,5	201,1	105,3	645,7	353,7	1456,2
Hozzáadott érték	951,9	1075,3	505,3	1876,2	954,2	5362,8
<i>Bruttó termelési érték</i>	<i>2783,8</i>	<i>3915,2</i>	<i>2004,3</i>	<i>4100,9</i>	<i>1817,3</i>	<i>14621,6</i>
Vállalati amortizáció (könyv szerinti)	190,0	123,7	81,1	304,6	163,6	862,9

6. tábla

A háztartások termelőráfordításai (milliárd forint)

Kategória	Alapanyag- ipar	Feldolgozó- ipar	Élelmiszer- gazdaság	Anyagi szolgál- tatások	Nem anyagi ágak	Ágazatok összesen	Háztartásokból		
							kis- jövedelmű	közepes	magas
Hazaitermék-felhasználás (alapár)	10,1	18,8	329,0	304,0	260,3	922,1	158,8	347,7	415,6
Importanyag-felhasználás (alapár)	4,9	17,9	57,0	69,2	53,1	202,0	34,9	73,5	93,6
Termékdók, -támogatások egyenlege	0,2	0,8	21,5	21,2	18,7	62,5	10,6	23,7	28,2
Folyó termelőfelhasználás (piaci ár) összesen	15,1	37,4	407,5	394,3	332,1	1186,5	204,2	444,9	537,4
Alapanyagipar	9,0	8,8	79,8	91,4	56,5	245,6	45,0	87,2	113,4
Feldolgozóipar	1,9	17,5	20,5	67,6	52,5	160,1	24,0	55,7	80,3
Élelmiszer-gazdaság	0,1	1,4	199,9	21,0	8,7	231,1	55,7	93,9	81,5
Anyagi szolgáltatások	2,6	6,3	76,6	119,2	100,6	305,3	48,3	115,0	142,0
Nem anyagi ágak	1,4	3,5	30,7	95,1	113,7	244,5	31,1	93,1	120,2
Hozzáadott érték	28,7	68,3	266,1	601,2	910,4	1874,7	304,9	695,0	874,8
<i>Bruttó termelési érték</i>	<i>43,9</i>	<i>105,8</i>	<i>673,7</i>	<i>995,5</i>	<i>1242,4</i>	<i>3061,3</i>	<i>509,2</i>	<i>1139,8</i>	<i>1412,3</i>
Lakásamortizáció	0,6	1,5	9,8	14,5	211,7	238,2	52,1	106,3	79,7

7. tábla

Az államháztartás és a nonprofit szervezetek termelőráfordításai (milliárd forint)

Kategória	Alapanyag- ipar	Feldolgozó- ipar	Élelmiszer- gazdaság	Anyagi szolgál- tatások	Nem- anyagi ágak	Ágazatok összesen	Nonprofit szervezetek (nem anyagi ágak)
Hazaitermék-felhasználás (alapár)	0,0	0,4	5,9	57,3	435,0	498,6	106,2
Importanyag-felhasználás (alapár)	0,0	0,2	1,0	5,8	88,5	95,4	10,4
Termékdók, -támogatások egyenlege	0,0	0,0	0,4	2,2	50,9	53,5	5,9
Folyó termelőfelhasználás (piaci ár) összesen	0,0	0,6	7,3	65,3	574,4	647,5	122,5
Alapanyagipar	0,0	0,0	1,4	8,8	115,8	126,1	13,2
Feldolgozóipar	0,0	0,3	0,4	6,1	105,0	111,7	14,2
Élelmiszer-gazdaság	0,0	0,0	3,5	7,4	26,3	37,2	3,0
Anyagi szolgáltatások	0,0	0,1	1,4	21,5	180,0	203,1	39,3
Nem anyagi ágak	0,0	0,1	0,6	21,5	147,3	169,4	52,7
Hozzáadott érték	0,0	0,3	9,3	142,0	1388,8	1540,3	65,2
<i>Bruttó termelési érték</i>	<i>0,0</i>	<i>0,8</i>	<i>16,6</i>	<i>207,3</i>	<i>1963,1</i>	<i>2187,8</i>	<i>187,7</i>

3. A vállalati másodlagos jövedelemelosztás

Amint előző tanulmányomban utaltam rá, a vállalati szféra szakágazatai működési eredményének részleteit (a másodlagos jövedelemelosztást, a tőke- és a vagyonszerzési számlákat) a nemzeti számlák nem mutatják, pontosabban: a nemzeti számlákhoz kapcsolódó kiadvány [40] a beruházásokat szakágazati, az állóeszköz-felhalmozást pedig ágazati bontásban még mutatja, de más tételre nincs dezaggregált nemzetiszámla-adat. A pénzügyi intézeteknek mint intézményi szektornak a tevékenysége három szakágazatban jelentkezik. Egyes esetekben – nem túl nagy, inkább csak elvi – problémát jelentett, hogy az intézményi szektor (alapvetően [20]-beli) adata hogyan osztható szét e három szakágazatra.

A különféle források alapján általam becsült adatokat öt ágazatos aggregációban a 2. tábla mutatja. Ennek sorösszesenjei csak a 19. sor „pénzbeni társadalmi juttatásai” adatainál térnek el előző tanulmányom 1. táblája „cégek összesen” oszlopának adataitól. (Lásd: *Statisztikai Szemle*, 2003. évi 2. sz.) Itt ugyanis az ottani 1. tábla 17., 18. és 19. sor adatait összevonva szerepeltettem, mivel a nemzeti számla e tételekre vonatkozó aggregált (jórészt amúgy is imputált) adataira semmilyen szakágazati bontás nincs, ugyanakkor pedig az is feltételezhető, hogy a kétféle szorososan összetartozik, az imputált társadalmi juttatást kapó ágazat fizeti ki a juttatást a háztartásoknak (főleg a betegszabadság járandósága szerepel itt). Tehát az általam összevont 19. sorban nettó módon szerepeltetett pénzbeni társadalmi juttatásokat a bérek arányában osztottam szét.

A működési eredmény további sorsának szakágazati rekonstruálásához már lényegében csak a társaságiadó-bevallások adatait használhattam.³ A szakágazati szétosztásnál az egyes nemzetiszámla-kategóriáknak az adóbevallás kategóriáival csak részlegesen megfeleltethető volt miatt ez utóbbiakat csak a szakágazati arányok meghatározásához („proxy”-változóként) használtam fel.

A jövedelemadók [20]-beli, a vállalatokra és a pénzügyi intézetekre külön-külön található adatait az említett adóbevallási adatállományok társaságiadó-fizetési kötelezettség adatai arányában osztottam szét szakágazatokra.

Az egyéb elvonások és támogatások soron (21. sor) a nemzeti számlákban el nem számolt ilyen jellegű tételek közül⁴ a szakágazatilag könnyebben besorolható MOL központi készletezési (KKKSZ-) díjat a kőolaj-feldolgozáshoz soroltam, az 51,5 milliárd forintos „önkormányzati cégek folyó támogatása” zárszámadás [32] szerinti tételt pedig termelésarányosan a szárazföldi szállítás, a gazdasági szolgáltatás és a szórakozás-kultúra-sport szakágazatok között osztottam szét, míg a többi elvonási-támogatási tételt az egyéb folyó jövedelmekhez csoportosítottam.

A [20]-ban aggregált módon szereplő vállalati tulajdonosi jövedelmek és egyéb folyó transzferek kamat- és osztalékadatainak szakágazati (arányos) felosztását nagyrészt a hasonló adóbevallási kategória arányában végeztem el.

A biztosítottak jövedelmének [20]-beli, a vállalatokra és a pénzügyi intézetekre külön-külön megadott adatait termelésarányosan, a biztosítóknál értelemszerűen mint kiadási té-

³ Ezeket, ahogy említettem, a vállalatoknál alapvetően a [22], a pénzügyi intézeteknél a [25], illetve a [26], az érdekképviselő szakágazatnál pedig a [27] kiadványból vettem. Érdemes megjegyezni, hogy az utóbbi években a KSH elég részletes (a tőkeszámlák nagyrészt is magában foglaló) „mezőgazdasági számlarendszer” adatokat publikál, ennek állóeszköz-felhalmozási adatai azonban eltérnek a [40]-belitől, így azokat egyelőre nem használtam fel.

⁴ Ezek teljes felsorolását lásd a *Statisztikai Szemle* 2003. évi 2. számában megjelent tanulmányomban.

telt osztottam szét szakágazatokra. A hiányzó biztosítási kártérítéseket a biztosítási díjakkal arányosan osztottam szét.

Az egyéb tulajdonosi jövedelmek két részből, földbérleti díjből és bányajáradékból állnak. Az előbbieket az adóbevallásokban szereplő azonos megnevezésű kategória alapján osztottam szét ágazatokra, az utóbbiakat pedig a [32] alapján értelemszerűen az adott bányászati szakágazathoz soroltam.

Az adóbevallásokban (elsősorban a máshova nem tartozó rendkívüli és pénzügyi műveletek összegéből) megfigyelhető eltérések alapján néhány nem pénzügyi szakágazatban további (összességében nem túl jelentős, mintegy 44 milliárdos)⁵ korrekciókat is végeztem, és ezeket az egyéb folyó bevételek soron számoltam el. A pénzügyi adatokra a [20]-beli adatot használtam.

Az egyéb folyó jövedelem kiadás [20]-ból származó aggregált értékét az adóbevallások bírság és „egyéb ráfordításokból adott támogatás” kategóriája alapján osztottam szét.

Az egyéb folyó jövedelem korrekciós összegét egyelőre a cégek (vállalati szektor) termeléseinek arányában osztottam szét szakágazatokra. (Indoklását lásd előző tanulmányomban.) Elvileg ide tartoznak az előző cikkemben felsorolt, a nemzeti számlákban eddig el nem számolt egyéb elvonások és támogatások a nukleáris járulék kivételével, amit a tőketranszfer-kiadásoknál (35. sor) szerepeltettem. A termelésarányos szétosztást a kategória rendkívül heterogén volta, a pontos szakágazati megoszlás hiánya, valamint a korrekció jelentős részének jogcímmel alá nem támasztott volta indokolja.

4. Tőke- és vagyonszerzések

A vállalati és pénzügyi szektor kapott tőketranszfereit elsősorban a zárszámadás [32], kisebb mértékben más kiadványok ([52], [25]) adatai arányában osztottam szét szakágazatokra. Némely tételnél (célleírányzatok kiadásai, reorganizáció stb.) nem volt egyértelmű az ebbe a kategóriába tartozás, illetve az ágazati megoszlás. A szakágazati szétosztást a Gazdaságfejlesztési Célelőirányzat (GFC) és a Műszaki Fejlesztési Alap (MÜFA), valamint az „egyéb aktív foglalkoztatáspolitikai eszközök” tételnél csak az iparon belül végeztem, a vállalati beruházások arányában.

A felhalmozás szakágazati bontását a beruházási mátrixszal foglalkozó részben ismertetem.

A készletfelhalmozás (a záró- és a nyitóállományok különbsége) szétosztásában alapvetően két forrásra – [22] és [34] adataira – támaszkodhattam. Ez utóbbi a szolgáltatásokra és az 50 főnél kevesebbet foglalkoztató cégekre nem tartalmaz adatot. Az előbbi adatai pedig a megfigyelési kör, a TEÁOR besorolási eltérései stb. miatt nem feltétlen megbízhatók. Kétség esetén figyelembe vettem az ÁKM-ből számítható termékspecifikus készletezési arányok (készletfelhalmozás/termelőfelhasználás) alapján becsülhető ágazati készletfelhalmozásokat is. Természetesen az így kapott szakágazati becsléseket is az előző cikkemben bemutatott aggregált Társadalmi Elszámolási Matrixből (SAM) kapott összesen adathoz kellett arányosítanom.

⁵ Ebből 5 a légi közlekedésre, 25,8 a nagykereskedelemre, 4,5 a híradástechnikai eszközök gyártására, 8,2 milliárd forint a gép- és berendezésgyártásra jutott.

A fizetési mérlegben szereplő nem kormányzati tőke-transzfernek a vállalatokra eső (egyharmadra becsült) összesenjét e kategória pontos tartalma⁶ ismeretének és statisztikai részleteinek hiányában termelésarányosan osztottam fel.

A nettó részvényeladás szakágazati szétosztását már az előző tanulmányomban bemutattam. Ugyanott foglalkoztam a hitelezési veszteséggel, amely (43. sor) a Postabanknál egyoldalúan elszámolt veszteségből, részben (46. sor) az adóbevallásokban a rendkívüli bevételekben és ráfordításokban kimutatott tartozáselekedések egyenlegéből áll.

A vagyonszerkezet legnagyobb tételére a devizaárfolyam-változásra szintén az MNB kiadványaiból ([28], [30]) lehetett összegyűjteni az elszórt, de végül is minden egyes intézményi szektorra (néha csak nettó értelemben) rendelkezésre álló adatokat. A devizaárfolyam-változások miatti nettó veszteségnek szintén a SAM-ból meghatározott vállalati összesenjét (nem pénzügyi vállalatoknál 198 milliárd forint) az adóbevallás „Követelés, kötelezettség árfolyamvesztése”⁷ (TAHO 19 kódú vagy az APEH gyorsjelentés 9829-07/27. sorában) hasonló összesenű (de lehet, hogy többé-kevésbé eltérő tartalmú, már csak azért is, mert a nyereségeket nem tartalmazza) és elfogadhatónak látszó szakágazati megoszlású kategóriája alapján osztottam szét szakágazatokra. Sajnos a devizakövetelésekre és -tartozásokra nem jutottam teljes körű és (szak)ágazatilag bontott adatokhoz. (Lásd a portfólió tárgyalásánál az előző tanulmányomban.)

A minden bevételi és kiadási tétel közötti eltérés (statisztikai hiba, ismeretlen transzfer és átértékelés) 45. sorban feltüntetett értékeinek szakágazati megoszlásáról annyit érdemes tudni, hogy az abszolút értékben mért eltérés átlagos értéke a vállalati termelési érték 2,68 százaléka. Legnagyobb arányú az eltérés a halászatban (24 %), a biztosításnál (14 %), az oktatásban (12 %) és az uránbányászatnál (8%). Ezek többnyire kis ágazatok, és szakértők bevonásával a csak százalékosan nagy eltéréseket könnyen ki lehet küszöbölni.⁸

5. Beruházási mátrixok

A beruházási mátrixok összeállításakor alapvetően a KSH állóeszköz-felhalmozásra vonatkozó kiadványa [40] adataira támaszkodtam. Az eljárás lényege a következőkben foglalható össze.

A kiadvány a beruházásokat szakágazatokra bontva közli (az 1. fejezetben említett négy alágazat beruházását a MOL-gyorsjelentés, az adóbevallások és arányos becslések alapján határoztam meg), az állóeszköz-felhalmozást viszont csak ágazati bontásban.⁹ A szakágazatok beruházáson felüli állóeszköz-felhalmozását az adóbevallásokból ([22] és [25]) számított immateriális eszközök állományának változásából becsültem úgy, hogy végül megfelelő arányosítással az adatokat a meglévő ágazati összesenekhez igazítottam. Noha ez az egyéb állóeszköz-felhalmozás legnagyobb tétele, a lízing és a használt állóeszközök vásárlása sem elhanyagolható. Emiatt az ebben leginkább érintett gazdasági szolgáltatási ágazatban a kölcsönzés javára korrigáltam az immateriális eszközök állományának változásából számított arányos becslést.

⁶ Feltehetően ingatlanvásárlások (föld is), kétoldalúan elszámolt adósságleírások, segélyek, örökségek stb.

⁷ Ennek árfolyamnyereség megfelelőjét az 1998. évi adóbevallásban nem kellett feltüntetni.

⁸ Egyébként a táblából is látható, hogy az aggregálás a százalékos hibát önmagában is jelentősen, 0,5–3,0 százalékos mértékűre csökkentti.

⁹ Ennek adatait az ennél 19 milliárd forinttal magasabb ÁKM-beli értékhez igazítottam úgy, hogy e többletet szakértői javaslatra 70:30 arányban osztottam szét a szállítás és a mezőgazdaság között.

Ezután a szakágazati beruházásokból az egyes intézmények részesedését határoztam meg. Ehhez először a nonprofit szervezetek állóeszköz-felhalmozásának ágazati bontását kellett megbecsülni, mivel [40]-ben az csak a háztartási szektorral összevontan szerepelt. Ebből és a nemzeti számlák háztartási számláiból a nonprofit szektorra jutó teljes összeg reziduálisan meghatározható volt. A szakágazati szétosztást szintén a nemzeti számlákban közölt működési eredmény (feltehetően itt is nagyrészt az amortizáció) arányában végeztem el. A vállalatok, a háztartások és az államháztartás szerinti ágazati bontásban [40]-ben rendelkezésre álló állóeszköz-felhalmozási adatokat az így kapott (beruházó) szakágazati állóeszköz-felhalmozások arányában osztottam szét. Ez az eljárás esetleg néhány ágazaton belül téves elosztást adhat, amit azonban szakértői vélemények és eseti információk (beruházási teljesítménystatisztika?) alapján könnyű korrigálni.

Az így szakágazatonként meghatározott összes felhasználói áras állóeszköz-felhalmozási kiadásokból az importgép-felhasználással arányosan szétosztott [40] szerinti vámokat (amiket később egy RAS-eljárással lényegében felhasználónként importarányosan osztottam szét termékekre) levontam. Az így kapott, vámokat nem tartalmazó szakágazati beruházási összkidadásokból először a saját rezsiz beruházásokra kapott becslést adatokat¹⁰ leválasztottam, a maradékot pedig az építési, gép- és egyéb beruházások [40] szerinti anyagi-műszaki összetétel figyelembevételével arányosan osztottam fel szállító ágazatokra (termékekre). A gépberuházásokon belül az 1991. évi ÁKM-struktúrákat figyelembe véve határoztam meg az egyes szállító szakágazatok részesedését. A saját rezsiz beruházás szállítójának értelemszerűen a beruházó ágazatot tekinttem (ezek az adatok a mátrix diagonális elemeibe kerültek). Az így kapott „nyers” beruházási mátrixot az ÁKM beruházási oszlopához mint peremszámhoz igazítottam (sorirányú arányos szorzással).

Ezután az egyes intézmények összes beruházási termékadó költségét (áfa, illeték stb., rövidítve BÁFA) becsültem. Az államháztartási rész az [32] zárszámadásból mintegy 42 milliárd forintra tehető, a háztartások lakásberuházásának BÁFA vonzatát pedig a nemzeti számla 317 milliárd forintos bruttó kiadásának és a lakásstatisztikai évkönyv [38] 265 milliárd forintban megadott nettó kiadásának különbségeként 52 milliárd forintra becsültem. A háztartások nem lakásberuházási BÁFA-ját az átlagos, de termékenként különböző (az ÁKM-hez mellékelte termékadók beruházási oszlopa és az ÁKM beruházási oszlopa megfelelő elemeinek hányadosaként számított) beruházási termékadókulcsokkal számítottam.

A vállalatok BÁFA-kiadását szintén az átlagos termékspecifikus beruházási termékadókulcsokkal való szorzással határoztam meg, de az így kapott összegnek csak egynegyedét tekinttem vissza nem térítettnek.¹¹ A nonprofit szervezetek összes BÁFA-költségét reziduálisan számítottam az ÁKM beruházási oszlopa, 116 milliárd forintos összes, és a többi intézmény BÁFA-ja különbségeként. Ezt a mindössze 1,8 milliárd forintos összeget a teljes (nonprofit szektorbeli) beruházási összegek arányában osztottam szét szakágazatokra.

Az intézményileg nem bontott (a nem vállalati szférában lényegében csak a nem anyagi ágak oszlopában pozitív értékű) beruházási mátrixot a 8. tábla mutatja be öt ágazatos bontásban.

¹⁰ Az adóbevallások aktivált saját teljesítmény és a készletváltozások becsült adatai különbsége.

¹¹ Az így kapott csaknem 17 milliárd forintos becsült érték nagyságrendileg megközelíti egy KSH-munkatáblának a vállalatokat terhelő beruházási illetékekre megadott 20 milliárd forintos értékét.

8. tábla

A nemzetgazdasági szintű beruházási mátrix
(felhasználói áron milliárd forintban)

Kategória	Alapanyag- ipar	Feldolgozó- ipar	Élelmiszer- gazdaság	Anyagi szolgáltatások	Nem anyagi ágak	Összesen
Alapanyagipar	69,6	6,6	5,1	11,1	9,3	101,6
Feldolgozóipar	158,4	178,5	84,8	213,2	174,4	809,3
Élelmiszer-gazdaság	0,0	0,0	30,3	0,0	0,0	30,3
Anyagi szolgáltatások	110,7	96,3	56,7	376,2	634,9	1274,8
Nem anyagi ágak	27,9	15,0	9,3	46,4	89,0	187,5
<i>Összesen</i>	<i>366,6</i>	<i>296,4</i>	<i>186,2</i>	<i>646,8</i>	<i>907,5</i>	<i>2403,5</i>
Az összesenből vámok:						
Alapanyagipar	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2
Feldolgozóipar	2,8	4,2	1,3	3,9	2,5	14,7
Élelmiszer-gazdaság	0,0	0,0	0,3	0,0	0,0	0,3
Anyagi szolgáltatások	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Nem anyagi ágak	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<i>Vámok összesen</i>	<i>2,9</i>	<i>4,2</i>	<i>1,5</i>	<i>3,9</i>	<i>2,5</i>	<i>15,1</i>
Az összesenből belföldi termékadók:						
Alapanyagipar	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
Feldolgozóipar	3,0	2,8	1,7	4,7	21,3	33,5
Élelmiszer-gazdaság	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Anyagi szolgáltatások	1,0	0,6	0,3	9,2	67,4	78,6
Nem anyagi ágak	0,2	0,1	0,0	0,5	3,4	4,2
<i>Termékadók összesen</i>	<i>4,2</i>	<i>3,5</i>	<i>2,0</i>	<i>14,4</i>	<i>92,3</i>	<i>116,4</i>
Az összes beruházási kiadásból:						
Környezetvédelmi:						
a) vállalati	6,9	5,5	2,8	6,2	1,8	23,2
b) állami	6,4		1,4		55,0	62,8
Infrastrukturális:						
a) vállalati	18,3			21,8		40,1
b) állami				58,6	56,5	115,1

A beruházásokon belül intézményenkénti és szakágazonkénti bontásban becslést készítettem a környezetvédelmi beruházásokra (ezek ágazati bontása a Környezetstatisztikai évkönyvben [37] található, összértékét pedig 84,5 milliárd forintban adja meg, amit bizonyos erdőgazdasági beruházásokkal kiegészítettem) és az infrastrukturális beruházásokra (elsősorban a [32] alapján). Természetesen ezek nagy részét az állam végzi, illetve finanszírozza. A lakosság közműfejlesztési hozzájárulása beruházási kivitelezőjének az energiaipart tekintve, az azt is magába foglaló „alapanyagipar” ágazat vállalati beruházásába soroltam a hozzájárulás 18,3 milliárd forintos összegét.¹² Erre a funkcionális becslésre a növekedési modell összeállításánál volt szükség, és csak első közelítésnek tekinthető.

Az intézményenkénti beruházási mátrixok ráfordításszerkezetét szintén az adott szakágazat összes ráfordításának szerkezetével azonosnak tekintve határoztam meg. Ezek a mátrixok új primer információt nem tartalmaznak.

¹² Szakértők szerint ebben csak az önkormányzatokon keresztül lebonyolódó közműfejlesztések szerepelnek, és nem tartalmazza például a MÁTÁV-nak fizetett, de statisztikailag ki nem mutatott csatlakozási díjat.

6. Valorizált tőkeállomány és amortizáció

A hazai állóeszközvagyonról 1991 óta nem rendelkezünk megbízható statisztikával. Az állóeszközöknek a fejlett nyugati országokban használt módszertan (folyamatos leltározás) alapján történő felmérése, illetve átértékelése jelenleg folyik a KSH-ban. Időközben a tőkeállomány számszerűsítését és valorizációját különféle módszerekkel és alapadatok alapján több tanulmány megkísérelte elvégezni (lásd: *Darvas–Simon*; 1999, *Gáspár–Ludányi*; 1998). Jelen adatbázis összeállításánál a minden ésszerű elemzéshez (különösen tőkeakkumulációt számító modellhez) nélkülözhetetlen valorizált tőkeállományt elsősorban egy harmadik műből (*Sebestyén*; 1997) kiindulva számszerűsítettem. Ez látszott – részletességét és szerzőjének a MOL-nál végzett korábbi hasonló munkáit figyelembe véve – számomra a leghasználhatóbbnak és ebben az 1996. évi árra átszámító, ingatlanra és gépekre külön megadott valorizációs szorzók találhatók. Ezeket az 1998/1996. évi beruházási árindexszel 1998. évi valorizációs szorzókra számítottam át.

A sajátos szerepet betöltő és statisztikailag meglehetősen mostohán kezelt infrastrukturális tőkeállomány számszerűsítésére különös gondot fordítottam. Az eredményeket a 9. tábla foglalja össze.

A termelőtőkére vonatkozóan elsősorban az APEH társasági adóbevallási gyorsjelentésének [24] adatait vettem alapul. A magánlakás-állomány és a személyautó-állomány értékével definiált háztartási tőkét a Lakásstatisztikai évkönyv [38] és a Magyar statisztikai évkönyv [34] mennyiségi és értékadatai alapján becsültem. Ez utóbbi volt a fő forrása az infrastruktúra mennyiségi és fajlagos értékadatainak is. Az államháztartás körébe tartozó állóeszközök értékét a költségvetési zárszámadások [32] adataiból kiindulva becsültem. Helyenként a nettó értéket át kellett számítanom bruttó értékre (ez fejezi ki jobban a tőke volumenét, kapacitását), amihez a társasági adóbevallások (TÁSA) és a zárszámadás más tőkeelemekre vonatkozó adataiból számított arányokat használtam. Az egyes tőkeelemek becslésének sajátosságai a következőkben foglalhatók össze.

Vállalati tőke. A becslés a kettős és egyszeres könyvvitelű cégek adatain alapult. A tőkéhez soroltam az év eleji még befejezetlen beruházások állományát is. Ezekről azonban nem ismert, hogy gép-, építési vagy egyéb beruházások. Szakértőkkel konzultálva a befejezetlen beruházásállomány háromnegyedét az ingatlanokhoz, egynegyedét a gépekhez soroltam.

Háztartási tőke. Először a lakások átlagos alapterületét becsültem a rendelkezésre álló szobaszám és az új lakások szobaszámával jellemzett átlagos alapterülete alapján, majd ezt a Lakásstatisztikai évkönyvben [38] közölt 40 ezer forint négyzetméterenkénti értékkel szorozva, a 200 ezer önkormányzati lakás 400 milliárd forintba becsült értékét levonva – ez az államháztartási tőkében szerepel – kaptam a becsült 12 103 milliárd forintos értéket.

A gépkocsiallományt keleti és nyugati típusra bontva külön-külön értékeltem, az előbbieket 500 ezer, az utóbbiakat 1500 ezer forintos bruttó fajlagos értékekkel. A kapott 2077 milliárd forintos összértékből az üzemképtelen járművek négy százalékosra becsült állományának értékét levonva mintegy 2000 milliárd forintot tett ki a háztartások autóállománya.

A háztartási tőkéből a vállalkozók száma és otthoni becsült irodahasználati időalapja, valamint aránya, továbbá a járművek üzleti célú használatára vonatkozó feltételezések alapján becsültem a termelési és a fogyasztási célú hányadot. A lakásállomálynak 85 százalékát lakáscélúnak, 15 százalékát üzleti célúnak, a járműhasználatnak pedig 25 szá-

zalékát üzleti célúnak tekintetem. Ezek szakágazati szétosztását a háztartások (imputált lakásszolgáltatáson felüli) termelésének arányában végeztem el.

9. tábla

Erőforrásadatok

Kategória	Alapanyag- ipar	Feldolgozó- ipar	Élelmiszer- gazdaság	Anyagi szolgál- tatások	Nem anyagi ágak	Összesen
Munkaerő adatok:						
1. Éves átlagos és egyenértékes létszám (ezer fő)	241,7	481,5	416,9	1 173,0	1 107,7	3 420,9
2. Bérszínvonal, éves (ezer forint/fő)	1301	934	660	880	1133	973
Bruttó állóeszköz-állomány 1997 végén, 1998. évi áron (milliárd forint)						
3. Kettős könyvvitелű vállalkozások:	8 230,5	3 568,7	3 296,9	12 372,6	5 710,0	33 178,7
4. Ingatlan (MNB-ingatlanokkal együtt)	5 673,4	1 927,2	2 112,1	8 757,7	4 444,7	22 915,1
5. Gép, berendezés, jármű	2 482,2	1 575,0	1 159,8	3 384,7	1 101,4	9 703,1
6. Immateriális javak	74,9	66,4	25,1	230,2	163,9	560,5
7. Egyszeres könyvvitелű vállalkozások:	14,4	46,3	44,1	227,1	146,7	478,6
8. Ingatlan	8,5	26,8	30,2	164,8	108,5	338,8
9. Gép, berendezés, jármű	5,8	18,7	13,6	55,1	35,0	128,1
10. Immateriális javak	0,1	0,9	0,3	7,2	3,2	11,7
11. Államháztartás (önkormányzatok, tb, KVI, ÁPV Rt. is):	0,0	0,6	65,4	2 336,0	10 064,8	12 466,8
12. Ingatlan	0,0	0,2	56,2	2 296,0	8 669,1	11 021,5
13. Gép, berendezés, jármű	0,0	0,3	8,9	38,6	1346,3	1 394,1
14. Immateriális javak	0,0	0,0	0,3	1,4	49,3	51,1
15. Egyéb állóeszköz:	1 469,5	99,7	839,4	6 002,9	11 142,5	19 554,1
16. Infrastruktúra (gát, (vas)út, metró, víz- és gázvezeték, csapadékelvezetés)	1 428,2	0,0	204,7	5 064,9	255,0	6 952,8
17. Háztartások termelőeszközreiből gépkocsi vállalkozási célra	8,9	21,5	136,7	202,1	129,3	498,5
18. Magánlakás-állomány (szétosztás beszámított termeléssel)	32,4	78,2	498,0	735,9	10 758,3	12 102,8
19. Össztőke (fogyasztási autó nélkül)	9 714,4	3 715,2	4 245,9	20 938,6	27 064,0	65 678,1
20. Termelés tőkeigényessége	3,4	0,9	1,6	3,9	5,2	3,3
21. Tőkehozam (működési eredmény a tőkeállomány százalékában)	5,5	14,2	10,2	6,1	5,8	6,6
Amortizációs adatok 1998-ban 1998. évi áron*						
22. Ingatlan értékcsökkenési ráta, a kettős könyvvitелű vállalkozásoknál	4,7	1,9	2,3	2,4	2,7	3,0
23. Gép-berendezés értékcsökkenési ráta, a kettős könyvvitелű vállalkozásoknál	10,4	11,2	11,7	11,7	17,2	11,9
24. Immateriális javak és értékcsökkenési ráta, a kettős könyvvitелű vállalkozásoknál	12,3	14,0	13,8	11,4	11,4	11,9
25. Ingatlanamortizáció (kettős és egyszeres könyvvitелű vállalkozásoknál)	264,1	37,3	48,0	213,7	119,3	682,5
26. Gép- és berendezésamortizáció (kettős és egyszeres könyvvitелű vállalkozásoknál)	259,0	177,0	136,2	397,1	189,4	1 158,8
27. Immateriális javak amortizációja (kettős és egyszeres könyvvitелű vállalkozásoknál)	9,2	9,3	3,5	26,3	18,6	66,9
28. Államháztartási ingatlanamortizáció	0,0	0,0	0,8	33,9	127,9	162,7
29. Államháztartási gépamortizáció	0,0	0,0	0,8	3,4	118,4	122,6
30. Államháztartási immateriális javak amortizációja	0,0	0,0	0,0	0,2	5,8	6,0
31. Magánlakás-amortizáció (vállalati ingatlan amortizációs rátával)	0,6	1,5	9,8	14,5	211,7	238,2
32. Termelő magánautók amortizációja	1,0	2,5	16,0	23,7	15,2	58,4
33. Infrastruktúra amortizációja	28,1	0,0	4,0	99,7	5,0	136,8
34. Összes amortizáció (magánautó nélkül)	562,1	227,7	219,2	812,5	811,3	2 632,7

* A 22–24. sorokban százalékos, a 25–34. sorokban milliárd forintos adatok.

Infrastruktúra. Egyelőre a vállalati kezelésben levő létesítményeket (csővezetékek, telefonhálózat stb.) nem ide soroltam. A figyelembe vett részek a következők voltak (zárrójelben az 1998. évi becslült érték milliárd forintban): gátak (850), utak (1756), vasút (1313), metró és földalatti (346), vízvezeték (1225), csapadékelvezető közcsatornák (120) és gázvezetékek (1343). Az összesen 6953 milliárd forintos becslült érték tehát nem tartalmazza a közvilágítási hálózat és a HÉV-vonalak értékét. A mennyiség és a fajlagos érték szorzataként kapott becslült értékek számos esetben jól egyeztek a KSH utolsó, 1990. évi állóeszközérték-adatainak valorizált összegeivel. A szakágazati felosztást az infrastruktúra előnyeiből való becslült részesedések alapján állapítottam meg. Az infrastruktúránál esetleg kettős számbavétel is előfordulhat, történetesen ha a felsorolt elemek bármelyikét a vállalati vagy a költségvetési mérlegek is tartalmazzák.

Államháztartási tőke. A Kincstári Vagyoni Igazgatóság (KVI) zárszámadás szerinti adatában [32] csak jelképes értéken szereplő műemléki értékadatok árnyaltabb korrekciójára, részben elvi értékelési okoknál fogva (nem újratermelhetők stb.) nem vállalkoztam, a 48 milliárdos nyilvántartott műemlék- stb. állományra egyszerűen egy óvatos, 10-es szorzót alkalmaztam. A szakágazati bontást az állítólag nagyrészt amortizációból álló államháztartási működési eredmény [20] arányában végeztem el.

A reális pótlási szükséglet megállapításához az amortizációt is ki kellett számítani 1998. évi áron. A vállalatoknál a tényleges amortizációs kulcsokat szakágazatonként külön-külön, a vállalati adóbevallásokból (ingatlanra, gépekre és immateriális eszközökre külön) számítottam. Az államháztartásnál az ingatlanok esetében a vállalati szektor átlagos amortizációs kulcsa 50, a gépek esetében 75, az immateriális eszközök esetében pedig 100 százalékának megfelelő amortizációs kulcsot használtam, figyelembe véve, hogy a vállalati ingatlan- és gépállomány jobban technológiához kötött, mint az államháztartási, ezért amortizációs kulcsaik nagyobb mértékű avulási tényezőt is tartalmaznak, mint az államháztartáséi. Hasonlóan, az infrastruktúra és magánlakás-állomány amortizációját is csökkentett mértékűnek, a vállalati szektor átlagos amortizációs kulcsa kétharmadának tekintettem. A becslült valorizált tőkeállományokat e kulcsokkal szorozva kaptam az 1998. évi árak szerinti amortizáció értékeit. Az így számított 2632 milliárd forint nemzetgazdasági összes amortizáción belül az állami tőke (az infrastruktúrát is beleértve) amortizációja 428 milliárd forint. Ez – összevetve a [20] szerint nagyrészt amortizációból álló 443 milliárd forint működési eredménnyel – hihetőnek tűnik, bár ez utóbbi becslési módszerét nem ismerem. A 2632 milliárd forint összes nemzetgazdasági amortizáció azonban eléri, sőt legalább fél százalékkal talán meg is haladja a hasonlóan módosított (azaz a termelési célú gépkocsi-beruházásokkal, el nem számolt felújításokkal bővített, nem aktiválható környezeti beruházásokkal csökkentett) állóeszköz-felhalmozás összértékét. Természetesen az eddig számított állóeszközadatoknak az azokat felhasználó konkrét elemzéseknek megfelelő, további korrekciójára lehet szükség.

7. Létszám

Az alkalmazottakra vonatkozó létszámadatokat a költségvetési szférában ágazati bontás nélkül találjuk. A szükséges szakágazati bontást részben reziduálisan, egy ECOSTAT-tanulmány [51] összefoglaltotottsági adatai és a vállalati szféra adata különbségként határoztam meg, a fennmaradó részt pedig az államháztartás termelési érté-

kének arányában osztottam szét. A háztartásoknál is hasonlóan jártam el, az alkalmazottak között nem szereplő vállalkozókat a foglalkoztatottak ágazati megoszlása, valamint a háztartási szektor tevékenységének jellegét (kiskereskedők, őstermelők, fuvarozók, házi-
lagos építőipari tevékenységgel foglalkozók stb.) figyelembe véve osztottam el. Az eredményeket szintén a 9. táblában foglaltam össze.¹³ Hangsúlyozni kell, hogy a kapott létszámadat csak a foglalkoztatottakat foglalja magában, nem tartalmazza az egyéb formában történő munkaerőfelhasználást. Egy, a KSH honlapon nemrég megjelent közlemény szerint 2000-ben a mezőgazdaságban a 240 ezer foglalkoztatott csak 37 százalékát képviselte az ágazat 646 ezer főnyi teljes munkaerő-ráfordításának.

*

Az adatbázist egy újonnan kifejlesztett (elsősorban két korábbi modell ötvözésével készülő, lásd Révész és Zalai; 2000, Cserháti, Révész és Takács; 2001) modell számszerűsítéséhez is alkalmaztam. Ez gyakorlatilag maradéktalanul felhasználja az adatbázis adatait, és a modellszámítások számos hasznos visszajelzést biztosítanak az adatbázis esetleg szükségesnek mutatkozó korrekciójához. A különféle kísérleti számítások az adatbázis egyes részeit mintegy ellenőrzik (tesztelik). Például a rétegadatokat olyan modellszámítással teszteltem, amelyben az alacsony jövedelmű réteg munkaerő-kínálata (a képzés, a munkahelyteremtő programok, az autópálya-építés stb. révén) 10 százalékkal való megnövekedésének hatásait vizsgáltam. Ennek a számításnak (az egy-két éves időtávon meglehetősen reálisnak mutató) eredményeit és a további, sok tekintetben érdekes és gazdaságpolitikailag is tanulságos kísérleti számítás eredményeit terjedelmi korlátok miatt e tanulmány keretében nem ismertetem, de az ECOSTAT segítségével későbbi, fejlettebb és rendezettebb állapotban tervezem a modell és a dinamikus szimulációk eredményeinek publikálását.

A FELHASZNÁLT IRODALOM ÉS ADATFORRÁSOK

- [1] CSERRHÁTI I. – RÉVÉSZ T. – TAKÁCS T. (2001): *A SOCIOLINE-modell – a fenntartható fejlődés modellje*. A gazdaságelemzés módszerei 2001/1. ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet. Budapest.
- [2] DARVAS ZS. – SIMON A. (1999): *A növekedés makrogazdasági feltételei – gazdaságpolitikai alternatívák*. MNB füzetek. 3.
- [3] GÁSPÁR P. – LUDÁNYI A. (1998): *A magyar gazdaság növekedési potenciálja és a világgazdasági trendek hatása*. Pénzügykutató Rt. 1998. november.
- [4] *A háztartások nettó pénzügyi vagyonának és a vagyonszerzés összetevőinek mérését bemutató módszertan*. (2000) Az MNB Statisztikai főosztály tanulmánya.
- [5] HÜTTL A. (2000): *A turizmus hatása a jövedelmekre, a foglalkoztatásra és a költségvetés helyzetére*. Magyarország turizmus szatellit számlája – megvalósíthatósági tanulmány. (Kézirat.)
- [6] LECOMBER, J. R. C. (1975): A critique of methods of adjusting, updating, and projecting matrices. In: *Estimating and projecting input-output coefficients*. London, Input-Output Publishing Company. 1–25. old.
- [7] LÓRÁNT K. (2001): *Integrált nemzetgazdasági mérlegmodell – a volumen és jövedelemfolyamatok összefüggései*. ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet, (Kézirat.)
- [8] *Megjegyzések az 1990–1999 közötti fizetési mérleg euróban közölt adataihoz*. (2000). MNB. www.mnb.hu
- [9] *Módszertani megfontolásokból visszamenőlegesen módosított 1995–1999 közötti fizetési mérleg adatok*. (2000). MNB. www.mnb.hu
- [10] *National accounts for Hungary – Revised sources, methods and estimates*, (1996): Magyarország nemzeti számlái, 1995–1996. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- [11] RÉVÉSZ T. (1999): *A HUGE-modell 1998. évi adatbázisának előállítás*. Gazdasági Minisztérium. 3/99 Műhelytanulmány.
- [12] RÉVÉSZ T. – ZALAI E. (2000): *A magyar gazdaságstatisztikai adatforrások és az alkalmazott egyensúlyelméleti modellezés*. *Statisztikai Szemle*, 78. évf., 2–3. sz. 97–117. old.
- [13] RÉVÉSZ T. (2001): *A turizmus költségvetés-elemzése SAM-moddellel*. *Statisztikai Szemle*, 79. évf. 10–11. sz. 825–847. old.

¹³ A növekedési modellhez az ECOSTAT segítségével a környezeti és a humántőke-állomány becslésére is szükség volt, amit az eljárás bonyolultabb volta, és a hivatalos statisztikai eljárásokon túlmenő jellege miatt itt nem ismertetek.

- [14] RÉVÉSZ T. (2002): A háztartási jövedelmek és adóterhek rétegmegoszlása. *Statistikai Szemle*, 80. évf. 4. sz. 371–393. old.
- [15] ROBINSON, S. – CATTEANO, A. – EL-SAID, M. (2001): Updating and estimating a Social Accounting Matrix using cross entropy methods. *Economic Systems Research*, 13. évf. 1. sz. 47–64. old.
- [16] SEBESTYÉN T. (1997): *A hazai vagyonérték és az amortizáció alakulása az 1961–1998. években*. Privatizációs Kutatóintézet.
- [17] ZALAI E. (2000): *Matematikai közgazdaságtan*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- [18] Ágazati kapcsolatok mérlege, 1991. Központi Statisztikai Hivatal. 1995.
- [19] Ágazati kapcsolatok mérlege, 1998. Központi Statisztikai Hivatal. 2001.
- [20] Magyarország nemzeti számlái, 1996–1998. Központi Statisztikai Hivatal. 2000.
- [21] Magyarország nemzeti számlái, 1998–1999. Központi Statisztikai Hivatal. 2001.
- [22] A vállalatok pénzügyi adatai, 1995–1998. Központi Statisztikai Hivatal. 2000.
- [23] A vállalatok pénzügyi adatai, 1998–1999. Központi Statisztikai Hivatal. 2001.
- [24] APEH gyorsjelentés az 1998. évi társasági adóbevallásról. APEH, 1999.
- [25] Stutex társasági adóbevallási adatbázis, ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet.
- [26] Társasági adóbevallási adatbázis. Eurotrend Kft.
- [27] Ipari és Kereskedelmi Navigátor: szakágazati (társasági adóbevallási) adatbázis. Gazdasági Minisztérium.
- [28] A nemzetgazdaság fizetési mérlege, külfölddel kapcsolatos követelései és tartozásai. (Kiadványsorozat régi és új változat. Magyar Nemzeti Bank. (www.mnb.hu))
- [29] Éves jelentés, 1998. Magyar Nemzeti Bank. 1999.
- [30] Éves jelentés, 1999. Magyar Nemzeti Bank. 2000.
- [31] Éves jelentés, 2000. Magyar Nemzeti Bank. 2001.
- [32] A Magyar Köztársaság 1998. évi költségvetésének zárszámadása. Pénzügyminisztérium. 1999.
- [33] A Magyar Köztársaság 1999. évi költségvetésének zárszámadása. Pénzügyminisztérium. 2000.
- [34] Magyar statisztikai évkönyv, 1998. Központi Statisztikai Hivatal. 1999.
- [35] Ipari és építőipari statisztikai évkönyv, 1998. Központi Statisztikai Hivatal. 1999.
- [36] Külkereskedelmi statisztikai évkönyv, 1998. Központi Statisztikai Hivatal. 1999.
- [37] Környezetstatisztikai évkönyv, 1998. Központi Statisztikai Hivatal. 1999.
- [38] Lakásstatisztikai évkönyv, 1998. Központi Statisztikai Hivatal. 1999.
- [39] Szociális statisztikai évkönyv, 1998. Központi Statisztikai Hivatal.
- [40] A bruttó állóeszköz-felhalmozás, 1995–1998. Központi Statisztikai Hivatal. 2000.
- [41] A külföldi működőtőke Magyarországon, 1997–1998. Központi Statisztikai Hivatal. 1999.
- [42] A külföldi működőtőke Magyarországon, 1998–1999. Központi Statisztikai Hivatal. 2000.
- [43] Háztartásstatisztikai adatok, 1998. Központi Statisztikai Hivatal.
- [44] Családi költségvetés, 1998. Adattár. Központi Statisztikai Hivatal. 1999.
- [45] Létfenntartás, 2000. Központi Statisztikai Hivatal. 2001.
- [46] Külföldiek fogyasztási szokásai, 1994. Központi Statisztikai Hivatal. 1996.
- [47] GfK Hungária: Phare turizmusfejlesztési program: turisztikai felmérés, 1998.
- [48] Energiagazdálkodási statisztikai évkönyv, 1998. Energia Információs Ügynökség. 1999.
- [49] Statisztikai évkönyv, 1998. Magyar Energia Hivatal.
- [50] 1998. évi gyorsjelentés. MOL.
- [51] A kormányzati, a közületi és a privát szektor bér- és kereseti arányai, (Időszaki közlemények VII. sz.) ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet, 2000.
- [52] Támogatásvizsgáló Iroda: Éves jelentés, 1998.
- [53] A hó végén ki nem fizetett keresetek elszámolása a háztartások pénzügyi megtakarításában. MNB. Statisztikai főosztály kiadványa. 2001.
- [54] A háztartások nettó finanszírozási képességének alakulása a 2000. januári előzetes adatok alapján. MNB. 2000.
- [55] Az Állami Számvevőszék 9934. és 10118. sz. jelentései a Postabank konszolidációjáról, az állami támogatásokról és az állami kintlévőségekről. www.asz.gov.hu
- [56] Az ÁPV Rt. internetes honlapján megjelenő beszámolók és jelentések.

SUMMARY

The paper is the continuation of the article in the previous issue of the journal. It presents the sources, methods (disaggregation, adjustments, imputations, etc.) and results of the compilation of the industry and social group specific data. The individual sections deal with the energy-block of the Input-Output Table, the income distribution, the capital transfers, the investment transformation matrix, the fixed assets (valuated at 1998 prices) and the employment data.

Finally, the author illustrates the wide usability of the database by two macroeconomic studies and mentions the ongoing dynamic computable general equilibrium model development and simulations based on it.

A TUDÁSTRANSZFER MÓDOZATAINAK NEMZETKÖZI ÖSSZEHOSONLÍTÁSA

RAPPAL GÁBOR – STEPHAN KÜHNEL – FARKAS FERENC

A tanulmány alapját képező kutatás a Rostocki Egyetem és a Pécsi Tudományegyetem közötti tudományos együttműködés eredménye. A kutatásnak ezt a fázisát a német akadémiai csereprogram finanszírozta. A kutatók a tudásmenedzsment és a tudástranszfer sajátosságait vizsgálták nemzetközi összehasonlításban kérdőívek és mélyinterjúk segítségével összesen 157 német és magyar professzionális szolgáltató vállalatnál. Az empirikus eredmények azt mutatják, hogy a vezetők stratégiai szerepet játszanak a tudástranszferben. A szervezetek vizsgált csoportjai, a tanácsadó, a könyvvizsgáló és a mérnöki projektirodák esetében ezek a szerepek eltérők. A mennyiségi és minőségi elemzések teljes részletességgel a Németországban megjelent tanulmánykötetből ismerhetők meg.

TÁRGYSZÓ: Tudástranszfer. Nemzetközi összehasonlítás. Szakértői szolgáltatások.

A Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kara,¹ valamint a Rostocki Egyetem Gazdaság- és Társadalomtudományi Kara² már több évtizede folytat tudományos együttműködést. A főként menedzsment tudományok terén elvégzett közös kutatások a magyar, illetve német vezetői magatartás, a menedzsment-eszközrendszer, illetve a szervezeti kultúra összehasonlítását, a partnerország eredményeinek adaptálhatóságát célozták.³ A 2001–2002-es kutatás, amelyet részben a német akadémiai csereprogram, a Deutsche Akademische Austausch Dienst (DAAD) finanszírozott, a szakmai szolgáltató szervezetek (könyvvizsgálók, tanácsadók, projektirodák) tudásmenedzselésének sajátosságait elemzik, célzottan gyűjtött, primer adatbázis (minta) alapján.

A jelen tanulmány tárgyát képező kutatás keretében azokat a tényezőket kerestük, amelyek lehetővé teszik a szervezetek számára azt, hogy valamennyi munkatárs egyéni tudását kollektív tudássá alakítsák át, és azt vállalkozó szellemben alkalmazzák. Ez a folyamat nem más, mint a *tudás transzferálása*, amely a tudásmenedzsmentnek az egyik fontos eleme. A tudásmenedzsmentben és a tudástranszferben, különösen az egyéni tudás kollektív tudássá történő átalakításában a csoportoknak kiemelt szerepe van. A csoport-

¹ A kutatás további magyar résztvevői: Kurucz Zsuzsanna, Sümeiginé Dobrai Katalin, Mezei Katalin, Vajkai András, Lányi Beatrix.

² A kutatást végző csoport német tagjai: Ágnes Kühnel, Petra Maier, Hans Eidinger, Rosina Neumann (Universitat Rostock, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultat).

³ Lasd például DAAD-Kutatocsoport (2000).

alapú szervezeti struktúrák sikerességében nem a csoport tagjainak egyéni problémamegoldó képessége játssza a legfontosabb szerepet, hanem a csoportok közötti tudástranszfer. Az eddigi tapasztalatok (Szűcs; 1999) azt mutatják, hogy a tudásmenedzsment a gyakorlatban sokszor azért sikertelen, mert a vállalaton belüli (és kívüli) tudástranszfert nem a megfelelő eszközökkel valósítják meg. Ennek a projektnek is az volt a célja, hogy megfelelő módszereket találjon abban a speciális körben, ahol a vizsgálat folyt.

Az általunk vizsgált sokaság, a professzionális szolgáltató szervezetek általános közös jellemzője az, hogy a tudás szervezeten belüli fejlesztése és kifelé történő továbbadása (vagyis externalizációja) egzisztenciális jelentőségű: ezek a cégek az általuk eladott tudásból élnek. A professzionális szolgáltató szervezetek alább részletezett három típusában a tudástranszfer sajátosságait egy korábbi kutatásban és tanulmányban tártuk fel (Farkas-Kühnel; 2002). Akkor is és most is megállapíthatjuk, hogy

- a szektor jól meghatározható ágazati jellemzőkkel rendelkezik, és
- a németországi, valamint a magyarországi tapasztalatok egyrészt sektorspecifikusak, másrészt az országokra jellemző nemzeti és szervezeti kulturális sajátosságokat mutatnak.

Tanulmányunkban röviden áttekintjük a kutatás adatbázisának összegyűjtését (minta-vételt), a minta reprezentativitásának ellenőrzését, az alkalmazott statisztikai módszereket, illetve bemutatjuk a – statisztikai szempontból relevánsnak tűnő – empirikus eredményeket.

AZ ADATGYŰJTÉS MÓDJA, A MINTAVÉTEL GYAKORLATI LEBONYOLÍTÁSA

Mint említettük a kutatás fő célja a vezetés szerepének tisztázása a tudástranszfer folyamatában, így a kérdőívvel⁴ megcélzott alapsokaságot a professzionista cégek első számú vezetői alkották. Természetesen mintavételi egységként maguk a cégek szerepeltek, ám kérdezőbiztosaink (illetve a német oldalon a kérdőívhez mellékelte kísérőleveleink) törekedtek arra, hogy a tényleges válaszadó releváns vezető legyen. Az adatbázis összegyűjtése mindkét országban az alapsokaság összeírásával, vagyis egy több szempontból is kielégítő lajstrom készítésével kezdődött. Sajnos publikus átfogó regiszter egyik országban sem állt rendelkezésre, ennek ellenére Németországban a szakmai kiadványok, illetve szakmai telefonkönyvek alapján, Magyarországon a szakmai tömörülések (Vezetési Tanácsadók Magyarországi Szövetsége, Magyar Könyvvizsgálók Országos Kamarája stb.) alapján sikerült összeállítani egy megközelítően teljes névsort, a lehetséges megkérdezendő cégekről.

Ismeretes, hogy a mintatervezés sarkalatos pontja azon, ún. rétegző ismérvek kiválasztása, amelyek segítségével a mintából történő következtetés hatékonysága növelhető, esetleg az hatékony megoldás elérhető. Vizsgálatunk során – többszöri átgondolást, illetve adatgyűjtési kísérletet követően – úgy döntöttünk, hogy a mintavétel folyamán két rétegző ismérvet használunk. Ezek:

1. a területi elhelyezkedés, illetve
2. a cég nagyság

⁴ A kérdőív elolvasható, illetve letölthető a www.uni-rostock.de/~wipsy/daad.html webhelyről.

voltak. Látható, hogy egyik ismérv sem tekinthető egzakt módon meghatározottnak, ugyanakkor némi magyarázattal könnyen érthető szempontrendszer takar. A területi elhelyezkedés tekintetében a két ország esetében két különböző szempont érvényesült.

– Németországban, mivel az ország területe meglehetősen nagy, ugyanakkor a tevékenységek lényegesen kisebb mértékben koncentrálódnak a fővárosba, a cégek kiválasztása során törekedtünk a viszonylag egyenletes területi elhelyezkedésre (különösen a régi, illetve az új tartományok vonatkozásában), valamint a kiválasztott címlistán a településnagyság szerinti egyenletes mintavételre.

– Magyarország esetében a területi elhelyezkedés alapján történő rétegzés azt jelentette, hogy a főváros (Budapest) túlsúlyát megpróbáltuk kis mértékben kiegyenlíteni (vagyis felülsúlyoztuk a vidéki bejegyzésű cégeket). Ezzel az volt a célunk, hogy a fővárosban bejegyzett, ott székhellyel rendelkező, ám munkavégzés (esetleg alvállalkozók) szempontjából inkább vidékre koncentráló cégek ne torzítsák túlzottan a mintát.

A cégnagyság nem egyértelmű kritérium, ezért ezt két változóval mértük:

1. a cég forgalmával, árbevételével (projektirodák esetén a közvetített összegek nagyságával),
2. valamint a dolgozói létszámmal.

A dolgozói létszám (fő) esetében a magyar, illetve német cégeket azonos módon mértük, a forgalom (árbevétel) kategóriáját ugyanakkor megpróbáltuk a nemzeti sajátosságokhoz, átlagos (elvárt) bevételshintekhez alakítani. Ebből következően az árbevétel szerinti rétegzés esetén a német, illetve magyar cégek besorolása nem pontosan a márkaforint átváltást lefedően történt (tehát például Németországban az „óriáscégek” közé a 25 és 40 millió német márka, tehát mintegy a 3 és 5 milliárd forint közötti forgalmú vállalatokat soroltuk. Magyarországon – lévén az átlagos árbevételek lényegesen alacsonyabbak – már a 250 és 600 millió forint közötti kategóriát is „óriáscégeknek” neveztük.)

Még egy szempont, amit figyelembe vettünk a mintavétel során (nem rétegzésképző ismérvként,⁵ hanem a kutatási célnak megfelelően), az „ágazati” hovatartozás. Ennek tekintetében egyenletes eloszlást terveztünk, vagyis mindhárom tevékenység típusból azonos mennyiségű cég kiválasztására számítottunk.

A mintavétel megvalósítása a lajstrom összeállítását követően a két országban különböző elven történt. Németországban a kérdőív összeállítását követően elsőként a rostocki kollégák hajtottak végre próbakérdésezést. Ennek során részint a kérdésezés idejét, részint az önköltés várható hatékonyságát vizsgálták. Ha a próbafelvétel eredményesnek bizonyult, a kérdőív minimális változtatásokkal kiküldhető volt.

Ezt követően a kérdőívet a lajstromon szereplő valamennyi cég számára kiküldtük, annak vélelmezett illetékesét (vezetőjét) a kérdőív érkezésével kapcsolatban telefonon tájékoztattuk, valamint a kérdőívet az Interneten is hozzáférhetővé tettük. Az eredeti célkitűzés – a próbakérdésezések sikerességét is figyelembe véve – tevékenység-típusonként 50 értékelhető kérdőív visszaérkezése volt.

Magyarországon két szempontból is más eljárást kellett követni. Egyrészt a kérdőív tesztelésére nem volt szükség, hiszen az összehasonlíthatóság érdekében „tükörkérdőívet” kívántunk használni; másrészt az alapsokaság viszonylag kisebb voltából adódóan a kérdésezést nem önköltés módszerével, hanem kérdézebízatos közbeiktatásával lehetett csak megvalósítani. (Ez utóbbira azért is szükség volt, mert a kutatás tárgyát

⁵ Tehát ezen ismérv esetében a szoros sztochasztikus kapcsolat a vizsgálandó jellemzőkkel nem előfeltétel, hanem ellenőrzendő hipotézis.

képező tudástranszfer, illetve ennek terminus technicus Magyarországon még kevésbé ismert, elterjedt; így a kérdezőbiztosnak az is feladata volt, hogy az esetleges félreértéseket tisztázza.) Az előzetes időpont-egyeztetéseket követően Magyarországon is „ágazonként”⁶ 50 cég megkérdezését terveztük.

A primer adatbázis összehasonlításának, illetve a kérdőíves mintavételnek mindenkor problémája, hogy a válaszadás megghiúsulása az előre tervezett mintaösszetételt jelentősen torzíthatja. Ezt elkerülendő, a kitöltéshez elegendőnek látszó idő után a német cégeket telefonon ismét felkerestük, érdeklődtünk a kérdőív kitöltésével kapcsolatos problémákról, illetve sürgettük a visszaérkezést. Összességében a kitűzött célt (50-50 kérdőív összegyűjtését országonként és ágazonként) nem sikerült elérni.

A MINTA REPRESENTATIVITÁSA

A statisztikai szakirodalom szerint⁷ reprezentatívnak tekinthetjük tehát azt a mintát, melynek legfontosabb jellemzői nem térnek el lényegesen a sokaság megfelelő jellemzőitől. Mindez azt is jelenti, hogy a reprezentativitás csupán viszonylagos lehet, függ a fontosnak tartott sokasági jellemzőktől. Teljesen reprezentatívnak akkor tekinthetnénk a mintát, ha az, valamennyi elemében, összetételében és fő jellemzőjében megfelel az alapsokaságnak. Az előzőkből az is következik, hogy – a köznapi szóhasználattal ellentétben – a minta reprezentativitása nem feltétlenül függ egy szinten túl a mintanagyságtól, vagy a mintavétel véletlenszerűségétől, „vakságától”. Azt, hogy mintánk valóban reprezentatív-e, csak az alapsokaság jellemző tulajdonságainak és a minta együttes ismeretében dönthetjük el. Az előző alpontban bemutatott mintavételi eljárásról elmondható, hogy

- a vizsgálandó cégek száma (az alapsokaság mérete) mind Németországban, mind Magyarországon nagy;
- a mintavételünk visszatevés nélküli;
- ugyanakkor bizonyos gyakorlati szempontok (címlista, költség- és időigény) szerepet játszottak a kiválasztás során.

Nyilvánvaló, hogy ezekután a mintánk reprezentativitását annak nagysága, illetve a minta és az alapsokaság empirikus összetételének hasonlósága dönti el. Tekintsük a kiválasztott cégeket nemzeti hovatartozás, illetve ágazat szerint:

1. tábla

A mintába került cégek megoszlása nemzeti, illetve ágazati hovatartozás szerint (darab)

Ágazat	Magyarország	Németország	Összesen
Tanácsadó	37	21	58
Könyvvizsgáló	27	23	50
Projektiroda	18	31	49
<i>Összesen</i>	82	75	157

⁶ A továbbiakban többször is ágazatként hivatkozunk a három tevékenység típusra (ismétlésképpen még egyszer: könyvvizsgálók, tanácsadók, projektirodák), ám ez semmiképpen sem keverendő össze a nemzetgazdasági ágazatokkal, hiszen valamennyi az általunk vizsgálatba bevont cég gazdasági szolgáltatást végez.

⁷ Lásd például Köves–Pánczky (1981) 103-104. old.; vagy Schlitten (1991) 3. old.

Látható, hogy a vizsgálat adatbázisa mindössze 157 elemet tartalmaz, így a kitűzött célt nem sikerült maradéktalanul teljesíteni. (Noha a „klasszikus” nagyminta-elemszám viszonylag rugalmasan értendő, megállapíthatjuk, hogy megfelelő összehasonlítás csak nemzeti, illetve ágazati hovatartozás alapján végezhető, a két ismérvváltozattal jellemzett részsokaságok összehasonlítása nem lesz hatékony.)

A csoportosítás alapján egy megközelítőleg egyenletesen rétegzett minta rajzolódik ki. Az adatbázisban nemzeti hovatartozás szempontjából körülbelül fele-fele arányban (52,2 százalékuk magyar, 47,8 százalékuk német) található cégek; míg az ágazati hovatartozás szempontjából közel egyharmadot képviselnek a különböző típusok (36,9 százalék tanácsadó, 31,8 százalék könyvvizsgáló, 31,2 százalék projektiroda).

A bemutatott rétegzett minta két jellemző tulajdonságát nemzeti bontásban tartalmazza a 2. és a 3. tábla.

2. tábla

A mintába került cégek forgalom szerinti megoszlása
(százalék)

Forgalom	Magyarország	Németország	Összesen
Mikrocég	28,0	13,3	21,0
Kis cég	25,6	36,0	30,6
Középcég	13,4	14,7	14,0
Nagy cég	4,9	14,7	9,6
Óriáscég	28,0	5,3	17,2
Megacég	–	16,0	7,6
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Megjegyzés. Itt és a továbbiakban a megoszlási viszonzyszámokat tartalmazó táblákban az arányok százalékban, egy tizedesjegyre kerekítve kerülnek megadásra. A kerekítés következtében lehetséges, hogy az egyes cellákban található értékek összege minimálisan eltér az összesen adattól.

Mint korábban már említettük, az összehasonlíthatóság kedvéért a forgalom szerinti nagyságot nem a tényleges forgalom „valuta-átváltásával”, hanem a forgalom minőségi ismérvvé alakításával értük el. Látható, hogy a két országban a forgalom szerinti empirikus eloszlás kis mértékben eltér, hiszen Magyarországon a mikrocégek aránya lényegesen nagyobb, ugyanakkor megacég egyáltalán nem található.

3. tábla

A mintába került cégek dolgozói létszám szerinti megoszlása
(százalék)

Létszám (fő)	Magyarország	Németország	Összesen
5-nél kevesebb	29,3	14,7	22,3
5–24	36,6	34,7	35,7
25–49	8,5	18,7	13,4
50–150	12,2	9,3	10,8
151–249	4,9	8,0	6,4
250 és több	8,5	14,7	11,5
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

A két országban sokkal inkább hasonlít a létszám, mint a forgalom szerinti összetétel. Láthatjuk, hogy mindössze a legkisebb kategóriában mutatható ki jelentősebb eltérés a nemzetek között. Ennek oka vélelmezhetően az, hogy Magyarországon nagyobb számban kerültek a mintába a gyakorlatilag egyszemélyes cégek.

A minta és az alapsokaság összetételének illeszkedésére vonatkozóan konkrét hipotézisellenőrzési eljárást alkalmazni nem tudtunk, hiszen az alapsokaság forgalom, illetve létszám szerinti egzakt eloszlása nem ismert. A tudástranszfer szempontjából meghatározó tanácsadó, könyvvizsgáló cégek, illetve projektirodák publikus adatai alapján ugyanakkor feltételezhetjük, hogy mintánk összetétele semmiképpen sem tér el jelentősen az alapsokaságtól, így a további következtetések levonására alkalmas.

A kutatás során alkalmazott módszerek semmiképpen sem tekinthetők újdonságnak, gyakorlatilag a szabványos statisztikai eszköztár részét képezik, leírásuk megtalálható az alapozó tankönyvekben, illetve kézikönyvekben.⁸ Tanulmányunkban az alábbi elemzési eszközöket alkalmaztuk:

- függetlenségvizsgálat χ^2 -próbája, az asszociációs kapcsolat szignifikáns voltának tesztelésére;
- kétmintás várható értékpróbák (elsősorban *t*-próba) a kvantitatív változók csoportátlagainak összehasonlítására;
- varianciaanalízis (ANOVA) a három vagy több részre osztott sokaság heterogenitásának tesztelésére;
- stepwise diszkriminanciaanalízis egy előre adott (triviális) csoportosítás felülvizsgálatára, illetve – a stepwise algoritmus használatával – annak megállapítására, mely potenciális magyarázó változók okozzák a csoportosulást.

A kutatás összes megállapítását tanulmánykötetben kívánjuk megjelentetni, itt csak néhány lényeges, illetve meglepő vizsgálati eredményt mutatunk be. A kutatás alapvető célja a menedzsment-eszközrendszer, illetve a szervezeti kultúra összehasonlítása volt a két országban, illetve az eltérő tevékenységcsoportoknál. A tanulmányban olyan elemzések következnek, melyekhez nem szükséges elmélyült szakismeret, vagyis inkább a primer adatbázis statisztikai szemléletű feltárására törekszünk.

EMPIRIKUS EREDMÉNYEK

A kérdőív alapján a vizsgálat változói jól nyomon követhetők. A kérdések sok esetben túl részletesen „magyarázzák” a menedzsment-szakszavakat, illetve több esetben nehezen hivatkozhatók. Ezért a következőkben a kérdések (változók) rövid, kézenfekvő körülírását használjuk, ugyanakkor – az azonosíthatóság kedvéért – mindig hivatkozunk a kérdés eredeti sorszáma is. Az adatbázis statisztikai elemzését, egy társadalomtudományi statisztikai programcsomaggal, az SPSS (Statistical Package for Social Sciences) statisztikai elemző programcsomaggal végeztük. A következőkben a felsorolt módszerek sorrendjében közöljük a kutatás empirikus eredményeit.

Az asszociációs kapcsolatok vizsgálata

A minőségi ismérvek közötti kapcsolat feltérképezésének legegyszerűbb módja a kontingenciatabla-készítés, valamint a függetlenségvizsgálat. Elemzésünk szempontjából

⁸ Az érdeklődő Olvasóknak javasoljuk Hunyadi–Vita (2002), Hajdu (2000), Füstös–Meszéna–Simonné (1986), vagy Rappai (2001) műveit.

legfontosabb a kérdőíven szereplő minőségi ismérvek (kvalitatív változók), valamint a nemzeti hovatartozás, illetve az ágazati besorolás közötti kapcsolat. Feltételezésünk szerint a nemzeti, illetve ágazati hovatartozás magyarázhat eltérő tudástranszfer-attitűdöket, így – noha a függetlenségvizsgálat önmagában nem különbözteti meg oksági viszony szempontjából a minőségi ismérveket – ezeket a változókat tekintjük oknak.

A 4. tábla a kvalitatív változók és a két említett magyarázó változó közötti függetlenségvizsgálat empirikus próbafüggvény-értékét tartalmazza.

4. tábla

Függetlenségvizsgálat-eredmények

A változó neve	A kérdőíven szereplő sorszám	Magyarázó változó	
		nemzet	ágazat
Vezető alkalmazottak „céghűsége”	5	20,128***	66,606***
Tudatos karriermenedzselés megléte	6	25,318***	0,027
Projektadatbank használata	7	0,092	2,123
Felhalmozott tudás átadásának formalizálása	14c	2,268	2,767
Felhalmozott tudás átadásának ösztönzése	14d	1,193	1,394
Új munkatársak bevonása projekt közben	39	0,001	24,893***
Ügyfelek elvárásai	41	147,180***	25,629
Régi ügyfelek bevonása új szolgáltatások kifejlesztésébe	42a	1,628	3,430
Referencia-ügyfelek használata	42b	0,640	3,622

Megjegyzés. Itt és a továbbiakban *** jelzi, ha a nullhipotézis (függetlenség) 0,1 százalékos, **, ha 1 százalékos, *, ha 5 százalékos szignifikanciaszinten elvetendő.

Az empirikus eredmények áttekintése során mind a kimutatható kapcsolatok, mind pedig – meglepő módon – a nem létező összefüggések hordoznak érdekes információkat. Az utóbbira – hely hiányában – nem kívánunk kitérni, úgy gondoljuk, hogy valamennyi Olvasó elgondolkozhat azon, vajon mi az oka, hogy például a projektadatbank használata, vagy a felhalmozott tudásformalizálás, -átadás szempontjából sem nemzeti, sem ágazati különbség nem volt kimutatható.

5. tábla

*Vezető alkalmazottak (domináns professzionalisták) „céghűsége”
a különböző országokban*

Céghűség	Cégek száma		
	Magyarország	Németország	Összesen
Nincs	15	12	27
Kevesebb mint 1 év	2	0	2
1 – 2 év	2	2	4
2 – 5 év	31	14	45
5 – 10 év	28	25	53
Több mint 10 év	4	21	25
<i>Összesen</i>	<i>82</i>	<i>74</i>	<i>156</i>

Tekintsük át azokat az összefüggéseket, ahol a sztochasztikus kapcsolat léte igazolható volt, vagyis ahol a csoportosító ismérvek nem voltak függetlenek a vizsgált eredményváltozóktól (a táblákban az összesen adatok nem mindenütt egyeznek meg, ennek oka a nemválaszolás, amely nem azonos mértékben figyelhető meg a különböző kérdéseknél. A tendenciák ugyanakkor így is jól nyomon követhetők).

Az 5. tábla adataiból egyértelműen kitűnik, hogy a kapcsolatot vélelmezhetően a két céghűségcsoport közötti „hangsúlyeltolódás” okozza: míg a magyar cégek esetében a legnagyobb súlyt azok a cégek teszik ki, ahol a professzionisták 2 és 5 év közötti időtartamot töltenek a cégnél, addig ezen cégek aránya Németországban jelentősen kisebb; ugyanakkor a német megkérdezettek több mint negyedénél a vezető szakalkalmazottak által a cégnél átlagosan eltöltött idő meghaladja a 10 évet. Összességében Magyarországon a tanácsadók, könyvvizsgálók, ügynökségi alkalmazottak gyakrabban váltanak céget, kevésbé tekinthetők hűségeseknek. Ugyanezt a változót elemezhetjük az ágazati hovatartozás szempontjából is.

6. tábla

Céghűség	Cégek száma			
	Tanácsadó	Könyvvizsgáló	Projektiroda	Összesen
Nincs	5	17	5	27
Kevesebb mint 1 év	0	0	2	2
1 – 2 év	3	1	0	4
2 – 5 év	32	9	4	45
5 – 10 év	17	16	20	53
Több mint 10 év	0	7	18	25
Összesen	57	50	49	156

Az eredmények ismét tanulságosak: míg a mintába került tanácsadó cégek, illetve projektirodák több, mint 80 százaléka esetén a szakemberek legalább 2 éves tapasztalattal rendelkeznek, addig ez az arány a könyvvizsgáló cégeknél csak 64 százalék. Az utóbbi ágazatban – a kérdőív tanúsága szerint – a cégek egyharmadánál a professzionisták új alkalmazottak (esetleg frissen végzettek).

Érdekes nemzeti különbség figyelhető meg a tudatos karriermenedzselés tekintetében (a menedzsment szakirodalom⁹ ezt *Up or Out* szabályként ismeri). A kapcsolat léte egyértelműen kitűnik: míg Németországban a cégek túlnyomó többsége (66) állítja, hogy munkatársai esetében tudatos a karrierépítés, vagyis a szakértők vagy eljutnak a tervezett karrierfokozatig, vagy el kell hagyniuk a céget; addig Magyarországon a megkérdezetteknek csak alig több mint a fele (38) nyilatkozott így. Lehetséges ezt az „iparág” későbbi kialakulásával magyarázni, ugyanakkor elgondolkodtató, hogy a magyar cégek jelentős része multinacionális vállalatcsoport tagja, és ezek esetében vélelmezhető, hogy a szervezeti kultúra homogenizálódik.

A függetlenségvizsgálat eredményei alapján eltérőnek tűnik a projekt során belépő új munkatárs kezelése a különböző típusú cégek esetén; valamint nemzeti sajátosságok mutathatók ki az ügyfelek elvárásainak megítélésében.

⁹ Lásd Szűcs (1999).

Az előre nem tervezett teamváltóztatás vizsgálata a különböző cégtípusoknál jól szemlélteti a tervezhetőség vagy fegyelmélettség szerinti sorrendet. Az auditor cégeknél meglehetősen ritka, hogy a projekt során új alkalmazottat vonjanak a team-be (7 eset), ugyanez a projektírodáknál szinte természetes (30 eset). A tanácsadók a két végpont között foglalnak helyet, a mintaelemek esetén valamivel több, mint a projektek egyharmadában (21 eset) volt szükség nem tervezett munkatárs bevonására.

Az utolsó változó, amely esetében a nemzeti hovatartozás lényeges magyarázó erővel bírt, az ügyfelek elvárása volt. Ez esetben a sorrendet kérdeztük. A 41. kérdés így szólt: Az Önök ügyfelei mindenekelőtt azt várják el Önöktől, hogy..., így a lehetséges válaszok (sorrendek) száma magas, ezért csak a legfontosabbnak ítélt válasz alapján készítettük el a 7. táblát.

7. tábla

Az ügyfelek vélelmezett elvárásai a két országban

Az ügyfél legfontosabb elvárása a céggel szemben	Cégek száma		
	Magyarország	Németország	Összesen
Szaktudásával vegyen részt a komplex problémamegoldási helyzetben, fejlesszen ki innovatív megoldásokat	16	40	56
Rendelkezzen megfelelő tapasztalattal	46	21	67
Egy ismert problémát oldjon meg hatékonyan	20	11	31
<i>Összesen</i>	82	72	154

Érdekes különbözőség rajzolódik ki az országok között: a német cégek szerint ügyfelek elsősorban innovativitást, szaktudást várnak el tőlük; ezzel szemben a magyar vállalatok a tapasztalat fontosságában hisznek. (Érdekes lenne a cégek marketing-, vagy PR-tevékenységét is megvizsgálni, vajon kimutatható-e ott is ilyen kettősség). Talán meglepő, de egyik országban sem gondolják nagy arányban a tanácsadók, könyvvizsgálók és projektírodák, hogy az ügyfelek szerint minden probléma egyforma, így csak a megfelelően hatékony megoldást kellene a problémához rendelni. (Lehet, hogy ez az árvédelmet szolgáló „önámítás”?)

Néhány kvantitatív változó várható értékének összehasonlítása

Empirikus eredményeink második csoportja a mérhető (kvantitatív) változók esetében vizsgálja, hogy létezik-e oksági viszony a nemzeti, illetve ágazati hovatartozás és a kiválasztott célváltozó között. Mivel nemzet szerint két csoportra bontható az alapsokaság, ezért ez esetben kétmintás *t*-próbát alkalmaztunk; a cégek tevékenység típusából három változatot vizsgáltunk, ezért ezen kapcsolatok esetében az egyutas varianciaanalízis módszerét használtuk. (Lásd a 8. és a 9. táblát.)

A nemzeti hovatartozást elemző eredmények viszonylag könnyen értelmezhetők, két változó esetén találunk szignifikáns különbséget a magyar, illetve a német cégek között.

– Megállapíthatjuk, hogy Magyarországon az iparágban működő cégeknél sokkal nagyobb arányban találunk professzionalistákat (vagy olyan munkatársakat, akit a válaszadó vezető ide sorolt), mint Németországban

(míg a magyar cégeknél átlagosan közel 70 százalék az arány, addig mindez Németországban alig több mint 35 százalék).

– A (legutolsó) projekt átlagos nagyságát tekintve azonban fordított a nagyságrendi viszony: míg Magyarországon az átlagos projektméret mintegy 50 munkanap (8 óra/fő munkanappal számolva), addig a német cégeknél az átlagos projektméret több mint 400 munkanapos.

8. tábla

Kétmintás t-próba eredmények a nemzeti hovatartozás szignifikáns voltának teszteléséhez

A változó	A változó megnevezése	Nemzeti hovatartozás	Elemzés	Átlag	Szórás	t-érték
24prof	Professzionisták aránya a cégnél (százalék)	magyar	81	68,68	25,70	3,719***
		német	70	35,46	75,54	
24össz	Munkatársak összlétszáma (fő)	magyar	81	74,69	116,73	1,186
		német	70	53,82	96,51	
31	Vállalati szabályozók mennyisége	magyar	82	3,60	1,10	1,245
		német	73	3,34	1,45	
34	Legutolsó projekt nagysága (óra)	magyar	82	427,70	700,03	-3,570***
		német	58	3424,26	7565,63	
35	Projektet megvalósító csoport (fő)	magyar	82	5,63	5,79	-0,005
		német	60	5,64	11,37	
36	Szakember helyszínen tartózkodásának aránya (százalék)	magyar	81	57,98	34,18	-0,694
		német	57	61,93	31,19	
37	Projektvezető vezetési tapasztalata (év)	magyar	79	9,44	7,81	1,764
		német	54	7,15	6,67	

Megjegyzés. A táblában a nullhipotézis szerint nincs különbség az adott (első oszlopban szereplő) változó különböző országokra becsült várható értéke között.

Bizonyos szempontból meglepő lehet, hogy sem a projektet megvalósító csoport létszámában (mintegy 6 fő), sem a helyszínen töltött időben (az összes idő mintegy 60 százaléka), sem pedig a csoportvezetők tapasztalatában (7-9 év) nem volt jelentős különbség a két országban.

A 9. táblában a varianciaanalízis eredményeit mutatjuk be. Érdekes, hogy eredményeink csak részben egyeznek a nemzeti hovatartozás vizsgálatánál megállapítottakkal.

– Nem mutatható ki meghatározó kapcsolat (a szokásos elsőfajú hibaváltozások mellett) sem a dolgozók összlétszáma, sem pedig a professzionisták aránya tekintetében a különböző tevékenységi körökhöz tartozó cégeknél.

– Nem meglepő, hogy a könyvvizsgálók tartják tevékenységüket legnagyobb mértékben szabályozottnak (5 fokozatú skálán átlagosan 4,37-es érték), a projektirodák valamivel alacsonyabb értéket (3,55) adtak meg; de még a rugalmasságukat leginkább fontosnak tartó tanácsadók is közepes függőség feletti (2,65) értéket adtak meg.

– Szignifikánsan különböznek a tevékenységek az átlagos projektméret, illetve -létszám terén is. Míg a könyvvizsgálók átlagos utolsó projektje 3 fős, és mintegy 350 órás volt, addig a projektirodák több, mint 7 fővel 3500 órát meghaladó projektet hajtottak végre. (A két végpont között található a tanácsadók 6-7 fős, mintegy 1300 órás projektjeikkel.) Nyilvánvalóan magyarázat erre a különbségre a projektek időbeli elhúzódnása, illetve az ismétlődések gyakorisága.

9. tábla

Varianciaanalízis eredmények az ágazati hovatartozás szignifikáns voltának teszteléséhez

A változó	A változó megnevezése	Ágazati hovatartozás	Elemzés	Átlag	F-érték
24prof	Professzionisták aránya a cégnél (százalék)	Tanácsadó	57	55,53	2,059
		Könyvvizsgáló	49	40,76	
		Ügynök	45	64,07	
24össz	Munkatársak összlétszáma (fő)	Tanácsadó	57	67,90	2,150
		Könyvvizsgáló	49	41,47	
		Ügynök	45	87,00	
31	Vállalati szabályozók mennyisége	Tanácsadó	57	2,65	34,445***
		Könyvvizsgáló	49	4,37	
		Ügynök	49	3,55	
34	Legutolsó projekt nagysága (óra)	Tanácsadó	54	1337,69	4,667*
		Könyvvizsgáló	45	349,11	
		Ügynök	41	3554,46	
35	Projektet megvalósító team (fő)	Tanácsadó	54	6,46	3,475*
		Könyvvizsgáló	46	3,01	
		Ügynök	42	7,45	
36	Szakember helyszínen tartózkodásának aránya (százalék)	Tanácsadó	50	55,62	0,920
		Könyvvizsgáló	47	59,15	
		Ügynök	41	65,00	
37	Projektvezető vezetési tapasztalata (év)	Tanácsadó	47	7,04	2,368
		Könyvvizsgáló	45	8,29	
		Ügynök	41	10,44	

Megjegyzés. A táblában, a varianciaanalízis nullhipotézise értelmében a három ágazatban az adott változó várható értéke egyenlő.

Az egymástól független (vagy részben független) kvantitatív változók elemzése, összehasonlítása több érdekes dologra hívta fel figyelmünket, ismét megerősítve a tényt, hogy az országok, vagy a ágazatok közötti legfontosabb különbség nem a technikai feltételekben vagy kivitelezési technológiákban van.

Attitűdvizsgálatok (vezetői elvárások, magatartásformák)

Ebben a részben – a diszkriminanciaanalízis eszközével – azokat a kérdéseket vizsgáltuk, melyeket a kérdőívben „bokrosítva” tettünk fel. (A kérdések egy-egy fontosnak ítélt terület vonatkozásában több válaszlehetőséget, illetve eszközkategóriát vizsgálnak, a válaszadónak ezeket kellett súlyozni, illetve rangsorolni.¹⁰) Az itt vizsgált válaszcsoporthoz ugyanarra a kérdésre vonatkoznak, annak mintegy árnyalatait elemzik külön-külön; vagy más esetekben különböző technikákat, technológiákat vizsgálnak szeparáltan. A kérdéscsoportok viszonylag nagy száma, illetve – a kérdőív sajátosságaiból eredően – az eredmények viszonylag nehézkes bemutathatósága miatt jelen tanulmányunkban csak néhány jellemző megállapításra térünk ki; valamennyi eredményt a már említett összefoglaló írás fogja tartalmazni.

¹⁰ Egy-egy kérdés esetében több válasz is kapható azonos „fontossági értéket”, így a válaszok nem tisztán rangskálán mértek.

A stepwise diszkriminanciaanalízis segítségével mód nyílik annak vizsgálatára, hogy a nemzeti, illetve ágazati hovatartozást mennyiben lehet magyarázni egy-egy kérdéskörrel, illetve, hogy az előbbi magyarázóerő leginkább melyik válaszok különbözőségének tulajdonítható.

10. tábla

A diszkriminanciaanalízis eredményeinek összefoglalása

Változó (a kérdés száma)	Nemzeti hovatartozás		Ágazati hovatartozás	
	Magyarázóerő	Bevont változó	Magyarázóerő	Bevont változó
Erőforrások fontossága (3.)	0,315	3b 3d 18f	0,203	3d 3c 18e
Vállalati siker tényezői (18.)	0,275	18g 18a	0,286	18d 18g 33a
Szakmai intézmények szolgáltatásai (33.)	0,028	33c	0,282	33d 33b
Kommunikációs eszközök (38.)	0,118	38c	0,165	38c 38d

Megjegyzés. A tábla első oszlopában a magyarázó („független”) változó szerepét betöltő kérdés (értsd kérdéscsoport) és kérdéssorszám szerepel; a második oszlopban a nemzeti hovatartozást magyarázó erő (Wilk's-lambda komplementere), majd a harmadik oszlopban a szignifikánsan magyarázó változók (válaszok) sorszáma szerepel a magyarázóerő sorrendjében; a negyedik, illetve ötödik oszlop ugyanezen bontásban vizsgálja az ágazati hovatartozást.

Az elemzés eredményei sok tekintetben meglepők, érdekesek. Nem szabad túlzott jelentőséget tulajdonítani annak a ténynek, miszerint a magyarázóerők viszonylag alacsonyak (a Wilk's-lambda-k közel esnek egyhez), ugyanis a csoportosítás magyarázata során olyan sok változót használtunk, hogy a néhány modellbe került tényezőnek a hatása értelemszerűen lesz kisebb. Tekintsük eredményeinket a kérdések sorrendjében!

3. kérdés: *Hogyan értékeli a következő erőforrások fontosságát az Ön vállalatának sikeressége szempontjából?* Az országok szerinti különbséget az anyagi eszközök (ingatlanok, gépek, berendezések), valamint a szervezeti folyamatok fontosságának megítélésében feltehető eltérések okozták. Míg Magyarországon az anyagi eszközök fontossága az átlag feletti (3,05),¹¹ addig a német cégek az ingatlanok, berendezések birtoklását mérsékelten fontosnak tekintették (1,90). Fordítva ítélték meg ugyanakkor a szervezeti folyamatokat, a német cégek ennek szignifikánsan nagyobb fontosságot tulajdonítottak (4,00 magyar cégek 3,33). Érdekes megjegyezni, hogy mindkét országban a munkatársak tudása és képessége ítéltetett a legfontosabbnak, az osztályzatok átlaga a maximumot közelíti (Magyarországon 4,72; Németországban 4,93).

A cégek tevékenység szerinti csoportosításának magyarázatánál ismét fontosak a szervezeti folyamatok (az osztályzat a könyvvizsgálóknál 3,02; míg a tanácsadóknál 4,04), de a tárgyi eszközök helyett itt az immateriális javaknak tulajdonítanak nagy jelentőséget a válaszadók. Nem meglepő, hogy a szoftverek meglétét a könyvvizsgálók érté-

¹¹ A kérdések értékelésekor – ahol az eltérést külön nem jelezzük – a feltüntetett értékek ötfokozatú skálán értendők.

kelik a legfontosabbnak (4,08-as átlag), valószínűleg ők érzik leginkább szükségét a munkavégzéshez elengedhetetlen speciális programcsomagoknak.

18. kérdés: *Mekkora a következő tényezők jelentősége az Ön vállalata sikerének szemszögéből?* A kérdés mind a nemzeti, mind az ágazati csoportosítást több szempontból magyarázta. Az országok közötti különbségeket leginkább a vállalati szinten meghatározott legjobb eljárások (best practices), a minőségi szabványok betartásának, illetve a szakspecifikus egységek meglétének relevanciájáról alkotott vélemények magyarázzák. Érdekes, hogy míg a „legjobb eljárások” inkább Magyarországon relevánsak (3,84, Németország: 2,97), addig a minőségi szabványok inkább Németországban hangsúlyosabbak (4,53, Magyarország: 3,83). A minőségi szabványok fontossága az ágazatok esetében is klasszifikált, itt emellett (illetve ez előtt) a kihelyezés, illetve a szakemberek választási szabadsága tűnt fontos csoportosító ismérvnek. Az utóbbi esetében érdemes megjegyezni, hogy míg a könyvvizsgálók, illetve projektirodáknál ennek relevanciája kicsi, addig a tanácsadóknál viszonylag lényegesnek ítélték meg a szakemberek tevékenységválasztási szabadságát.

33. kérdés: *A szakemberek használják-e a szakmai intézmények következő szolgáltatásait?* Érdekes, hogy az országok közötti különbséget a konferenciák, ülések látogatása okozza (Magyarországon élnek a lehetőséggel gyakrabban); ugyanakkor az ágazatok különbözőségét a másik három szolgáltatásból lehet levezetni. A könyvvizsgálók továbbképzésekre, kurzusokra járnak, valamint szakmai folyóiratokból tájékozódnak, de szinte soha sem használnak címlistákat; a tanácsadók ezzel ellentétben a cím- és kapcsolatlistákat használják; a projektirodák pedig viszonylag egyenletesen (közepesen) használják ki a szakmai intézmények szolgáltatásait.

38. kérdés: *Általában mely kommunikációs lehetőségek állnak az Önök rendelkezésére? Milyen gyakorisággal használták ezeket a legutolsó megbízatás, illetve projekt alkalmával?* A kérdésre adott válaszok érdekessége abban rejlik, hogy talán itt lehetett a legkevesebb előfeltevésünk. Megállapíthatjuk, hogy meghatározó különbség az országok között csak annyiban mutatható ki, hogy a német cégek gyakrabban használnak faxot, mint a magyarok (talán az írásbeliséget fontosabbnak ítélik). Mindkét országban a legfontosabb kommunikációs eszköz a telefon (naponta többszöri használat), ezt követi (Magyarországon szorosabban) a közvetlen beszélgetés (napi rendszeresség). Az ágazatok különbözőségét szintén elsősorban a faxhasználat mutatja (a projektirodáknál leggyakrabban, a tanácsadóknál legritkábban), de itt szignifikáns eltéréseket láthatunk az elektronikus posta (e-mail) használatban is, ezt a könyvvizsgálók kevésbé részesítik előnyben. Érdekes, hogy a vállalatok között még kevésbé elterjedtek az elektronikus fórumok, vitacsoportok, talán a nehézkes ellenőrizhetőség miatt idegenkednek ettől a formától.

*

Vizsgálatunk számos kérdéskört érintett, meglehetősen szerteágazó volt, jelen dolgozatunk az adatbázis feldolgozásának első eredményeit mutatja. A kutatás néhány részterületére vonatkozó eredményt tartalmaz *Farkas-Kühnel* (2002), illetve *Farkas-Kurucz-Rappai* (2002) írása. Jelen tanulmányunkban az empirikus elemzésre helyeztük a fő hangsúlyt, az eredmények olyan szeletét kívántuk bemutatni, amely a menedzsmenttu-

dományokban kevésbé jártas, ám a statisztikailag mérhető különbségek meglétére fogékony olvasók érdeklődésére tarthat számot.

Összefoglalásképpen azonban három összefüggést szeretnénk hangsúlyozni.

1. Talán sokak várakozásával ellentétben az országok tekintetében nem beszélhetünk egyértelműen rosszabb, vagy jobb teljesítményt nyújtóról, a tudományos eredmények, újonnan kialakult (kifejlesztett) menedzsmenteszközök használatát illetően pedig lemaradóról, illetve élenjáróról. Ezt valószínűleg a professzionista gazdaságsegítő cégek multinacionális jellege okozza, de megállapíthattuk, hogy a magyar vállalatok közel azonos mértékben és mélységben alkalmazzák a modern eszközöket. Talán az egyetlen kimutatható nemzeti különbség az iparágban dolgozók kora, illetve tapasztalata tekintetében volt. Ugyanekkor ezt nem tekinthetjük teljesen új megállapításnak, hiszen ismert az a tény, miszerint a tanácsadó, illetve projektmenedzselő szakma gyakorlatilag csak a rendszerváltás után jelent meg hazánkban, a képzések megindulása is gyakorlatilag ettől az időponttól számítható.

2. Magyarországon a cégek még erősebben igénylik a tárgyi eszköz-, szoftverellátottságot, valamint a munkatársak tapasztalatát, mint Németországban. Lehetséges, hogy ez az iparág viszonylagos fiatalságából ered, ám a változtatások iránti igény nem mutatkozott szembeötlően. Elképzelhető, hogy a szakma presztízse más a két országban, hiszen a vizsgált ágazatok Magyarországon talán a legkeresettebb szakmacsoporthoz tartoznak, ebből adódóan a legjobban is jövedelmeznek. A terület kialakulásának, illetve jelenleg zajló fejlődésének fázisában valószínűleg komoly PR-hatást tulajdonítanak a szereplők a tárgyi eszközállomány (székház, cégautó, informatikai infrastruktúra, mobiltelefon, stb.) modernségének és értékességének.

3. Az ágazatok között a könyvvizsgálók tűnnek a legkevésbé nyitottnak, az ő működésük a legerőteljesebben szabályozott, tradicionális. Vizsgálatunk szerint a menedzsmenttudományok, az információtechnológia újításai, eredményei elsőként – vizsgált foglalkozások szerint – a tanácsadók között jelennek meg, a másik két ágazatban a know-how beépülése lassabb. Ez a megállapítás sok tekintetben összecseng első összefoglaló megállapításunkkal, hiszen a könyvvizsgálószakma terjedt el (a vizsgált foglalkozások közül) a legrégebben hazánkban. Valószínűleg az auditor-cégek már kialakítottak egy szervezeti szintet, meghatározták saját szakmai és munka előírásaikat (az is lehet, hogy ezeket külföldről vették át), így manapság már hagyományosan működő szakmának tűnhetnek.

Vizsgálatunk primer adatbázisa számos további elemzési lehetőséget kínál, mindezek további kutatások kiindulópontját képezik.

IRODALOM

- DAAD Kutatócsoport (2000): *Neue strategische Konzepte und die Entwicklung des ländlichen Raumes*. DAAD Projekt, Universität Rostock, Rostock.
- FARKAS F. – KÜHNEL, S. (2002): Knowledge transfer within a professional service firm. *Organizacija Letnik*, 35. évf., 1. sz., 43–48. old.
- FARKAS F. – KURUCZ ZS. – RAPPAI G. (2002): A vezetés szerepe a tudásmenedzsmentben. *Vezetéstudomány*, 33. évf., 11. sz., 16–21. old.
- FÜSTÖS L. – MESZÉNA GY. – SIMONNÉ MOSOLYÓ N. (1986): *A sokváltozós adatelemzés statisztikai módszerei*. Akadémiai Könyvkiadó, Budapest.
- HAJDU O. (2000): *Statisztikai elemzések*. Egyetemi jegyzet. BKÁE, Budapest.
- HUNYADI L. – VITA L. (2002): *Statisztika közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.

- KÖVES P. – PÁRNICZKY G. (1981): *Általános statisztika I-II*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- RAPPAI G. (2001): *Üzleti statisztika Excellel*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- SCHLITTGEN, R. (1991): *Einführung in die Statistik*, Oldenbourg Verlag, München.
- SZÜCS P. (1999): Tudásmenedzsment – a hosszú távú siker megalapozója. In: *Gazdaság – Vállalkozás – Vezetés*. 3. kötet. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 17–23. old.

SUMMARY

This study was completed in co-operation with the researchers at the University of Rostock and the University of Pécs. It provides an overview of the German academic empirical research program. Researchers analysed the characteristics of knowledge management with the help of questionnaires and in-depth interviews in case of 157 Hungarian and German professional service providers. Knowledge transfer and the role of managers stood in the focal point of the study. The research highlighted the strategic role of managers in the externalisation of knowledge and the successful knowledge managing strategies in case of consulting, auditing and engineering project organisations. The detailed quantitative and qualitative results of the research are included in the proceedings published in Germany.

MÓDSZERTANI ELEMZÉSEK

TÚL A MAKROVÁLTOZÓKON: A LAKOSSÁGI BIZALMI INDEX ÉS A MAGYAR HÁZTARTÁSOK FOGYASZTÁSI KIADÁSAI*

VADAS GÁBOR

A háztartások körében végzett felvételek egyik jelentős területe a lakossági bizalmi index számítása, amely a háztartások pénzügyi helyzetét és kilátásait, valamint jövőbeni fogyasztási, megtakarítási szándékát próbálja számszerűen leírni. Az ilyen típusú indexeket mind a döntéshozók, mind az elemzők rendszeresen használják munkájuk során. Nem egyértelmű azonban, hogy a felmérések részkérdései, illetve az ezekből képzett kompozit indexek valóban azt mérik-e, amire a kérdések szerkesztői kíváncsiak. A tanulmányban a GKI Gazdaságkutató Rt. lakossági felmérésében szereplő kérdések és a korábban publikált kompozit index tulajdonságait vizsgáltuk, különös tekintettel a bizalmi index lakossági fogyasztási kiadást előrejelző képességére. Eredményeink alapján a kérdőív bizonyos kérdései nem mérik azt, amire azok elméletileg vonatkoznak, azonban található olyan részkérdések, amelyek alkalmazhatók a fogyasztási kiadások előrejelzésére. Arra következtetünk, hogy a lakossági bizalmi index más makrováltozók túl további információt tartalmaz a lakosság fogyasztási kiadásairól.

TÁRGYSZÓ: Lakossági bizalmi index. Lakossági fogyasztás előrejelzése. Gazdasági indikátorok.

Az üzleti és lakossági konjunktúrafelvételek eredményeit a kutatóintézetek havi, vagy negyedéves gyakorisággal rendszeresen publikálják, amit a döntéshozók és a gazdasági előrejelzések készítésében részt vevők kisebb-nagyobb súllyal figyelembe is vesznek véleményük kialakításakor. Akkor járunk el helyesen, ha tisztában vagyunk ezen felvételek kvalitatív (kérdések megfogalmazása, a felvételek módszere stb.) és kvantitatív (a már publikált index idősoros jellemzői, más idősorokkal való kapcsolata stb.) tulajdonságaival. Vizsgálatainkban ez utóbbi kérdéskört elemezzük. (A Magyarországon folyó konjunktúrakutatások kvalitatív összefoglalását lásd: *Tóth*; 2000.)

A vállalati felmérésekről készült részletes vizsgálatokról *Reiff, Sugár és Surányi* (2000), valamint *Ferenczi és Reiff* (2000) munkáiban olvashatunk bővebben. Jelen tanulmány a háztartások körében végzett bizalmi index alkalmazhatóságát kutatja. Arra keressük a választ, vajon a lakossági bizalmi index képes-e önmagában előrejelezni a fogyasztás várható alakulását, illetve egyéb változók mellett rendelkezik-e „pótlólagos”

* Köszönettel tartozom *Ferenczi Barnabásnak* (MNB), *Hamecz Istvánnak* (MNB), *Kovács Mihály Andrásnak* (MNB) és *Skultéty Lászlónak* (GKI) hasznos észrevételeikért és segítségükért. A fennmaradó hibákért a felelősség a szerzőt terheli. Az elemzés a szerző véleményét tükrözi, s nem feltétlenül esik egybe az Magyar Nemzeti Bank hivatalos véleményével.

magyarázóerővel. A vizsgálat során *Carroll, Fuhrer és Wilcox* (1994) tanulmányára támaszkodunk, valamint a szélesebb körű összehasonlítás érdekében felhasználjuk *Loundes és Scutella* (2000) ausztrál adatokon végzett tanulmányának eredményeit. A magyar lakossági felmérés tulajdonságainak jobb megismerése végett nemcsak a publikált kompozit indexre végezzük el a vizsgálatokat, hanem *Bram és Ludvigson* (1998) munkájához hasonlóan a felmérésben szereplő egyes kérdésekre is. Jelen tanulmánynak célja tehát a konjunktúrafelmérésekből származó lakossági bizalmi indexek és más makroadatok közötti kapcsolat feltárása, így egyik alapját képezheti a fogyasztási kiadások előrejelzésére alkalmas keret kialakításának (lásd *Jakab–Vadas*; 2001).

A tanulmány első részében a lakossági bizalmi index felvételéről, mintájáról és számítási módjáról ejtünk néhány szót, a teljesség igénye nélkül. Bemutatjuk a magyarországi lakossági konjunktúrafelvételt, illetve a vizsgálatba bevont bizalmi indexet és kiválasztásának okát. Az ezt követő részben bemutatjuk az alkalmazott módszereket, míg a harmadik részben összefoglaljuk az empirikus vizsgálat eredményeit. Végül a kapott eredményekre keresünk magyarázatot.

LAKOSSÁGI BIZALMIINDEX-FELVÉTELEK MAGYARORSZÁGON

Jelenleg a GKI Gazdaságkutató Rt. (GKI) a *lakossági bizalmi index*, illetve a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Marketing Tanszéke (BKÁE MT) *fogyasztói bizalom indexe* néven publikál adatokat. A BKÁE a fogyasztói bizalom indexét 1996 júniusa óta, negyedévente számítja a Michigani Egyetem Kutató Központjának módszerével. A minta 500 fős, amely a kutatási jelentések szerint életkor, végzettség, településtípus, valamint régiók szerint reprezentatív. A kérdőív 30 standard kérdést tartalmaz. A megkérdezettek alacsony száma, valamint a mintaidőszak rövidege miatt ezt az idősort nem vizsgáltuk.

A GKI 1993 februárja óta, havi rendszerességgel 12, az EU-ajánlásoknak megfelelő kérdést tesz fel, amely negyedévenként három további kérdéssel kiegészül.

A GKI lakossági kérdőíve a következő kérdéseket tartalmazza.

- Q1. Hogyan változott az Ön háztartásának pénzügyi helyzete a 12 hónappal ezelőtti állapothoz képest?
- Q2. Véleménye szerint, hogyan fog változni az Ön háztartásának pénzügyi helyzete a következő 12 hónap alatt?
- Q3. Véleménye szerint az ország gazdasági helyzete hogyan változott az eltelt 12 hónap folyamán?
- Q4. Véleménye szerint hogyan fog alakulni az ország gazdasági helyzete a következő 12 hónap folyamán?
- Q5. Véleménye szerint hogyan alakultak a megélhetési költségek a 12 hónappal ezelőttihez képest?
- Q6. Összehasonlítva a jelenlegivel, Ön szerint hogyan alakulnak az árak a következő 12 hónapban?
- Q7. Ön szerint az elkövetkező 12 hónap alatt hogyan változik a munkanélküliség?
- Q8. Ön szerint érdemes-e mostanában nagyértékű fogyasztási cikkeket (bútor, mosógép, tévé stb.) vásárolni?
- Q9. Ön szerint a következő 12 hónapban hogyan alakul a nagyértékű fogyasztási cikkekre szánt pénze az előző 12 hónaphoz képest?
- Q10. Kedvező-e most a helyzet a megtakarításra?
- Q11. Az elkövetkező egy évben mennyire valószínű, hogy képes lesz megtakarítani?
- Q12. Milyen az Ön háztartásának anyagi helyzete (sokat tud megtakarítani, keveset, éppen kijönnek a jövedelmükből, megtakarításokhoz kell hozzányúlani, eladósodnak)?
- Q13. Hogy gondolja, tud-e Ön két éven belül személygépkocsit vásárolni?
- Q14. A következő két éven belül vesz vagy épít-e Ön házat?
- Q15. A következő egy éven belül fordít-e nagyobb összeget a lakására?

A publikált GKI-féle lakossági bizalmi index öt (az 1., 2., 3., 4. és a 8.)¹ kérdésre adott válaszok számtani átlaga. A felmérés mintája 1000 fős,² kétlépcsős (első lépésben települések, a másodikban személyek) véletlen kiválasztással vett nem és életkori csoport szerint reprezentatív. A felmérés kérdéseire adható válaszok legtöbb esetben ötfokú ordinális skálán helyezhetők el. A kérdések az előző időszakhoz viszonyított változásra, vagy a jelenbeli helyzet jövőbeni változására kérdeznak rá. A lehetséges válaszok általában kiegyensúlyozottak, közel „egyenlő távolságra” helyezkednek el egymástól. Mivel a skálákon általában mindkét véglet szerepel, így az általános gazdasági helyzet megváltozásával sem kell a skálákat újradefiniálni, ami lehetőséget nyújt a bizalmi index hosszú távú összehasonlítására. A válaszokból számított index értéke a $[-100 \ 100]$ -as intervallumban helyezkedik el, ami tulajdonképpen az előző időszakhoz viszonyított helyzetmegítélés-változást fejezi ki. A vizsgálatban a GKI lakossági bizalmi indexének szintértékeit használjuk.

ALKALMAZOTT MÓDSZEREK

Ahogy a bevezetőben már említettük, a bizalmi index magyarázóerejének teszteléséhez *Carroll, Fuhrer és Wilcox* (1994) munkáját használjuk fel, ahol a szerzők a Michigani Egyetem fogyasztói bizalmi indexét (Index of Consumer Sentiment – ICS) tesztelték az Egyesült Államok különböző fogyasztási kategóriáin. A vizsgálat közép-pontjában az index előrejelzési képességének mérése áll. Első lépésként meghatározzuk, mennyit képes a lakossági bizalmi index önmagában magyarázni a lakossági fogyasztási kiadás növekedési ütemének varianciájából. Ehhez a következő regresszió korrigált R^2 -ét fogjuk vizsgálni:³

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i S_{t-i} + \varepsilon_t, \quad /1/$$

ahol C_t^j a különböző fogyasztási kategóriákat, S_{t-i} a lakossági bizalmi indexet jelenti. *Carroll, Fuhrer és Wilcox* (1994) négyféle csoportot vizsgál (teljes fogyasztási kiadás, gépjárművásárlás, gépjárműn kívüli termékek, illetve a szolgáltatások fogyasztása), azonban magyar adatokat a teljes fogyasztási kiadásra, illetve a gépjárművásárlásokra találunk, így csak ezek esetében végezhető el az összehasonlítás. Tanulmányunkban egy harmadik kategóriát, a tartós fogyasztási cikkek vásárlását is teszteljük a magyar adatokon.⁴

Annak eldöntése érdekében, hogy a bizalmi index rendelkezik-e addicionális magyarázó erővel más változók mellett, a következő két egyenlet korrigált R^2 értékét hasonlítjuk össze:

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{és} \quad /2/$$

¹ A GKI a kompozitindex-számításhoz felhasznált kérdések körét 2002-ben megváltoztatta.

² A minta nagysága 2001 májusától 1500 főre emelkedett.

³ Az /1/ egyenlet bal oldalán az adott fogyasztási kategória növekedési ütemét szerepeltetjük, amelynek nem extrém növekedés esetén jó közelítője a $\Delta \ln X_t$ transzformáció.

⁴ A tartós fogyasztási cikkek számítási módját lásd *Kézikönyv a magyar gazdasági adatok használatához* (2002).

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i S_{t-i} + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad /3/$$

ahol C_t^j az adott fogyasztási kategóriát, S_{t-i} a bizalmi index késleltetett értékeit jelöli, Z_{t-1} vektor pedig a függő változó és a rendelkezésre álló jövedelem növekedésének késleltetett értékeit tartalmazza. Amennyiben a /3/ korrigált R^2 -e nagyobb a /2/-nél és β_i -k együttesen szignifikánsak, akkor a bizalmi index szignifikáns többlet magyarázó erővel rendelkezik más változók mellett.

A lakossági bizalmi indexek tisztán ökonometriai értelemben vett *előidejűségét* a Granger-féle oksági teszt,⁵ keresztkorrelációs együtthatók és a keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája segítségével elemezzük. A keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája azt mutatja meg, hogy a maximális korrelációs együtthatóra vonatkozóan inkább előidejűnek (negatív érték), vagy későnek (pozitív érték) tekinthető-e a vizsgált idősor (számítási módját lásd a Függelékben). A mutató -1 és 1 között veszi fel értékeit. A nulla érték szimmetrikus keresztkorrelációs együtthatókat jelent a maximális keresztkorrelációs együttható körül. Ez a mutató hasznos számunkra, hiszen elképzelhető, hogy az egyik index legmagasabb keresztkorrelációs értékét egyidejűség esetén veszi fel, azonban egyik két periódusú előidejűség esetén is jelentős korrelációt mutat a vizsgált idősorral, míg késés esetén a korreláció értéke gyorsan csökken. Ezzel a módszerrel többletinformációt kapunk ahhoz képest, mintha pusztán a maximális korrelációs együtthatóhoz tartozó késleltetés számot emeljük ki.

EMPIRIKUS EREDMÉNYEK

A lakossági bizalmi indexszel természetszerűleg összefüggésbe hozható fogyasztási kiadások idősora csak negyedéves gyakorisággal érhető el. Noha a bizalmi index havi gyakoriságú, helytelen lenne azt gondolni, hogy a negyedéves fogyasztási kiadások mesterséges hónapokra bontásával több információhoz jutunk, jobb eredményt kapunk. Ugyan számszerűen több adatunk lenne, a fogyasztási kiadások információhalmaza azonban ettől nem változna, ezenkívül mesterséges dinamikát vinnénk az idősorba. Ezen hibák elkerülése végett a havi bizalmi indexeket átlagolással negyedévesítettük és ezt vizsgáljuk a negyedéves fogyasztási kiadások tükrében. Annak érdekében, hogy értelmezhető negyedéves növekedési ütemeket kapjunk, az eredeti fogyasztási adatokat szezonálisan kiigazítottuk.

Előrejelző képesség

A GKI lakossági bizalmi indexre vonatkozó vizsgálatának eredményeit a jobb áttekinthetőség kedvéért két fő blokkban foglaljuk össze. Az elsőben a GKI által publikált kompozit index, illetve a részkérdésekre adott válaszok előrejelző képességét és az addicionális magyarázóerőt mutatjuk be. A másodikban tiszta előidejűség-tesztek eredményeit szerepeltetjük.

⁵ A Granger-féle oksági teszt itt használt változata azt vizsgálja, hogy a korábban alkalmazott késleltetés számhoz képest jobb becslést kapunk-e, ha további egy időszakkal késleltetett változót is szerepeltetünk. Formálisan a Granger-féle oksági teszt az $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \delta_1 x_{t-1} + \dots + \delta_k x_{t-k}$ függvényből δ_k szignifikanciáját teszteli.

A GKI kompozit indexe. Az előrejelző képesség becslésének eredményeit az 1. táblában foglaltuk össze. Az oldalrovatban a vizsgált fogyasztáskategória megnevezése található. Az első, második és harmadik oszlop az Egyesült Államokbeli, az ausztrál, illetve a magyar fogyasztási kiadások becslésének korrigált R^2 értékét mutatja, amennyiben csak a lakossági bizalmi indexet használjuk magyarázó változóként. A negyedik, az ötödik és a hatodik oszlop azt a változást mutatja, mennyivel nő a korrigált R^2 , ha a lakossági bizalmi indexet a \mathbf{Z} vektor mellé bevonjuk magyarázó változóként. Ez az érték mutatja meg, vajon a lakossági bizalmi index tartalmaz-e olyan információt, amelyet egyéb megfigyelt változók, esetünkben a jövedelem és fogyasztás késleltetett értékei nem tartalmaznak. Amennyiben a korrigált R^2 nő, azaz az 4-6. oszlopban szereplő értékek pozitívak, akkor a lakossági bizalmi index bevonása más változók mellé növeli a magyarázóerőt. A zárójelben a késleltetett lakossági bizalmi index paramétereinek Wald-teszttel számított együttes p értéke található.

A regresszióban a késleltetést, a referenciaműhöz hasonlóan, négy negyedév alapján választottuk, a \mathbf{Z} vektorban pedig a függő változót és a rendelkezésre álló lakossági jövedelem növekedési rátáját szerepeltetjük. A késleltetési struktúra átvétele ugyanakkor vitatható lehet, mivel a két ország adatsorainak hossza jelentősen különbözik. Míg az Egyesült Államok esetében a teljes idősor 1955. első negyedév, 1992. harmadik negyedév (a továbbiakban: 1955:1–1992:3), addig Magyarország esetében, a tanulmány írásakor ez mindössze 1993:1–2000:4. Meg kell jegyezni azonban, hogy a táblában az 1978:1–1992:3 mintából becsült paraméterek szerepelnek, ugyanis így az ausztrál adatokon elvégzett elemzéssel⁶ az Egyesült Államok adatai azonos mintaidőszakon alapulnak.

1. tábla

A GKI lakossági bizalmi indexének magyarázó ereje

Fogyasztási kategóriák	\bar{R}^2			\bar{R}^2 -növekedés		
	Egyesült Államok	Ausztrália	Magyarország	Egyesült Államok	Ausztrália	Magyarország
Fogyasztási kiadás	0,05 (0,013)	0,04 (0,119)	0,51 (0,000)	-0,03 (0,056)	0,02 (0,470)	0,25 (0,011)
Új gépjármű	-0,01 (0,130)	0,08 (0,024)	0,06 (0,248)	0,03 (0,013)	0,05 (0,212)	0,01 (0,412)
Tartós fogyasztási cikk			0,14 (0,150)			0,29 (0,133)

Forrás: Az Egyesült Államokra vonatkozó becslés Carroll, Fuhrer és Wilcox (1994), az ausztrál adatokon végzett Loundes és Scutella (2000)-tól származik.

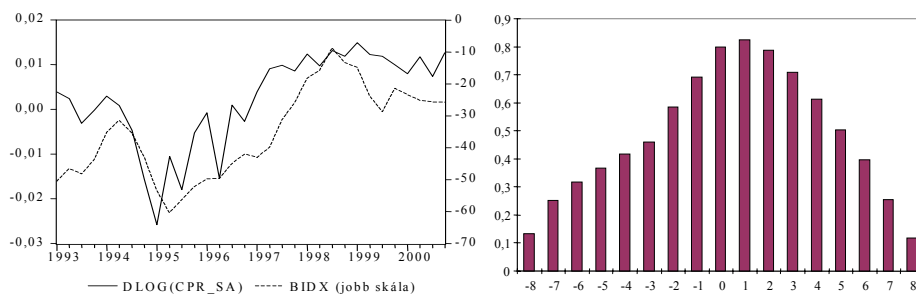
Az 1. tábla alapján már elvégezhetjük a GKI által publikált lakossági bizalmi index (*BIDX*) fogyasztásra vonatkozó magyarázó erejének elemzését. A lakossági fogyasztási kiadás esetében figyelemre méltó eredményeket kaptunk: a bizalmi index önmagában

⁶ Az ausztrál lakossági bizalmiindex-vizsgálatát Loundes–Scutella (2000) tanulmányában végzi el. Érdemes megjegyezni, hogy Carroll, Fuhrer és Wilcox (1994)-hez képest egy további fogyasztási kategóriát is megkülönböztetnek „discretionary consumption” néven, amely a teljes fogyasztási kiadás mínusz az élelmiszerek, bérleti költségek, egészségügyi és oktatási kiadások és a villamos energia összege.

51 százalékot magyaráz a fogyasztási kiadás növekedési rátájának varianciájából. A becsült paraméterek együttesen szignifikánsnak bizonyultak, hasonlóan az amerikai esethez. Szintén jó eredményt kapunk, ha a lakossági bizalmi index addicionális magyarázó erejét vizsgáljuk. A hatodik oszlop tanúsága szerint a bizalmi index a függő változó, illetve a rendelkezésre álló jövedelem növekedési rátája késleltetett értékeinek magyarázó erején túl további 25 százalékot magyaráz a fogyasztási kiadás növekedési rátájának varianciájából. Az amerikai eset ezzel szemben -3 százalék, míg ausztrál esetben ez plusz 2 százalék, de ott a bizalmi index paraméterei együttesen nem szignifikánsak.

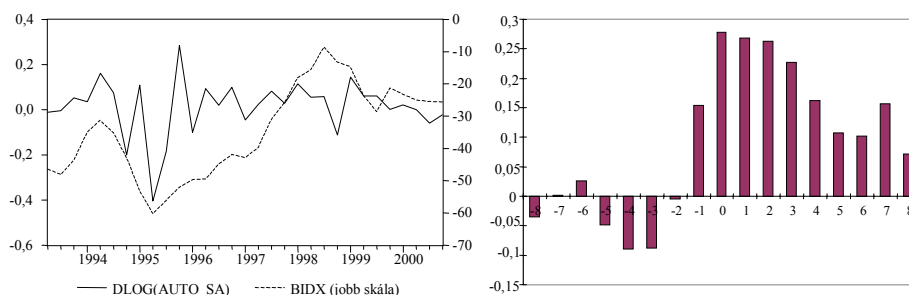
A számszerű eredményeken túl az 1. ábra jól szemlélteti a két idősor közötti szoros kapcsolatot. A magyar bizalmi index másik két országhoz viszonyított magas magyarázóerejének oka valószínűleg az 1993 és 2000 közötti időszak sajátos jellegéből fakad. A fogyasztási kiadások 90-es évek közepére jellemző csökkenését jelentős fogyasztásnövekedés követte, így a háztartások esetében saját helyzetük megítélésének ingadozása jóval markánsabb, mintha ugyanezen időszak alatt egyenletes növekedést tapasztaltak volna. Természetesen ez nem jelenti azt, hogy egy kiegyensúlyozottabb időszakban a lakossági bizalmi index nem rendelkezne magyarázó erővel, amit jól bizonyítanak a jelentősen nagyobb mintán kapott amerikai és ausztrál eredmények.

1. ábra. Teljes fogyasztási kiadás és a lakossági bizalmi index, illetve azok keresztkorrelációja



Megjegyzés. A bal oldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési ütemének és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobb oldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), BIDX(i))$ függvényt mutatja.

2. ábra. Új gépjármű vásárlása és a lakossági bizalmi index, illetve azok keresztkorrelációja

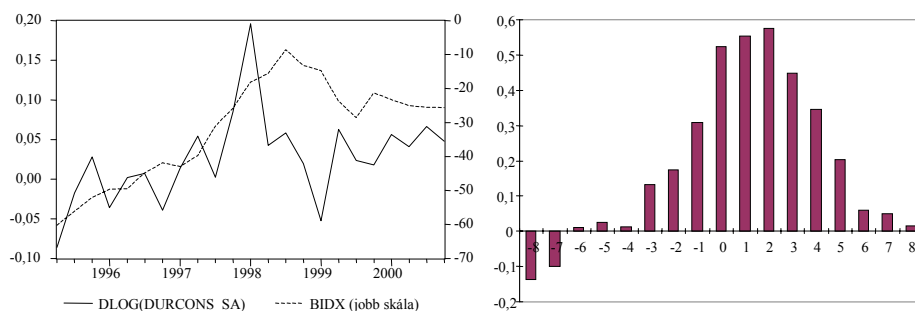


Megjegyzés. A bal oldali ábra az új gépkocsi vásárlásának negyedéves növekedési ütemét és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobb oldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(AUTO_SA), BIDX(i))$ függvényt mutatja.

A következő vizsgált két fogyasztási kategóriában, az új gépkocsi,⁷ illetve a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának esetében, a lakossági bizalmi index nem rendelkezett sem önmagában, sem más változók mellett szignifikáns paraméterekkel. A 2. ábra alapján is az új gépkocsik vásárlása és a GKI lakossági bizalmi indexe közötti gyenge kapcsolatra következtethetünk. Az ausztrál esetben sem egyértelmű a bizalmi index magyarázó ereje a gépkocsivásárlásokkal kapcsolatban. Noha önmagában szignifikáns, a függő változó késleltetett értékei és a jövedelemnövekedés mellett már nem elfogadható a bizalmi indexek paramétereinek együttes létezése 10 százalékos szinten.

A tartós fogyasztási cikkek esetében a magyarázó erő lényegesen nagyobb, mint amit a gépjárművásárlás idősora esetében tapasztaltunk, azonban a bizalmi index paraméterei együttesen itt sem szignifikánsak.

3. ábra. Tartós fogyasztási cikk vásárlása és a lakossági bizalmi index, illetve azok keresztkorrelációja



Megjegyzés. A bal oldali ábra a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának negyedéves növekedési ütemét és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobb oldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(DURCONS_SA), BIDX(i))$ függvényt mutatja.

A GKI lakossági felmérés kérdései. Az előző részben megvizsgáltuk, rendelkezik-e magyarázó erővel a GKI által publikált lakossági bizalmi index. Ahogy már említettük, ez az index a felmérés során feltett 15 kérdésből (12 havi, 3 negyedévi gyakoriságú) kiemelt 5 kérdésre (Q1., Q2., Q3., Q4. és Q8.) adott válasz számtani átlaga.⁸ Érdeemes megvizsgálni, vajon ezek a kérdések rendelkeznek-e a legjobb tulajdonsággal, illetve a feltett kérdések képesek-e azt mérni, amire elméletileg vonatkoznak.

A kérdésszintű kiértékeléshez a /3/ egyenletben szereplő kompozit bizalmi indexet a kérdésenkénti indexekre cseréljük ki:

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i Q_{t-i}^k + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad /4/$$

A /4/ képletben C_t^j az adott fogyasztási kategóriát, Q_{t-i}^k a k -adik kérdésre adott válaszok késleltetett értékeit, a Z_{t-1} vektor pedig a függő változó és a rendelkezésre álló jövedelem növekedési ütemét jelenti. Minden fogyasztási kategórián annak negyedéves növekedési ütemét értjük.

⁷ Az MNB saját becslése, lásd *Jakab-Vadas* (2001).

⁸ A GKI 2002-ben változtatott a kompozit index összetételén és bekerültek vizsgálatunk alapján is jobb tulajdonsággal rendelkező kérdések.

A 2. tábla alapján magyarázatot kapunk a publikált kompozit index gyenge teljesítményére az autó és a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának szempontjából. A GKI lakossági bizalmi indexének öt részindexe közül három a teljes fogyasztási kiadás, négy a gépkocsi-vásárlás és szintén négy a tartós fogyasztási cikk vásárlása esetén nem szignifikáns.

2. tábla

A lakossági bizalmi index kérdésenkénti \bar{R}^2 növekedése

sorszama	A kérdés	Teljes fogyasztási kiadás	Gépkocsi-vásárlás	Tartós fogyasztási cikk vásárlása
	szövege			
Q1.	A háztartás múltbeli pénzügyi helyzete	0,16 (0,318)	0,16 (0,167)	-0,30 (0,896)
Q2.	A háztartás jövőbeni pénzügyi helyzete	0,18 (0,162)	0,04 (0,346)	-0,03 (0,520)
Q3.	Az ország múltbeli gazdasági helyzete	0,25 (0,003)	-0,12 (0,742)	0,47 (0,030)
Q4.	Az ország jövőbeni gazdasági helyzete	0,21 (0,035)	0,00 (0,43)	0,31 (0,113)
Q5.	A megélhetési költségek múltbeli alakulása	0,21 (0,044)	-0,05 (0,580)	-0,05 (0,559)
Q6.	Az árak jövőbeni alakulása	0,16 (0,310)	0,07 (0,295)	-0,14 (0,683)
Q7.	A munkanélküliség jövőbeni alakulása	0,22 (0,031)	0,15 (0,170)	-0,08 (0,594)
Q8.	Érdemes-e nagyértékű fogyasztási cikket vásárolni	0,14 (0,607)	0,28 (0,060)	0,03 (0,420)
Q9.	Nagyértékű fogyasztási cikkekre költendő jövedelem	0,19 (0,151)	0,13 (0,191)	0,24 (0,178)
Q10.	Megtakarítási helyzet	0,16 (0,308)	0,03 (0,360)	0,05 (0,395)
Q11.	Megtakarítási kilátások	0,14 (0,651)	0,25 (0,073)	0,50 (0,022)
Q12.	A háztartás anyagi helyzete	0,14 (0,638)	0,36 (0,025)	0,57 (0,006)
Q13.	Személygépkocsi-vásárlási tervek	-0,06 (0,867)	0,02 (0,785)	-0,10 (0,632)
Q14.	Házépítés vagy -vásárlás	-0,01 (0,679)	0,28 (0,322)	-0,08 (0,603)
Q15.	Egyéb lakásberuházási tervek	-0,06 (0,871)	0,23 (0,396)	-0,44 (0,993)

Megjegyzés. Zárójelben a megfelelő kérdésre adott válaszok együttthatóinak együttes szignifikanciáját jellemző p -értékek találhatók.

Mindezek alapján célszerűnek látszik a megfelelő kérdések kiválasztásával új indexet képezni. A teljes fogyasztási kiadás esetében a 3., 4., 5. és 7. kérdés átlagolásával jobb indikátorhoz juthatunk, mint a GKI által publikált index. Meglepő, hogy azok a kérdések, amelyek kifejezetten a jövőbeni fogyasztásra vonatkoznak, nem teljesítenek a várakozásoknak megfelelően. Ez azonban nem tekinthető magyar sajátosságnak, ugyanis *Bram* és *Ludvigson* (1998) tanulmányában az amerikai felmérésekkel kapcsolatban hasonló ered-

ményre jutott.⁹ A Michigani Egyetem felmérésében szereplő, jövőbeni vásárlásokra vonatkozó kérdések nem bizonyultak szignifikánsnak a fogyasztás előrejelzésében, míg a Conference Board felmérésében a munkanélküliség jelen és jövőbeni helyzetére vonatkozó kérdések jó előrejelzői a jövőbeni fogyasztásnak. Hasonló eredményt kapunk a magyar adatokkal is, mivel a GKI felmérésében a 7. kérdés szignifikáns a fogyasztási kiadás előrejelzésében, míg a 8. és 9. kérdés nem az. A tartós fogyasztási cikk esetében sem meghatározó a 8. kérdés, azonban ez az idősor a legrövidebb, így a tesztek megbízhatósága is kisebb. Az autóvásárlásra vonatkozó 13. kérdéstről is azt feltételeztük, jó indikátora lesz az új gépkocsik vásárlásának, azonban ezt a hipotézisünket a becslés alapján el kell vetnünk.

Annak érdekében, hogy eldöntsük az általunk alkotott lakossági bizalmi index (3., 4., 5. és 7. kérdésekből számított index) nagyobb magyarázóerővel rendelkezik-e, ismét kiszámítjuk az /1/, /2/ és /3/ egyenletek segítségével a korrigált R^2 -értékeket úgy, hogy a GKI lakossági bizalmi indexét az általunk számított indexre cseréljük. Legyen:

$$QCOMP = 1/4(Q3 + Q4 + Q5inv + Q7inv) \quad /5/$$

A 3. tábla összefoglalja a GKI publikált és az általunk számított kompozit bizalmi index előrejelző képességét.

3. tábla

Az egyedi indexek magyarázó ereje

Fogyasztási kategóriák	\bar{R}^2		\bar{R}^2 -növekedés	
	GKI kompozit index	<i>QCOMP</i>	GKI kompozit index	<i>QCOMP</i>
Fogyasztási kiadás	0,51 (0,000)	0,57 (0,000)	0,25 (0,011)	0,26 (0,006)
Új gépjármű	0,06 (0,248)	0,12 (0,137)	0,01 (0,412)	0,01 (0,429)
Tartós fogyasztási cikk	0,14 (0,150)	0,13 (0,176)	0,29 (0,133)	0,33 (0,104)

A fogyasztási kiadások esetében az új bizalmi index önmagában a fogyasztás varianciájának 57 százalékát magyarázza, szemben a GKI által publikált index 51 százalékos teljesítményével. Más változó szerepeltetése mellett az addicionális magyarázó erő lényegesen nem változott, azonban mindkét esetben a bizalmi indexek együttes elfogadhatósága javult. Jelentős különbség még a GKI és az általunk számított index között a fogyasztási kiadásra vonatkozó keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája (lásd később). A gépjármű és a tartós fogyasztási cikkek vásárlási idősoraira is megvizsgáltuk az általunk számított index magyarázó erejét, noha a szerepeltetett kérdések a fogyasztási kiadás alapján lettek kiválasztva. Az új autók vásárlásának esetében a magyarázó erő javult és a paraméterek együttesen elfogadhatóbbak lettek, de még így

⁹ A kérdésenkénti elemzést a Michigani Egyetem és a Conference Board lakossági bizalmi indexére is elvégezték.

¹⁰ Az 5. és 7. kérdés mögött álló *inv* kifejezés az alapidősor -1-szeresét jelenti, ennek okát lásd később.

is el kell vetnünk 10 százalékos szignifikanciaszinten. A tartós fogyasztási cikkek esetében az általunk számított index addicionális magyarázó ereje javult, a paraméterek együttesen is elfogadhatóbbak lettek, de még így sem fogadható el 10 százalékos szignifikanciaszinten.

Előidejűségi tesztek

A lakossági bizalmi index vizsgálatának másik szempontja annak megállapítása, hogy a lakossági bizalmi index előidejű (leading) indikátora-e tisztán ökonometriai szempontból a lakossági fogyasztási kiadások alakulásának. Ennek meghatározása érdekében Granger-féle oksági teszttel, valamint keresztkorrelációs együtthatók és azok aszimmetriájának segítségével elemezzük az idősorok előidejűségét vagy késését.

A Granger-féle oksági teszt alapján (4. tábla) csak a 6. kérdésre adott válaszok tekinthetők előidejűnek a lakosság fogyasztási kiadásának viszonylatában. Sem az általunk számított index (*QCOMP*), sem a GKI által publikált index (*BIDX*) a Granger-teszt alapján nem tekinthető előidejűnek, azonban az előidejűség/késés (lead/lag) arány a *QCOMP* javára módosult. A jelen és jövőbeni fogyasztásra vonatkozó kérdések (Q8., Q9.) a Granger-teszt alapján sem mutatnak előidejűséget.

4. tábla

A fogyasztási kiadásra vonatkozó Granger-féle oksági teszt *p* értékei

Kérdés	n=1		n=2		n=3		n=4	
	Előidejűség	Késés	Előidejűség	Késés	Előidejűség	Késés	Előidejűség	Késés
Q1.	0,67	0,00	0,69	0,01	0,66	0,04	0,77	0,09
Q2.	0,59	0,00	0,40	0,02	0,30	0,02	0,16	0,05
Q3.	0,06	0,03	0,40	0,07	0,75	0,08	0,50	0,09
Q4.	0,36	0,02	0,84	0,06	0,87	0,07	0,21	0,17
Q5.	0,21	0,02	0,25	0,14	0,43	0,17	0,24	0,41
Q6.	0,07	0,56	0,02	0,36	0,04	0,44	0,10	0,47
Q7.	0,71	0,03	0,29	0,05	0,11	0,04	0,02	0,11
Q8.	0,71	0,01	0,22	0,02	0,35	0,08	0,69	0,12
Q9.	0,50	0,01	0,29	0,02	0,23	0,01	0,26	0,03
Q10.	0,54	0,00	0,91	0,01	0,88	0,01	0,29	0,03
Q11.	0,98	0,00	0,17	0,03	0,15	0,02	0,11	0,04
Q12.	0,88	0,01	0,23	0,08	0,38	0,44	0,33	0,12
Q13.	0,77	0,05	0,94	0,01	0,77	0,25	0,99	0,66
Q14.	0,90	0,94	0,59	0,30	0,52	0,39	0,21	0,73
Q15.	0,89	0,09	0,74	0,02	0,35	0,01	0,59	0,02
BIDX	0,28	0,00	0,76	0,06	0,84	0,03	0,44	0,10
QCOMP	0,19	0,01	0,57	0,05	0,72	0,03	0,21	0,11

Megjegyzés. A táblában a lakossági fogyasztási kiadás negyedéves növekedési üteme és a bizalmi indexek közötti Granger-féle oksági teszt *p* értékei szerepelnek. Az előidejűség (lead) és késés (lag) a bizalmi indexre, illetve az adott kérdésekre vonatkoznak. Az 5 százalékos szignifikanciaszint vastag, a 10 százalékos szignifikanciaszint dőlt betűvel van jelölve.

A keresztkorreláció becslésére vonatkozó eredményeket az 5. táblában foglaltuk össze. Az első oszlopban az indexeknek azon késleltetés száma szerepel, amelynél a lakos-

sági fogyasztási kiadásra vonatkozóan a legnagyobb keresztkorrelációs együtthatót kaptuk. A második oszlop az ehhez a késleltetés számhoz tartozó keresztkorrelációs együtthatót mutatja. A harmadik oszlopban a keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriáját mutató érték szerepel. A tábla negyedik oszlopa az aszimmetria vizsgálatába bevont keresztkorrelációs együtthatók szignifikáns voltát mutatja. Amennyiben az aszimmetriaszámításba bevont egyetlen keresztkorrelációs együttható is a küszöbérték alatt van, a teszt elveti az aszimmetriamutató helyességét.

5. tábla

Fogyasztási kiadásra vonatkozó keresztkorreláció

Kérdés	i^*	Keresztkorreláció	Aszimmetria	Szignifikancia
Q1.	2	0,837	0,015	mind
Q2.	1	0,822	0,085	mind
Q3.	0	0,748	-0,049	mind
Q4.	1	0,772	-0,106	mind
Q5.	1	-0,807	0,091	mind
Q6.	-1	-0,713	0,091	mind
Q7.	1	-0,591	-0,018	mind
Q8.	2	0,800	0,134	mind
Q9.	1	0,798	0,079	mind
Q10.	1	0,779	0,194	mind
Q11.	2	0,771	0,105	mind
Q12.	4	0,796	-0,016	mind
Q13.	3	0,544	0,161	mind
Q14.	-6	-0,612	0,189	mind
Q15.	3	0,645	-0,123	mind
BIDX	1	0,825	0,017	mind
QCOMP	1	0,786	-0,075	mind

* Az i értékek a bizalmi indexre, illetve az adott kérdés előidejűségére/késésére vonatkoznak.

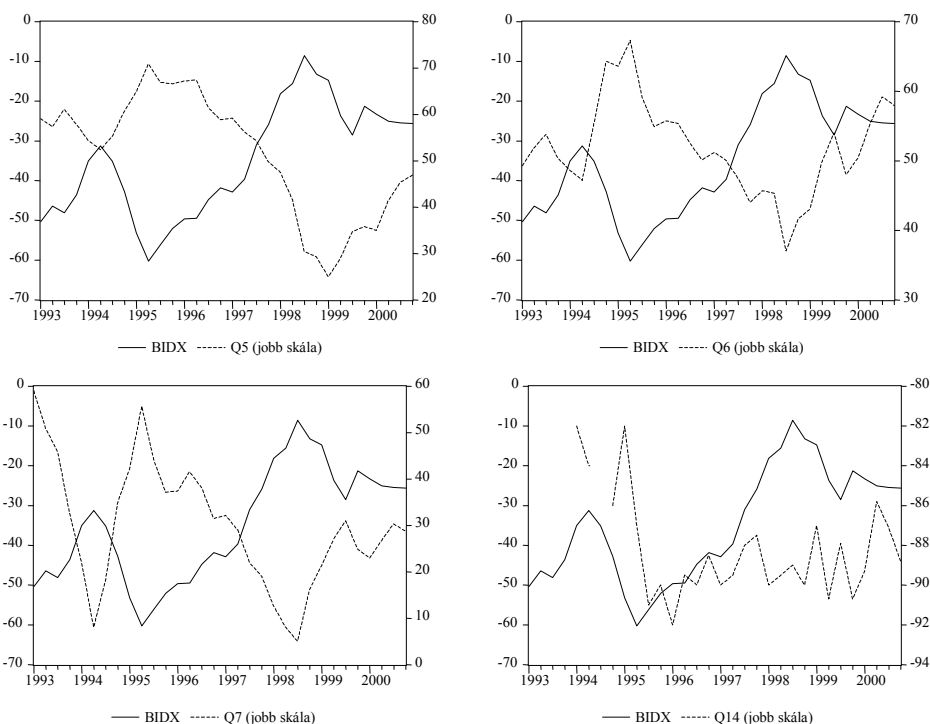
A keresztkorrelációs együtthatók alapján a 6. és a 14. kérdés mutat előidejűséget a fogyasztási kiadáshoz képest, ami meglepő, hiszen a kérdés jellege alapján más indexeket is előidejűnek várnánk. Noha a 14. kérdésnél adhatnák azt a magyarázatot, hogy a lakásvásárlásra már most elkezdene takarékoskodni, ezért csökkentik jelenbeli fogyasztásukat, azonban a mintaidőszak rövidege miatt a hat negyedéves előidejűség becslése nehezen elfogadható, továbbá az előidejűséget a Granger-féle oksági teszt elveti, valamint a 4. ábra alapján sem tulajdoníthatunk nagy jelentőséget a negatív korrelációnak.

A GKI által publikált lakossági bizalmi index keresztkorrelációs együtthatója némileg nagyobb az általunk számítottnál és mindkettő maximális értékét egy periódusú késleltetésnél veszi fel. Azonban a GKI indexének pozitív aszimmetriájával szemben a *QCOMP* index negatív aszimmetriájú, így előidejű értékeinél már magasabb keresztkorrelációt mutat.¹¹

További érdekes dolgot figyelhetünk meg a keresztkorrelációk segítségével: az 5., 6., 7. és 14. kérdés esetében negatív korrelációt tapasztalunk. Ábrázoljuk a GKI által publikált és az említett négy kérdés idősorát.

¹¹ Ennek az előrejelzésben betöltött jelentőségéhez lásd a 3. táblát.

4. ábra. A GKI bizalmi indexe és egyes rész kérdések idősorának alakulása



Megjegyzés. 1993. negyedik és 1994. harmadik negyedében a 14. negyedéves kérdést nem mérték fel, ezért látható a 14. kérdés grafikonján szakadás.

A 5., 6. és 7. kérdések esetében egyértelműen látszik az ellentétes mozgás. A GKI lakossági kérdőívében az 5. és 7. kérdéseknél „megfordul” a skála. A felvételen használt kérdőívből kiderül, hogy míg általános esetben az 1-gyel értékelt válasz a legkedvezőtlenebb és az 5-tel értékelt a legkedvezőbb, addig a 5. és a 7. kérdés esetében a háztartás a legkedvezőtlenebb véleményeit az 5-tel, míg a legkedvezőbbet 1-gyel jelöli. A 6. kérdésben is ugyanezt feltételezhetjük, azonban itt a többi kérdésnél szokásos csökkenő értékeket növekvő skála veszi át. Ha nem hibás a 6. kérdés a kérdőívben, akkor eszerint a lakosság jövőbeni magas inflációs várakozáskor növeli fogyasztását, míg mérséklődő árszínvonal esetén elhalasztja azt. A 14. kérdés válaszlehetőségeinek számozása helyesnek tűnik és az ábra alapján sem olvashatunk ki egyértelmű kapcsolatot. Megjegyzendő, hogy az EU-ajánlásokban (a GKI lakossági kérdőív ezen alapul) a 5. és 7. kérdéseknek hasonló a kódolása, de a 6. kérdésnél nem változik a lehetséges válaszok sorszáma. Az előzők alapján az általunk képzett bizalmi index (*QCOMP*) számításához a 5. és 7. kérdés -1 -szeresét vettük.

KÖVETKEZTETÉSEK ÉS NÉHÁNY MAGYARÁZAT

A lakossági bizalmi index, noha a Granger-teszt és a korrelációs együtthatók alapján formálisan nem előidejű a fogyasztási kiadásokhoz képest, azonban vizsgálataink alapján rendelkezik addicionális magyarázóerővel a jövedelem és a fogyasztás késleltetett értékei

mellett a mintaidőszakban. Fontos tanulság, hogy a lakossági bizalmi index felmérésében használt kérdőív bizonyos kérdései nem mérik azt, amire azok elméletileg vonatkoznak, de találhatóak olyan részkérdések, amelyek szignifikáns többlet magyarázó erővel rendelkeznek a fogyasztási kiadásokra vonatkozóan. Ezen kérdésekből képzett kompozit bizalmi index már negatív aszimmetriát mutat, így a fogyasztás rendszeres előrejelzéséhez jó alapot nyújthat (Jakab–Vadas; 2001).

Kérdés, vajon minek tulajdonítható a bizalmi index szignifikáns volta a fogyasztás becslőfüggvényeiben. Az egyik lehetséges magyarázat szerint a lakossági helyzetértékelés szoros kapcsolatban van az adott időszak megvalósult fogyasztásával, azaz amennyiben a háztartásnak lehetősége van többlet fogyasztani, akkor elégedettsége nyilvánul meg a kérdésekre adott válaszban. Ennek alapján az egyidejű kapcsolat lenne nyilvánvaló, azonban a bizalmi index késleltetett értékei szignifikánsak voltak a fogyasztás előrejelzésében. Erre adhatnánk azt a magyarázatot, hogy mivel a lakossági fogyasztási kiadások erősen autokorreláltak, így a késleltetett bizalmi index a késleltetett fogyasztási kiadásokon keresztül magyarázza a jelenbeli fogyasztást. Ha ez az érvelés igaz lenne, akkor a fogyasztás késleltetett értékeinek regresszióba történő bevonásával a bizalmi index paraméterei nem különbözhetnének szignifikánsan nullától. A tesztek alapján mind a fogyasztás, mind a bizalmi index késleltetett értékei szignifikánsak egymás mellett.

Egy másik érvelés szerint a lakossági bizalmi index a jelenlegi jövedelmek szintjét, illetve a jövőbeli jövedelmekre vonatkozó várakozásokat tükrözi. Ha a bizalmi index kizárólag a jelenbeli jövedelemre vonatkozóan hordozna információkat, akkor a fogyasztásnál használt érvhez hasonlóan a bizalmi index el kellene veszítse jelentőségét a jövedelem mellett. Azonban a jövedelem és a bizalmi index együttes szerepeltetésekor a tesztek szignifikánsnak találták a jövedelem és a bizalmi index paramétereit egyaránt. Ha a bizalmi index csak a jövőbeni jövedelmekre vonatkozó információt tartalmazná, akkor a rendelkezésre álló lakossági jövedelem jó előrejelzőjének bizonyulna. A mintaidőszakban azonban a lakossági bizalmi index önmagában nem magyarázta jól a jövőbeni rendelkezésre álló jövedelmet. Természetesen nem vethetjük el, már a kérdések megfogalmazása miatt sem, hogy a lakossági bizalmi index információt hordoz a jövedelmekről, illetve a jövedelmi várakozásokról, valamint van valamiféle visszacsatolása a megvalósult fogyasztásnak a bizalmi indexre, de úgy tűnik a bizalmi index mindezen túl is tartalmaz információt a fogyasztási kiadásokról.

A lakossági felmérésekből származó indikátorok egyedi információtartalmát támasztja alá Carnazza és Parigi (2001) tanulmánya is, amelyben a szerzők bemutatják, hogy az olasz, a francia és a német lakossági bizalmi index nem állítható elő más „természetes” makrováltozó felhasználásával. Az eredmények alapján is arra következtethetünk, hogy a lakossági bizalmi index hordoz olyan többletinformációt (általános vélekedés a család helyzetéről, jövedelmének jövőbeni bizonytalanságáról stb.), amely a mintaidőszakban más változók mellett segítette a háztartások fogyasztási kiadásainak előrejelzését.

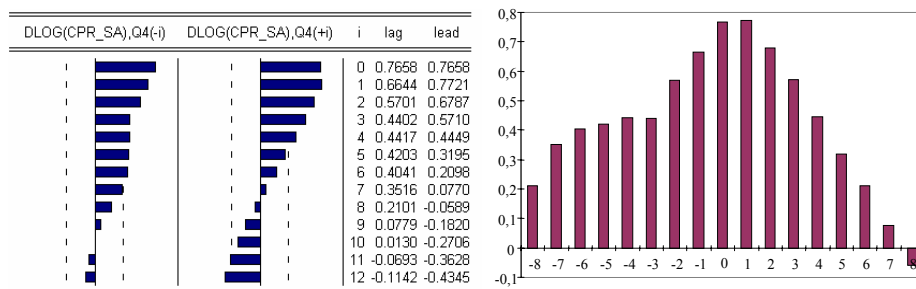
FÜGGELÉK

KERESZTKORRELÁCIÓS EGYÜTTHATÓK ASZIMMETRIÁJA

Amennyiben a keresztkorrelációs együtthatókat is felhasználjuk annak elődöntésére, vajon egy idősor egy másik idősor viszonylatában előidejű, együttmozgó vagy késő, akkor nem elegendő pusztán a maximális korre-

lációhoz tartozó késleltetésszám kiemelése a korrelogramból. Ha csak erre az egy számra támaszkodunk, információt veszünk a teljes kapcsolatot illetően. Nem mindegy ugyanis, hogy milyen a lefutásuk a korrelációs együtthatóknak a legnagyobb korrelációs együttható körül. Elképzelhető, hogy a legszorosabb kapcsolatot egyidejűség esetén kapjuk, azonban az előidejűséget vagy késést tekintve alig kapunk alacsonyabb korrelációs együtthatót. Nem feltételezhető az együtthatók szimmetrikus csökkenése sem a maximális érték körül, azaz, függetlenül a maximális korrelációs együttható helyétől, az aszimmetria alapján inkább feltételezhetünk előidejű, vagy késő kapcsolatot. Amennyiben csupán a maximális korreláció helyét tekintjük, elvethetünk indikátorokat úgy, hogy azok valójában más tulajdonsággal rendelkeznek.

Korrelogram aszimmetriája



Az ábra bal oldalán a lakosság fogyasztási kiadásainak növekedési üteme és a GKI lakossági felméréseinek negyedik kérdése közötti jól ismert keresztkorrelációs ábrát látjuk. Forgassuk össze az előidejű és a késő „feleket”, valamint jelöljük mínusz i -nél a vizsgált idősor (esetünkben a felmérés negyedik kérdése) előidejűségével számított keresztkorrelációs együtthatót, míg plusz i -nél a vizsgált idősor késleltetésével kapott keresztkorrelációs együtthatót. Ezzel megkaptuk az ábra jobb oldalán látható grafikont. Ha ezt az ábrázolási módot nézzük, azonnal feltűnik a korábban említett probléma. Noha a legmagasabb korrelációs együtthatót egy negyedéves késésnél kapjuk, ehhez az i értékhez viszonyított előidejű korrelációs együtthatók jóval magasabbak a későkhöz viszonyítva.

Ennek a jelenségnek a kezelésére használjuk a korrelogram aszimmetriájának mutatóját. A számítás első lépésében meghatározzuk a maximális korrelációs együttható helyétől (k) legtávolabb eső, a vizsgálatba még bevont korrelációs együtthatót. A következő lépésként a k középpontra szimmetrikusan kivonjuk egymásból a korrelációs együtthatókat. Mint minden mutató, az aszimmetriát mérő módszerünk is akkor értelmezhető könnyen, ha értékeit egy intervallumban veszi fel. Ennek elérése érdekében a páronkénti differenciákat valamilyen módon súlyozni kell. Mi egy olyan súlyrendszert használunk, amelyben kifejezésre jut az adott korrelációs együttható pozíciója. Az egyidejűségtől távolodva ugyanis csökken a mintaelemszám, így a korrelációs együttható megbízhatósága is csökken. A tökéletes megoldás az lenne, ha mindegyik együtthatót a saját szabadságfokával súlyoznánk, így azonban nem biztosítható, hogy a mutató a $[-1, 1]$ intervallumba essék. Ezért mi páronkénti átlagos súlyt használunk, amely kevésbé jó az egyedi súlyokhoz képest, azonban jobb az egyszerű számtani átlagolásnál. Az aszimmetriamutató erőssége szempontjából lényeges, hogy a számításba bevont korrelációs együtthatók szignifikánsan különbözzenek nullától, ezért a mutató értékét elvetjük, ha egy korrelációs együttható is a $(T-k)^{-1/2}$ küszöbérték alatt van. Az aszimmetriamutató számítása tehát a következő:

$$Asym = \frac{\sum_{i=1}^n 1/2(wu_{k+i} + wd_{k-i}) [Cor(x, y(k+i)) - |Cor(x, y(k-i))|]}{\sum_{i=1}^n 1/2(wu_{k+i} + wd_{k-i})}$$

$$wu_{k+i} = \begin{cases} T-k-i, & \text{ha } k \geq 0 \text{ vagy } k < 0 \text{ és } i > |k| \\ T+k+i, & \text{ha } k < 0 \text{ és } i < |k| \end{cases}$$

$$wd_{k-i} = \begin{cases} T-k+i, & \text{ha } k > i \\ T+k-i, & \text{ha } k < 0 \text{ vagy } i > k \geq 0 \end{cases}$$

ahol:

- T – a mintaelemszám,
- k – a maximális keresztkorrelációs együttható i értéke,
- n – az aszimmetria mérésébe bevont legnagyobb késleltetés, illetve előidejűség a k -hoz képest.

IRODALOM

- ACEMOGLU, D. – SCOTT, A. (1994): Consumer confidence and rational expectations: are agents' beliefs consistent with the theory? *The Economic Journal*, 104. évf. 422. sz. 1–19. old.
- BRAM, J. – LUDVIGSON, S. (1998): Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race. *FRBNY Economic Policy Review*, 4. évf. 2. sz. 59–78. old.
- CARNAZZA, P. – PARIGI, G. (2001): The evolution of confidence for European consumer and business in France, Germany and Italy. *Temì Discussioni*, Banca d'Italia, Working Paper. 406. sz.
- CARROLL, C. D. – FHURER, D. – WILCOX, D. J. (1994): Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why? *The American Economic Review*, 84. évf. 5. sz. 1397–1408. old.
- FERENCZI B. – REIFF Á. (2000): *A hazai konjunktúra előrejelzésének különféle lehetőségei*. MNB. Kézirat.
- JAKAB Z. – VADAS G. (2001): A háztartások fogyasztásának előrejelzése ökonometriai módszerekkel. *MNB Háttér-tanulmányok*, 1.
- Kézikönyv a magyar gazdasági adatok használatához* (2002). MNB. www.mnb.hu
- LOUNDES, J. – SCUTELLA, R. (2000): Consumer sentiment and Australian consumer spending. *Melbourne Institute Working Paper*, 21/00. sz.
- PARIGI, G. – SCHLITZER, G. (1997): Predicting consumption of Italian households by means of survey indicators. *International Journal of Forecasting*, 13. évf. 2. sz. 197–209. old.
- REIFF Á. – SUGÁR A. – SURÁNYI E. (2000): Composite leading indicators for the Hungarian economy. *Hungarian Statistical Review*, 78. évf. 4. sz. 52–77. old.
- TÓTH I. J. (2000): Vállalati és lakossági konjunktúrafelmérések Magyarországon. *KTK/IE. Műhelytanulmányok*. 6.

SUMMARY

One of the most important results of consumer surveys are the consumer confidence indices which tend to give an exact number about expectations and consumption-saving decisions of households. Although the motion of consumer confidence index is a subject of interest to both policymakers and economic forecasters it is not obvious that those questions of the surveys and the published composite index really meet the surveys-makers' demand. In this study the author examines the properties and forecasting ability of the Hungarian consumer confidence index published by GKI Gazdaságkutató Rt. According to his opinion some questions cannot measure what they should theoretically, however some of them are useful in forecasting the consumption expenditure of Hungarian households. The results show that the consumer confidence index contains information over and above macro variables.

A HAZAI KONJUNKTÚRAFELMÉRÉSEK SZEREPE A FELDOLGOZÓIPARI TERMELÉS RÖVID TÁVÚ ELŐREJELZÉSÉBEN*

PULA GÁBOR – REIFF ÁDÁM

Tanulmányunk célja a vállalati konjunktúrafelmérésekből nyerhető információk elemzése és annak eldöntése, hogy vajon használhatók-e a bizalmi indikátorok a feldolgozóipari termelés rövid távú előrejelzésére. A konjunktúrafelmérések és a feldolgozóipari termelés közötti kapcsolatot a konjunktúrafelmérésekben szereplő egyedi kérdések szintjén vizsgáljuk. Az egyes bizalmi indikátorok előrejelzési képességét a különböző rugalmasságú eljárásokkal felépített (főkomponens alapú, illetve „rekurzívan legjobb illeszkedésű”) modellekben teszteljük. A modelleket előrejelzési hibájuk alapján rangsoroljuk. Fő megállapításunk, hogy bár a vállalati bizalmi indexek bevonása számottevően növeli előrejelzéseink pontosságát, ez a hatás csak viszonylag rövid – negyedéves – időtávon érvényesül. A konjunktúramutatók előrejelzési célra tehát csak korlátozott mértékben, inkább a „ténybecslés” (nowcasting) szemléletben használhatók.

TÁRGYSZÓ: Konjunktúrafelmérés. Feldolgozóipar. Előrejelzés.

Az elmúlt évben a hazai feldolgozóipari termelés szintje, hosszú évek óta először, csökkent. A korábbi növekedési trend megtörése mögött a külső kereslet visszaesése áll, annak jeleként, hogy a hazai gazdasági folyamatok egyre inkább szinkronba kerülnek a világgazdasági ciklusokkal. A nemzetközi gyakorlatban a konjunkturális ciklusok előrejelzésének fontos eszközei a konjunktúrafelmérések (business survey) eredményei, amelyeknek legfőbb előnyét gyors, a hivatalos statisztikákat megelőző publikálásuk jelenti. A konjunktúramutatók a hazai gazdasági elemzők körében is egyre nagyobb népszerűségnek örvendenek, miközben az adatok tartalmáról és hasznosíthatóságáról viszonylag kevés tapasztalattal rendelkezünk.¹

Jelenlegi munkánk célja a vállalati konjunktúra-felmérésekből nyerhető információk elemzése és annak eldöntése, hogy vajon használhatók-e a bizalmi indikátorok²

* Köszönettel tartozunk *Vadas Gábornak* (MNB), *Kovács Mihály Andrásnak* (MNB) és *Hunyadi Lászlónak* (BKÁE) hasznos észrevételeikért, valamint *Nagy Ágnesnek* (Kopint-Datorg) és *Petz Raymundnak* (GKI) az adatok elérhetővé tételéért.

¹ A vállalati és lakossági konjunktúrafelmérések statisztikai sajátosságairól átfogó képet ad *Tóth* (2002) munkája. A lakossági bizalmi indexekkel kapcsolatos tapasztalatokat foglalja össze *Vadas* (2001), a lakossági bizalmi indexek fogyasztási kiadások előrejelzésben való alkalmazásáról pedig lásd *Jakab* és *Vadas* (2001) tanulmányát.

² A továbbiakban *bizalmi indikátornak*, vagy *bizalmi változónak* nevezzük azokat a változókat, amelyeket a konjunktúra-felmérések egyedi kérdéseiből állítunk elő. A kérdésekből összesúlyozott, hivatalosan publikált konjunktúramutatókra *kompozit indexként* hivatkozunk.

(sentiment indicators) a feldolgozóipari termelés előrejelzésére. A bizalmi indikátorok előrejelzési tulajdonságairól igen bőséges nemzetközi irodalom áll rendelkezésre. A tapasztalatok azt mutatják, hogy az üzleti bizalmi változók a legtöbb ország esetében alkalmasak az ipari konjunktúra előrejelzésére. *Santero és Westerlund* (1996) az OECD-országok csoportján végeztek keresztkorrelációs vizsgálatokat, amelyek eredményeképpen kimutatták, hogy a bizalmi indikátorok mind az ipari termelésnek, mind a beruházásnak jó előrejelzői. *Mourougane és Roma* (2002) megállapításai szerint az EU ipari bizalmi indexe az EU hat legnagyobb tagállamában alkalmas a GDP-növekedés előrejelzésére. *Camba et al.* (2000) eredményei azt bizonyítják, hogy a bizalmi változókon alapuló modellek mind az Egyesült Királyságban, mind az Egyesült Államokban jobb előrejelző képességgel bírnak, mint az alternatív autoregresszív modellek. Ezekből a tanulmányokból ugyanakkor az is kiderül, hogy a bizalmi indikátorok csak viszonylag rövid (maximum három hónapos) időtávon segítik az előrejelzést.

A nemzetközi tapasztalatok jelentős része nem csak a rövid előrejelzési horizontot tekintve a bizalmi indikátorok alkalmazásával kapcsolatos legfőbb problémának. *Roberts és Simon* (2001) véleménye szerint a konjunktúra-felmérésekre adott válaszokat a korábban napvilágot látott gazdasági adatok befolyásolják, így a bizalmi indikátorok semmilyen többletinformációt nem tartalmaznak a rendelkezésre álló „hagyományos” statisztikákhoz képest. Empirikus elemzésükben kimutatták, hogy a „hagyományos” statisztikák hatásától megtisztított bizalmi változók elveszítik előrejelző képességüket. A másik problémát a konjunktúra-felmérésekre adott válaszok szubjektivitása okozza. A válaszokban rejlő szubjektivitás miatt a bizalmi indikátorok és a hagyományos statisztikákkal mért gazdasági változók közötti kapcsolat lényegesen instabilabb a tisztán gazdasági változók közötti kapcsolatnál. Ennek köszönhetően a bizalmi indikátorokat tartalmazó modellek előrejelzési tulajdonságai igen érzékenyek a minta megválasztására (*Camba et al.*; 2000), és az idősorokon alkalmazott trendszűrés módszerére (*Weale*; 1996). A kapcsolat instabilitása rugalmas modellezési eljárások alkalmazását igényli, így például *Mourougane és Roma* (2002) változó paraméterű modellbecsléssel, *Blake, Kapetanios és Weale* (2000) pedig a paraméterek rekurzív becslésének eljárásával készített előrejelző modelleket.

A bizalmi indikátorok hazai alkalmazására már a kilencvenes évek közepén történtek kísérletek: *Hoós, Muszély és Nilsson* (1996), illetve *Reiff, Sugár és Surányi* (1999) tanulmányának célja a hazai ipar megelőző jelzőszámának (leading indikátorának) kialakítása volt. Vizsgálataik során mindkét kutatócsoport úgy találta, hogy a hazai bizalmi indikátorok előrejelzési célra csak korlátozott mértékben használhatók a rendelkezésre álló idősorok rövideisége miatt.

Munkánk közvetlen előzménye *Ferenczi és Reiff* (2000) tanulmánya, amelynek célja szintén a hazai konjunktúra előrejelzésére alkalmas megelőző jelzőszám kialakítása volt. Megállapításuk szerint a bizalmi indikátorok, bár használhatók előrejelzési célokra, de alkalmazásuk csak viszonylag rövid, maximum három hónapos időtávon eredményez javulást az előrejelzések hatékonyságában. A kutatás befejezése óta számos, elsősorban az adatok trendszűrésével kapcsolatos tapasztalat halmozódott fel. (Ezeket a tapasztalatokat az akkori dolgozat legfőbb következtetéseivel együtt a Függelékben foglaljuk össze.)

Tanulmányunk első részében az adatokat, azok stacionaritását, illetve az általunk alkalmazott trendszűrés módszert mutatjuk be. Ezután a feldolgozóipari termelés és a vállalati konjunktúrafelmérések kapcsolatát elemezzük az irodalomban széles körben hasz-

nált statisztikai módszerek (keresztkorreláció, Granger oksági teszt) segítségével. Az elemzést mind a kompozit indexeken, mind az egyedi kérdések szintjén elvégezzük. Ezek a vizsgálatok egyben az előrejelzési célra alkalmas bizalmi indikátorok kiválasztásának egyik módját is megismertetik. A konjunktúraadatok előrejelzési képességét három különböző modellel teszteljük, referencia-modellként a feldolgozóipari termelés ARIMA reprezentációját használjuk. Végezetül a modellek előrejelzési hibáinak kiértékelése kapcsán megfogalmazzuk fő következtetéseinket és felvázoljuk a további kutatás irányait.

A tanulmány a Magyar Nemzeti Bank (MNB) 2002/3. háttér tanulmányának rövidített változata. A vizsgálatok, tesztek és becslések eredményeit tartalmazó táblák terjedelmi korlátok miatt ebben a publikációban nem kaptak helyet, az eredeti tanulmányban azonban megtalálhatók.

AZ ADATOK

A vizsgálat során a GKI és a Kopint-Datorg vállalati konjunktúrafelméréseiből származó adatait használtuk. Annak, hogy az elemzés erre a két konjunktúrafelmérésre korlátozódott, két oka van. Egyrészt *Tóth* (2002) a hazai üzleti közvélemény-kutatási felmérésekről készített áttekintésében arra a következtetésre jutott, hogy jelen pillanatban csak a Kopint-Datorg és a GKI adatsorai rendelkeznek olyan mintavételi és reprezentativitási tulajdonságokkal, amelyek alkalmassá teszik őket további statisztikai vizsgálatok elvégzésére. Másrészt ez az a két konjunktúrafelmérés, amelynek eredményei (konjunktúraindexei) a legnagyobb népszerűségnek örvendenek a hazai elemzők körében.

Mivel az általunk használt konjunktúrafelmérések adatainak mintavételi-statisztikai jellemzői részletesen megtalálhatók *Tóth* (2002) tanulmányában, ezért ezen a helyen csak az adatok transzformálásáról ejtünk szót. Vizsgálatainkat negyedéves frekvencián végezzük el, ezért a GKI havi rendszerességű adatait kumulálnunk kellett.³ Ezt a havi adatok átlagolásával végeztük el. Az alapadatok a kérdésekre adott pozitív (magas/növekvő) és negatív (alacsony/csökkenő) válaszok egyenlegéből származnak. Az egyenlegeket 200-zal megnöveltük, ami azt jelenti, hogy a változóink lehetséges értékei a (+100) – (+300) intervallumban mozoghatnak.⁴ Míg a Kopint-Datorg adatait szezonálisan igazítottuk, addig a GKI adatai esetében erre nem volt szükség, mivel az idősorok már szezonálisan igazítva kerülnek publikálásra.

A konjunktúrafelmérésben szereplő kérdések döntő többsége oly módon került megfogalmazásra, hogy a válaszok egyenlegének növekedése a konjunkturális helyzet javulását jelöli. Kivételnek számítanak ez alól a késztermékkészletek és a kapacitások jövőbeni rendelésekhez viszonyított szintjére vonatkozó kérdések.⁵ Ezeket a változókat invertáltuk (400-ból kivontuk), így a feldolgozóipari termelés idősora és az elemzésben

³ A negyedéves frekvencia választása mellett két érv szólt. Egyrészt az, hogy a Kopint-Datorg-felmérés csak negyedévente kerül publikálásra, így nem kellett a negyedéves adatokat valamilyen közgazdaságilag nehezen védhető módszerrel havivá tennünk. Másrészt a negyedéves alapon történő előrejelzés megfelel a Magyar Nemzeti Bankban alkalmazott előrejelzési gyakorlat igényeinek is.

⁴ Ezt a transzformációt *Ferenzi* és *Reiff* (2000) adatbázisának átvétele során „örököltük”, akik a trendszűrt adatokat a szezonálisan igazított idősorok és azok Hodrick-Prezcott-trendjei (HP) hányadosaként állították elő, és ezért ki kellett küszöbölniük a nem pozitív értékeket. Mivel a végső eredményeink szempontjából a konstans hozzáadásának nincsen következménye, ezért a változókat ebben a formában hagytuk.

⁵ A késztermékkészletek jelenlegi szintjének növekedése az értékesítési nehézségek fokozódását mutatja. Ha a kapacitások szintje a jövőbeni rendelésekhez képest magas, akkor sem az értékesítés, sem a beruházások növekedése nem várható.

részt vevő minden egyes bizalmi indikátor között együttmozgást (pozitív korrelációt) tételezünk fel.

Referencia-idősorunk a feldolgozóipari termelés idősora, amelyet szintén átlagolással negyedévesítettünk és szezonálisan igazítottunk.

Az adatok stacionaritása és a trendszűrés

Az adatok stacionaritásának vizsgálatát megnehezíti, hogy a stacionaritási tesztek ilyen rövid adatsoron nem vezetnek robusztus eredményekhez, a stacionaritási kérdés eldöntésekor tehát csak elméleti megfontolásokra támaszkodhatunk. Ezek a bizalmi indikátorok stacionaritását támasztják alá, hiszen a szóban forgó idősorok csak egy intervallum keretein belül mozoghatnak.⁶ Az elméleti megfontolásokat megkérdőjelező teszteredményekre ugyanakkor a nemzetközi irodalomban is találunk példát. *Mourougane és Roma* (2002) a miénknél négyszer hosszabb mintán is azt tapasztalták, hogy a bizalmi indikátorok egységgyököt tartalmaznak. Követve az általuk folytatott gyakorlatot, úgy döntöttünk, hogy az elemzést mind a szintváltozókon, mind azok trendszűrt idősorán is elvégezzük. Mivel fő célunk a rövid távú előrejelzés, ezért a szint *versus* trendszűrt adatok használatának kérdését a kétféle idősor előrejelzési képességének összehasonlításával, empirikus alapon döntjük el.⁷

A trendszűrésre alkalmazott módszer megválasztása a további elemzés szempontjából központi jelentőségű kérdés. *Ferenczi és Reiff* (2000) tanulmány lezárása óta eltelt időszak legfontosabb tapasztalata éppen az volt (lásd a Függelékét), hogy az általuk választott trendszűrés technika (Hodrick–Prescott-filter) nagymértékben hozzájárult a modelljeik tényleges előrejelzési hibáinak növekedéséhez.

A tapasztalatok nyomán jelen munkánkban az első differencia (FOD) -filter alkalmazása mellett döntöttünk. Ezt több érv is alátámasztja. Egyrészt a FOD-filter a Hodrick–Prescott (HP) -filterrel szemben nem erősíti fel az általunk vizsgálni kívánt üzletciklus-frekvenciákat, így bizonyosan nem járul hozzá irreleváns kapcsolatok kimutatásához. Másrészt, a FOD-szűrő használatakor nincs szükség a különálló trend-komponens előrejelzésére, és ez, várakozásaink szerint, jelentős mértékben javíthatja előrejelzéseink pontosságát.⁸

A FELDOLGOZÓIPARI TERMELÉS ÉS A KONJUNKTÚRAINDIKÁTOROK KÖZÖTTI KAPCSOLAT ELEMZÉSE

A hazai gazdasági elemzők által leggyakrabban figyelt mutatók a GKI ipari és a Kopint-Datorg feldolgozóipari bizalmi indexei. Ha a két intézet kompozit bizalmi inde-

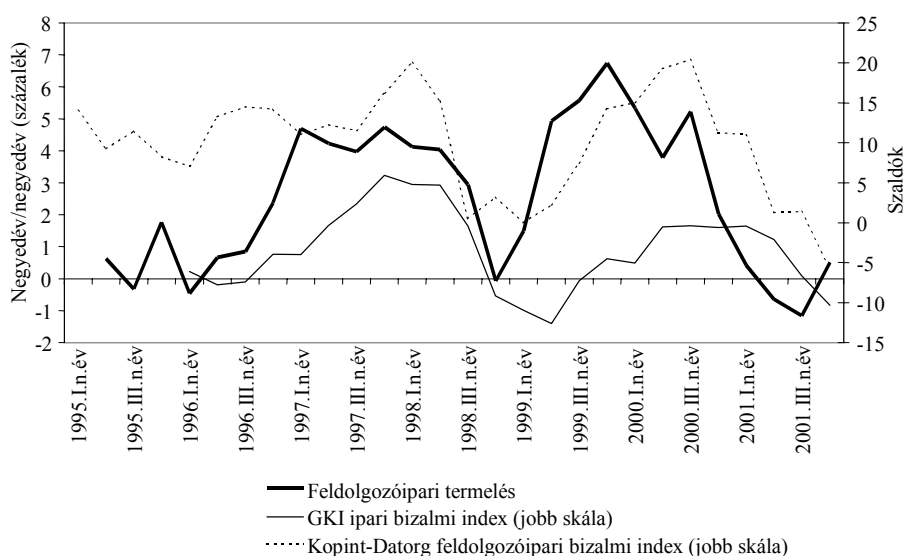
⁶ Az általunk lefuttatott tesztek többnyire nem tudták elvetni az egységgyök jelenlétét. Ezt a következtetést azonban árnyalja az a tény, hogy az idősorok rövidege csökkenti az amúgy sem robusztus egységgyök tesztek erejét.

⁷ *Vadas* (2001) szerint a trendszűrés kérdésével kapcsolatban további elvi megfontolást tehet szükségessé a kérdés megfogalmazása is. Ha ugyanis a kérdőív a vállalat helyzetének megváltozására kérdez rá, akkor az index értéke már önmagában változást fejez ki, azaz értelmetlen ezt az idősort – minden formális teszt ellenére – tovább differenciálni. Véleményünk szerint ugyanakkor a válaszokban rejlő szubjektívítés lehetővé teszi a válaszok rugalmasabb kezelését, és így a rövid távú előrejelzési képesség fő szempontként való alkalmazását.

⁸ A FOD- és a HP-filter trendszűrés technikák részletes elemzését lásd *Canova* (1998), *Harvey és Jaeger* (1993), valamint *Nelson és Plosser* (1982) cikkeiben. A különböző trendszűrés technikák hazai adatokon való összehasonlítását lásd *Jakab, Kovács és Lőrincz* (2000) tanulmányában.

xeit összevetjük a feldolgozóipari termelés negyedév/negyedév indexeinek idősorával, akkor, első ránézésre, az a feltételezésünk adódhat, hogy ezek a mutatók inkább követik, semmint előrejelzik a feldolgozóipari termelés alakulását. Ezt a hipotézisünket, a vizsgálat lépései során, részletesen elemezzük.

A feldolgozóipari termelés és a hazai ipari bizalmi indexek



A kompozit indexek gyenge előrejelző képességéről már rendelkezünk hazai tapasztalatokkal. *Vadas* (2001) számításai szerint a GKI *fogyasztói* bizalmi indexe csak követi a fogyasztás idősorának alakulását. A tanulmány arra a következtetésre jut, hogy ebben az esetben érdemes elvégezni a konjunktúrafelmérések részletesebb, kérdésszintű vizsgálatát. Ugyanis a kutatóintézetek a kompozit indexek összeállításakor az Eurostat gyakorlatát követik, amely a magyar adatokon rossz eredményekhez vezethet.⁹ Ha a kérdésszintű elemzés során olyan kérdéseket találunk, amelyek a hivatalos kompozit indexekben szereplőknél kedvezőbb előrejelzési tulajdonságokkal rendelkeznek, akkor ezek összesúlyozásával egy előrejelzésre jobban használható kompozit indexet állíthatunk elő. *Ferenczi* és *Reiff* (2000), *Tóth* (2000) és *Vadas* (2001) ajánlásainak megfelelően vizsgálatainkat mi is a GKI és a Kopint-Datorg kérdésszintű adatsoraiban végezzük el.

A feldolgozóipari termelés és az egyedi kérdésekből nyerhető információk (bizalmi indikátorok) közötti kapcsolat elemzésére *Vadas* (2001) alapján három módszert használunk mind a szint, mind a differenciált bizalmi indikátorok esetében. Első lépésben a keresztkorreláció és a korrelációs aszimmetria mutatóját vizsgáljuk, ezt követően számszerűsítjük a konjunktúra-indikátorok többletmagyarázó erejét. Végezetül a referencia-idősor és a konjunktúramutatók között fennálló Granger-okságot teszteljük. Az elemzést a teljes mintán, az 1995. első negyedév és 2001. negyedik negyedév (a későbbiekben: 1995:1–

⁹ A GKI és a Kopint-Datorg bizalmi indexe, a konjunktúrafelmérésben szereplő három kérdés összesúlyozásából áll. Ezek a termelési kilátások, a rendelésállomány megítélése és a késztermékkészletek szintje.

2001:4) közötti időszakon végeztük el. A referencia-idősor minden esetben a feldolgozóipari termelés differenciált idősora.

A keresztkorreláció-vizsgálat célja annak a késleltetésszámnak a meghatározása, amelyen a referencia-idősor és a vizsgált bizalmi indikátor együttmozgása a legerősebb. Abban az esetben, ha ez a késleltetésszám negatív, akkor a bizalmi indikátor megelőzi a feldolgozóipari termelés idősorát, és így előrejelzési célokra közvetlenül alkalmazható. Abban az esetben, ha a késleltetés pozitív, akkor a konjunktúra-jelzőszám „csak” követi a termelés alakulását, azaz előrejelzési szempontból nem használható.

A korrelációs kapcsolat a legerősebb együttmozgást eredményező késleltetésszám körül általában nem szimmetrikusan alakul. Így például előfordulhat, hogy a legerősebb együttmozgás 0. késleltetéssel valósul meg – azaz a bizalmi indikátor egyidejű az ipari termeléssel –, de ugyanakkor a negatív késleltetéshez tartozó, előidejűséget mutató korrelációk nagyobbak, mint a pozitív késleltetéshez tartozók. Ebben az esetben az indikátort megelőző mutatónak tekintjük. Ezt a hatást méri a korrelációs aszimmetria mutatója, amelynek negatív értéke referenciaadatokkal szembeni előidejűségét, pozitív értéke pedig késését fejezi ki.

A keresztkorrelációs elemzés során azt tapasztaltuk, hogy már egész kis késleltetésszámnál is negatív korrelációs értékek bukkantak fel, ami ellentétben áll a kiinduló feltételezésünkkel, amely szerint a bizalmi indikátoraink a feldolgozóipari termeléssel pozitív kapcsolatban állnak. Ez egyrészt az általunk vizsgált kapcsolat törékenységét mutatja, másrészt felhívja a figyelmet arra, hogy rendkívül körültekintőnek kell lennünk az elemzés további lépéseinél. Nagy a valószínűsége ugyanis, hogy a tesztek elvégzése során az elméletileg alátámasztható pozitív kapcsolatok mellett a negatív koefficiens hatásai megjelennek az eredményeinkben. A fenti anomália kezelése érdekében a negatív koefficiensű késleltetéseket kizártuk a további elemzésből.

Második lépésben azt vizsgáltuk, hogy tartalmazznak-e a bizalmi indikátorok olyan többletinformációt a feldolgozóipari termelésről, amely a termelési folyamat múltbeli alakulásában (autoregresszivitásában) nincs jelen. Ez a kérdés másképpen azt jelenti, hogy vajon javítható-e a termelésre adott előrejelzés pontossága azáltal, hogy a közvetlenül a termelésre vonatkozó múltbeli információk mellett a bizalmi indikátorok alakulását is figyelembe vesszük. A kérdés megválaszolása érdekében a feldolgozóipari termelés legjobb ARIMA reprezentációját tartalmazó egyenletbe bevontuk az egyes bizalmi indikátorok egyidejű, illetve késleltetett értékeit és azt vizsgáltuk, hogy milyen mértékben javult az egyenlet magyarázó ereje. A negatív koefficiensű késleltetéseket kihagytuk az egyenletből. Eredményeink szerint számos olyan változó, amely a keresztkorrelációs elemzés során szignifikánsan előidejűnek bizonyult, nem javítja az ARIMA-modellek magyarázó erejét, és így valószínűleg az előrejelzések pontosságát sem.

A bizalmi indikátorok előidejűségének elemzése céljából a feldolgozóipari termelés és a bizalmi indikátorok közötti Granger-oktságot is teszteltük. A teszt két irányban végezhető el, egyrészt vizsgálhatjuk azt, hogy az adott bizalmi indikátor előidejű értékei milyen mértékben magyarázzák a termelés alakulását (mennyire tekinthető az indikátor a termelés megelőző jelzőszámának), illetve tesztelhetjük azt, hogy a termelés előidejű értékei mekkora részt magyaráznak a bizalmi indikátor varianciájából (azaz az indikátor milyen mértékben utóidejű mutató). Egy bizalmi indikátor nyilvánvalóan annál alkalmasabb előrejelzési célokra, minél nagyobb valószínűséggel bizonyul megelőző és minél kisebb valószínűséggel utóidejű jelzőszámnak.

E három módszer eredményeit összefoglalva a feldolgozóipari termelés és a bizalmi indikátorok közötti kapcsolatról a következő megállapítások tehetők.

A bizalmi indikátorok *szintidősorain* végzett elemzés során öt olyan változó (mind Kopont-Datorg-féle változó) adódott, amely a tesztek alapján a feldolgozóipari termeléssel szoros együttmozgást mutat. Ezek a következők:

- a cég helyzete a következő 6 hónapban;
- a termelés alakulása a következő 6 hónapban;
- a belföldi értékesítés alakulása a következő 6 hónapban;
- az EU-értékesítés a következő 6 hónapban;
- az összes értékesítés a következő 6 hónapban.

Ezek a bizalmi indikátorok a maximális korreláció szempontjából kétfélék. Vagy egyidejűek, pozitív korrelációs aszimmetriával, vagy egy negyedévvvel késők, de negatív aszimmetriaértékkel rendelkeznek. Mindkét eset azt jelenti, hogy a mutatóink egy-két hónappal késők. Pozitív tulajdonságuk a kiválasztott indikátoroknak, hogy a termelés autoregresszivitása mellett többletinformációt tartalmaznak a feldolgozóipari termelés alakulásáról. Ugyanakkor ezen idősorok esetében a Granger-féle oksági teszt segítségével szignifikáns előidejű kapcsolat (a termelés jövőbeni alakulására vonatkozó kérdés kivételével) nem volt kimutatható. Ennek alapján ezek a változók csak korlátozottan használhatók előrejelzési célokra: ún. ténybecslésre (nowcasting) alkalmasak.¹⁰

A *differenciált idősorok* ennél kedvezőbb képet mutatnak. Itt hat olyan Kopint-Datorg-féle változót találtunk, amelyek a szintváltozóinkkal szemben hosszabb távú előrejelzési célokra is alkalmasak. Ezek a következők:

- a termelés alakulása az elmúlt negyedévben;
- az EU-rendelések jelenlegi szintje;
- a cég helyzete a következő 6 hónapban;
- a termelés alakulása a következő 6 hónapban;
- a belföldi értékesítés alakulása a következő 6 hónapban;
- az EU-értékesítés a következő 6 hónapban.

A magas keresztkorrelációs értékek és a többlet magyarázóerő mellett ezek az indikátorok a Granger-teszt alapján egy negyedévvvel megelőzik a feldolgozóipari termelés idősorát, így egy negyedéves időhorizonton a termelés előrejelzésére is használhatjuk őket.

A *kompozit bizalmi indexek* esetén az eredmények egyértelműen igazolják azt a kezdeti feltevésünket, miszerint a kutatóintézetek által hivatalosan publikált konjunktúraindexek az adott formában nem alkalmasak a feldolgozóipari termelés előrejelzésére. Ezek az indexek, bár együtt mozognak a termeléssel, de késve követik azt, és ráadásul többletinformációt sem tartalmaznak a folyamatok múltbeli alakulásához képest. Ennek legfőbb oka, hogy (a termelési kilátások kivételével) maguk a kompozit indexben szereplő változók sem bizonyultak jó előrejelzőnek.

¹⁰ A ténybecslés lényege, hogy egy adott negyedévre vonatkozó bizalmi indikátorral az azonos negyedév tényadataira adunk becslést. Ez a becslés valójában közel egyhónapos előrejelzést jelent, mivel az adott negyedévről a konjunktúra-felmérések ennyi idővel hamarabb szolgáltatnak információt. Mind a GKI, mind a Kopint-Datorg konjunktúra-felméréseinek eredményei elérhetők a tárgyidőszakot követő 15 napon belül, míg a KSH a feldolgozóipari termelés alakulásáról részletes adatot csak a tárgyidőszakot követően mintegy 45 nappal közöl.

Ezzel szemben a Kopint-Datorg bizalmi indexének változása (a differenciált idősor) a vizsgálatok eredményei alapján már alkalmas lehet a feldolgozóipari konjunktúra rövid távú előrejelzésére. A differenciaképzéssel mind a bizalmi index előidejűsége, mind magyarázó ereje ugrásszerűen megnőtt. A bizalmi index összetevői között azonban így is maradtak olyan változók, amelyek nem bizonyultak jó előrejelzőnek. Ezért a korábbiakban kiválasztott, jó előrejelzőnek tekinthető változók összesúlyozásával egy alternatív indexet is előállítottunk.

Bár a tesztstatisztikák alapján az alternatív index kiváló előrejelzési tulajdonságokkal rendelkezik, széles körű gyakorlati alkalmazása mégis nehézségekbe ütközik. Ennek az az oka, hogy előállításához a kérdés szintű adatokra is szükség van, amelyek a hivatalos publikációkban nem találhatók meg. Így gyakorlati alkalmazásokban – kompromisszumként – a bizalmi index változásának a nyomon követése jelenthet megoldást. A GKI üzleti bizalmi indexe esetében sem annak változása, sem magában a GKI-felmérésben szereplő kérdések nem bizonyultak jó előrejelzőnek. A GKI üzleti bizalmi indexének gyakorlati alkalmazására így nem tudunk alternatív javaslatot tenni.

A modellépítési keret

Az előző részben végrehajtott tesztek azt bizonyították, hogy a konjunktúra-felmérések kérdései olyan információt tartalmaznak, amely segíti a feldolgozóipari konjunktúra előrejelzését. A továbbiakban arra a kérdésre keressük a választ, hogy milyen modellépítési eljárást kell választanunk ahhoz, hogy az előrejelzésünk a lehető legpontosabb legyen.

A kérdés megválaszolása érdekében három különböző modellépítési eljárást alkalmazunk mind a szint-, mind a differenciált idősorok felhasználásával. Ezek: a főkomponens alapú modell, a „legjobb illeszkedés” (best fitting), és a „rekurzív legjobb illeszkedés” (recursively best fitting) modellje. Az előrejelzési horizontot egynegyedévesnek választottuk, a modellek előrejelzési pontosságát pedig a mintán kívüli előrejelzéseik átlagos négyzetes hibájának (Root Mean Squared Error – RMSE) segítségével határoztuk meg. A különböző modellépítési eljárásokkal készített modellek mindegyike tartalmaz konstanst, a függő változó egynegyedévvvel késleltetett értékét, valamint a bizalmi indikátorok egyidejű és késleltetett értékeit. A modellekbe kerülő bizalmi indikátorok és azok késleltettjeinek meghatározása ugyanakkor mindhárom modellépítési eljárás esetében eltérő mechanizmust követ.

A *főkomponens alapú modell* a konstans és a feldolgozóipari termelés egynegyedéves késleltetett értéke mellett egy főkomponenst tartalmaz magyarázó változóként. A főkomponenst azokból a változókból képeztük, amelyeket az előző részben leírt tesztek segítségével választottunk ki. Ennek megfelelően a főkomponens lényegében az általunk alkotott alternatív mutatónak felel meg, azzal a különbséggel, hogy a változók összesúlyozását a főkomponens-súlyokkal végezzük el. A kiválasztást egy szűkebb mintán 1995:1–1999:4 között hajtottuk végre, annak érdekében, hogy a mintán kívüli előrejelzések hibáit is számszerűsíteni tudjuk. A minta megváltozása kismértékben módosítja a kiválasztott bizalmi indikátorok körét. A szintidősoroknál az értékesítési kilátásokra vonatkozó kérdések közül csak az összes értékesítés marad benn, míg jó magyarázó változóvá válik a létszám jövőbeni alakulása. A differenciált adatoknál az EU-rendelések helyét a FÁK-exportkilátások veszik át.

A főkomponensen alapuló modell, az általunk használt modellspecifikációk közül, a legkevésbé tekinthető rugalmasnak. A rugalmasság fogalmát *Blake*, *Kapetanios* és *Weale* (2000) munkája nyomán három tényező alapján definiáljuk. Egy modellépítési eljárást „abszolút” rugalmasnak tekintünk, ha

- megengedi, hogy a modellben a bizalmi indikátorok eltérő késleltetésszámmal szerepeljenek;
- a különböző mintaperiódusokon a bizalmi indikátorok különböző csoportjait használja magyarázó változóként;
- az eltérő előrejelzési horizontokon a bizalmi indikátorok különböző csoportjain alapuló modelleket képez.

Mivel a bizalmi indikátorok szubjektív ítéleteket és várakozásokat tükröznek, ezért a hagyományos értelemben vett statisztikákhoz képest kevésbé robusztus kapcsolatban állnak más közgazdasági változókkal. Elképzelhető, hogy a konjunktúrafelmérések kérdései közül egyesek a konjunktúra felívelő szakaszában, mások pedig recesszió idején tartalmaznak a feldolgozóipari termelés szempontjából releváns információt. Elemzéseink kimutatták, hogy a mintaidőszak különböző hosszain a változók magyarázó ereje drasztikusan megváltozhat. Így például 1999 első felében, a korábbi időszakban jól illeszkedő indikátorok jelentős része elvesztette magyarázó erejét. Ugyanígy elképzelhető, hogy a különböző előrejelzési horizontokon a bizalmi indikátorok eltérő csoportja bír nagy magyarázó erővel. Ennek megfelelően a rugalmasság tulajdonsága a rendelkezésre álló információk teljes körű felhasználását jelenti. Fontosnak tartjuk ugyanakkor annak hangsúlyozását, hogy a modell rugalmasságának növelésével kétféle problémával is szembe kell néznünk. Egyrészt megnő annak az esélye, hogy a minta végén jelentkező zaj nagymértékben torzítja az előrejelzésünket. Másrészt azáltal, hogy az előrejelzésben részt vevő változók köre negyedévről negyedévre cserélődhet, igen bonyolulttá válik az előrejelzési hibák kiértékelése, illetve a különböző időpontokban készített előrejelzések összehasonlíthatósága. (Ezekről a problémákról az eredmények kiértékelése kapcsán még szót ejtünk.)

A főkomponens alapú modell egyik rugalmassági kritériumnak sem tesz eleget, ami azt sugallja, hogy ez a modell a rendelkezésre álló információkat nem teljeskörűen használja fel. *Blake*, *Kapetanios* és *Weale* (2000) tanulmányát követve további két modellépítési eljárást is kipróbálunk annak érdekében, hogy növeljük az előrejelzéseink hatékonyságát. A „legjobb illeszkedésű” modell a rugalmasság első és utolsó kritériumát teljesíti, míg a „rekurzívan legjobb illeszkedésű” modell mind a három feltételnek megfelel, így abszolút rugalmasnak tekinthető.

A „legjobb illeszkedésű” modellben a bizalmi indikátorok minden egyes késleltetését külön változóként kezeljük. Az első lépésben rangsoroljuk ezeket a változókat aszerint, hogy milyen jól magyarázzák a feldolgozóipari termelés ingadozásait. (A negatív koefficiensű változókat természetesen itt is kizárjuk az elemzésből.) Második lépésben az öt legjobb illeszkedésű indikátor összes lehetséges kombinációját képezzük, amelyekből így 31 modellt építünk.¹¹ Mivel a célunk az, hogy minél egyszerűbb (minél kevesebb magya-

¹¹ Ha q -val jelöljük a kiválasztott változók számát, akkor a belőlük képezhető összes lehetséges variációk száma $2^q - 1$. Ez az eljárás, amelyet data-snooping néven említ az irodalom, különösen a pénzügyi piacok elemzésében elterjedt eszköz. Mivel az eljárás nem él korlátozó feltételekkel a magyarázó változók körére vonatkozóan, ezért alkalmazása során gyakran ún. hamis regressziót (spurious regression) eredményez. Ennek kezelésére többféle módszer született, ezekről, illetve a data-snooping eljárásról részletesebben lásd *Timmerman*, *Sullivan* és *White* (1998) munkáját. A data-snoopinghoz hasonló rugalmas modellépítési eljárások alkalmazására egyébként Magyarországon már a hetvenes években történtek kísérletek (*Ziermann*; 1995).

rázó változót tartalmazó) modellekkel dolgozunk, ezért a modelleket az Akaike-féle információkritérium (AIC) alapján rangsoroljuk és a legalacsonyabb AIC-értékkel rendelkezőt választjuk ki mint a „legjobb illeszkedésű” modellt. Ezt a modellépítési eljárást mind a két előrejelzési horizonton (ténybecslés, illetve egynegyedéves előrejelzés) elvégezzük.

A „legjobb illeszkedésű” modell igen érzékeny lehet a becslési periódus megválasztására. Előfordulhat ugyanis, hogy egy modell jól illeszkedik egy adott minta közepén, de a végén már kevésbé jól, így ekkor már nem tekinthető legjobb illeszkedésű modellnek. Ennek a hiányosságnak a kiküszöbölésére olyan modellépítési eljárást alkalmazhatunk, amely minden egyes periódusban megismétli a „legjobb illeszkedésű” modell leírt kiválasztási és becslési lépéseit. Ez a „rekurzívan legjobb illeszkedés” modellje, amely nemcsak a különböző előrejelzési horizontokon jelent különböző specifikációkat, hanem a magyarázó változók cserélődését is eredményezheti minden egyes alkalommal, amikor a mintánk új adatponttal bővül. Összefoglalásként modelljeink rendszerezését az 1. tábla mutatja.

1. tábla

A becslésre használt modellek jellemzői

Modell	Eltérő késleltetésszámú bizalmi indikátorok	Különböző bizalmi indikátorok a különböző becslési mintaperiódusokon	Különböző bizalmi indikátorok a különböző előrejelzési horizontokon
Főkomponens alapú modell	nem	nem	nem
„Legjobb illeszkedésű” modell	igen	nem	igen
„Rekurzív legjobb illeszkedésű” modell	igen	igen	igen

A modellek becslése

Modelljeinket az 1995:1–1999:4 közötti mintaperióduson becsültük. Eredetileg kísérletet tettünk arra, hogy két negyedévre előrejelző modelleket specifikáljunk, azonban ezen az előrejelzési horizonton már nem találtunk olyan bizalmi változót, amely szignifikáns lett volna. Ennek megfelelően modelljeink csak két előrejelzési horizontra (ténybecslés, egynegyedéves előrejelzés) terjednek ki. A becslési eljárás mindhárom modell esetén azonos, a modelleket egyenletrendszerben becsültük, a következő formákban:

$$d \log(\text{feldterm}_t) = \alpha + \beta_1 * d \log(\text{feldterm}_{t-1}) + \sum_{j=2}^{k+1} \beta_j * \text{konj}_{t-i}^1 + u_t, \quad /1/$$

$$d \log(\text{feldterm}_{t+1}) = \gamma + \varphi_1 * d \log(\widehat{\text{feldterm}}_t) + \sum_{j=2}^{m+1} \varphi_j * \text{konj}_{t-i}^2 + \varepsilon_{t+1}, \quad /2/$$

ahol $d \log(\widehat{\text{feldterm}}_t)$ a ténybecslésre kiválasztott /1/ egyenlet feldolgozóipari termelésre vonatkozó prognózisa. (Az egyenletrendszerben konj_{t-i}^1 , illetve konj_{t-i}^2 az egyenletekbe beválasztott bizalmi indikátorok csoportjait jelölik, ahol a késleltetések i száma 0 és 2

között változhat. A k , illetve m indexek az egyes egyenletekben szereplő bizalmi indikátorok számát jelölik.)

Az egyenletrendszerben történő becslés azt a célt szolgálja, hogy az egynegyedéves előrejelző /2/ egyenlet becslésénél a ténybecslési /1/ egyenlet hibáit is figyelembe vehessük, ezáltal növelve az egyenletek együttes illeszkedésének pontosságát. Mivel a /2/ egyenletben az /1/ egyenlet előrejelzése szerepel, ezért a két egyenlet reziduumaik korreláltak lesznek.¹² Ennek megfelelően a becslést SUR- (Seemingly Unrelated Regression) módszerrel végeztük el.¹³

A modellek sorbarendezésénél az egyenletrendszerek AIC-mutatóját használtuk. Modelljeink magas R^2 -tel és robusztus tesztstatisztikákkal rendelkeznek, az illeszkedésük lényegesen jobb az összehasonlítás alapjául választott ARIMA-modellnél. A differenciált adatokat tartalmazó változatok mind a főkomponens alapú, mind a „legjobb illeszkedésű” modellek esetén jobban magyarázzák a feldolgozóipari termelés idősorát, mint a szintidősorokat tartalmazók. Ez az eltérés különösen az egynegyedéves időtávon jelentős. Az összes modell közül a differenciált adatokat tartalmazó főkomponens alapú modell rendelkezik a legkisebb AIC-mutatóval, ennek megfelelően ez a specifikáció az, amely a legpontosabban írja le a feldolgozóipari termelés múltbeli alakulását. Mivel azonban fő célunk a rövid távú előrejelzés, ezért a különböző modellspecifikációkat nem az illeszkedés pontossága, hanem előrejelzési képességük alapján vizsgáljuk. Ehhez mintán kívüli előrejelzéseket készítettünk.

AZ ELŐREJELZÉSI EREDMÉNYEK ÉRTÉKELÉSE

Modelljeink előrejelzési képességét a 2000:1–2001:4 közötti időszakra vizsgáljuk. A modellek előrejelzéseinek átlagos négyzetes hibáit a 2. tábla tartalmazza.

A tábla alapján a következő fő megállapítások tehetők.¹⁴

1. Az a tény, hogy modelljeink mindegyike kisebb előrejelzési hibát mutat, mint az ARIMA-specifikáció, a korábbi megállapításainkkal összhangban azt bizonyítja, hogy a bizalmi indikátorok olyan többletinformációt tartalmaznak, amelynek felhasználásával rövid távon javíthatjuk a feldolgozóipari termelésre vonatkozó előrejelzéseink pontosságát.

2. Mivel nem találtunk olyan modellspecifikációt, amelyben a bizalmi indikátorok kétnegyedéves késleltetéssel is szignifikáns magyarázó erővel bírtak volna, ezért megállapítható, hogy a konjunktúra-felmérésekből nyerhető információ maximálisan egynegyedéves időtávon segíti az előrejelzést.

3. A szint-, illetve differenciált adatokat felhasználó modellek közül a specifikációk többségében a differenciált adatok mutatnak kisebb előrejelzési hibát: a bizalmi indikáto-

¹² Az egyenletek eltérsváltozóinak korrelációját a formális likelihood-teszt eredményei is igazolták.

¹³ Egyenletrendszerünk valójában egy dinamikus rekurzív egyenletrendszer, nem pedig SUR-modell, mivel az egyenletek nem statikus formában, keresztmetszeti adatokra vannak felírva. A rekurzív egyenletrendszerünk dinamikus volta miatt azonban az egyenletek reziduumaik nem korreláltak és ebben az esetben az ökonometriai szakirodalom a SUR-becslés alkalmazását javasolja (lásd *Greene*; 1997. 737. old.). A SUR-becslés a legkisebb négyzetek módszerével (OLS) szemben nem követeli meg azt, hogy a különböző egyenletek reziduumaik homoszkedasztikusak és páronként korreláltak legyenek. A becslési eljárás az általánosított legkisebb négyzetek módszerén (GLS) alapul, ahol az egyenletek reziduumaik variancia-kovariancia mátrixa az egyenletek OLS becslésével származtatható.

¹⁴ Az eredmények kiértékelésekor nem szabad figyelmen kívül hagynunk a mintán kívüli előrejelzési periódus rövidségét. A 2000:1–2001:4 időszakban mindössze nyolc adat áll rendelkezésre az átlagos négyzetes hiba számolásához, ami megkérdőjelezi az eredményeink robusztusságát. Mivel azonban célunk az előrejelzési tulajdonságok vizsgálata volt, ezért a minta rövidsége ellenére is ragaszkodtunk a mintán kívüli előrejelzéshez.

rok differenciált adatainak használata hatékonyabb előrejelzést tesz lehetővé, mint a szint idősorokkal történő előrejelzés. A hatékonyságjavulás különösen az egynegyedéves előrejelzési horizonton jelentős.

4. Modelljeink közül mindkét előrejelzési horizonton a differenciált adatokat felhasználó „rekurzív legjobb illeszkedésű” modell rendelkezik a legkisebb előrejelzési hibával. A rekurzív modell jó teljesítménye azt bizonyítja, hogy az eljárás „zajérzékenysége” nem növelte számottevően az előrejelzés hibáját. A differenciált adatokat használó főkomponens alapú modell szintén kiváló előrejelzési tulajdonságokkal bír. A főkomponens egy alternatív vállalati bizalmi indexnek is tekinthető.

5. A „legjobb illeszkedésű” modell gyenge teljesítménye a bizalmi indikátorok által leírt kapcsolat instabilitásának az eredménye. Az 1999. év negyedik negyedévében kiválasztott modell magyarázó ereje a következő időszakban ugyanis jelentősen csökken. Ez a hatás több modell előrejelzéseinek átlagolásával mérsékelhető. Így például az első öt „legjobb illeszkedésű” modell előrejelzésének átlaga már a rekurzív becsléshez hasonlóan alacsony hibát mutat.

2. tábla

Az előrejelzések átlagos négyzetes hibái*

Modellek	Ténybecslés	Egynegyedéves előrejelzés
	(százalékpont)	
ARIMA	0,0193	0,0259
Főkomponens alapú modell (szint)	0,0139	0,0245
Főkomponens alapú modell (differenciált)	0,0146	0,0165
Legjobb illeszkedésű modell (szint)	0,0131	0,0185
Legjobb illeszkedésű modell (differenciált)	0,0169	0,0172
Rekurzív legjobb illeszkedésű modell (szint)**	0,0120	0,0190
Rekurzív legjobb illeszkedésű modell (differenciált)**	0,0124	0,0144
Az 5 legjobb illeszkedésű modell átlaga (differenciált)	0,0127	0,0155

* Az előrejelzési hibát a tény és a becslés éves indexek közötti százalékpontos eltérésként definiáltuk. A táblában szereplő értékek így, $RMSE = \sqrt{\frac{1}{k} \sum ((feld_term_t / feld_term_{t-4}) - (feld_term_t / feld_term_{t-4}))^2}$, ahol k az előrejelzési minta hossza ($k=8$).

** A rekurzív legjobb illeszkedésű eljárás RMSE-jét az előrejelzési minta hosszával súlyoztuk oly módon, hogy az eljárás során a minta végén kiválasztott (és így rövid előrejelzési mintával rendelkező) modellek előrejelzési hibáit kisebb súllyal vettük számításba.

Megjegyzés. Mintán kívüli előrejelzés 2000:1–2001:4.

Az 5. pontban felvetett probléma továbbgondolásra érdemes. A bemutatott példa azt bizonyítja, hogy a legjobb illeszkedésű modell nem minden esetben bizonyul a legjobb előrejelző modellnek. Ez az anomália a bizalmi indikátorok által leírt kapcsolat volatilitásától függ, és a modellek illeszkedés szerinti sorrendjének változásában mérhető. Minél többet veszít egy jól illeszkedő modell a korábbi helyezéséből, annál kevésbé bizonyul majd jó előrejelzőnek a jövőben. Ha a legjobb illeszkedésű modell kiválasztására egy olyan időszakban kerül sor, amikor a modellek cserélődése intenzív, akkor a kiválasztott modell nem lesz hatékony előrejelző. Ez a megállapítás elvileg a főkomponens alapú modellünkre is érvényes. A főkomponens alapú modell jobb előrejelzési tulajdon-

ságait ugyanakkor az magyarázza, hogy a legjobb illeszkedésű modellhez képest a bizalmi indikátorok szélesebb körére támaszkodik.¹⁵ A bizalmi indikátorok szélesebb köre kisebb változékonyságot eredményez.

A 2000:1–2001:4 közötti mintán végzett számítások szerint a modelljeink – különösen a szintidősorokon nyugvó modellek – viszonylag stabilnak tekinthetők. A szintidősoros modelleknél ugyanaz a modell bizonyult a legjobb illeszkedésűnek az időszak minden pontjában, ráadásul az időszak elején legjobban magyarázó első tíz modell közül csak kettő szorult ki az időszak végére a csoportból. A differenciált adatokon alapuló modellek ennél nagyobb volatilitást mutattak. Az 1999 negyedik negyedévében legjobban illeszkedő modell a következő periódusban már csak a harmadik legnagyobb magyarázó erővel bírt, három periódus múlva pedig kiszorult a legjobb tíz modell közül. Ebben az esetben öt olyan modellt találunk, amelyek az időszak teljes hosszán a legjobb tíz modell között maradt. Ezek értelmében az 1999:4 időpont a legjobb illeszkedésű modell kiválasztása szempontjából szerencsétlennek tekinthető. A legjobb illeszkedésű modellek csoportjának viszonylagos stabilitása ugyanakkor azt jelzi, hogy a zaj figyelembevételének kockázata több modell előrejelzéseinek átlagolásával tompítható.

Az egyes eljárások előrejelzési tulajdonságait a jövőben tesztelés során vizsgáljuk.

A TOVÁBBI KUTATÁS IRÁNYAI

Munkánk alapvető célja annak vizsgálata volt, hogy a hazai konjunktúraindítézetek által publikált kompozit bizalmi indexek, illetve a konjunktúra-felmérésekben rejlő információk hasznosíthatók-e a feldolgozóipari termelés előrejelzésében. Azt találtuk, hogy bár maguk a hivatalos kompozit indexek nem jó előrejelzők, de az egyedi kérdésekből nyerhető bizalmi indikátorok egy szűk köre, technikailag védhető transzformációk mellett (differenciaképzés), egynegyedéves időtávon segíti a hazai konjunktúra-ciklusok előrejelzését. Vizsgálataink azt mutatták, hogy a bizalmi indikátorok a nem konjunktúra-felmérésből származó indikátoroknál instabilabb kapcsolatban állnak a feldolgozóipari termeléssel, ami feltételezésünk szerint az adatokban rejlő szubjektivitás következménye. Ennek az instabil kapcsolatnak a rövid távú előrejelzésére a hagyományos specifikációknál rugalmasabb eljárások alkalmazásával tettünk kísérletet.

Modelljeink előrejelzési eredményei alátámasztják a rugalmas eljárások létjogosultságát. A rekurzív modellépítési eljárás előrejelzési hibái a specifikáció „zajérzékenysége” ellenére is a legkisebbnek bizonyultak, a „legjobb illeszkedés” modelljének érzékenysége pedig több modell előrejelzésének átlagolásával orvosolható. Ezek a következtetések azonban, a minta méretéből adódóan, nem tekinthetők robusztusnak, ezért az egyes eljárások előrejelzési tulajdonságait a jövőben gyakorlati tesztelés során vizsgáljuk. Távlati célunk egy olyan rövid távú előrejelzési módszer kiválasztása, amely hatékonyan alkalmazható a konjunkturális folyamatok megítélésében és a konjunkturális fordulópontok előrejelzésében. Ezzel tovább erősíthetjük a jegybank inflációs előrejelzéseinek reálgazdasági megalapozottságát.

*

¹⁵ Míg a főkomponensben a szintadatok esetén négy, a differenciált adatok esetén hat bizalmi indikátor szerepel, addig a legjobb illeszkedés modelljében (a parszimónia elvének megfelelő kiválasztás miatt) csak két bizalmi indikátor található.

Jelenlegi elemzésünket jelentősen korlátozta a rendelkezésre álló minta kis elemszáma, így a kutatás továbbfejlesztése is számos területen a minta bővülésének függvénye. Nagyobb elemszámú mintán egyrészt megalapozottabb előrejelzési hiba-eredményeket kaphatunk, másrészt a modellek volatilitásának vizsgálata is megalapozottabb lehet. Hosszabb időszoron a modellkiválasztás szempontjai között a modellek előrejelzési tulajdonságai alapján történő kiválasztás hatékonyságát is tesztelhetjük majd. A modellek kiválasztásának további finomítását eredményezheti a sorbarendezés alapját képező mutatók (AIC, \bar{R}^2) közötti különbségek szignifikanciájának tesztelése.

A feldolgozóipari termelés mellett a kutatás továbbfejlesztésének másik iránya az egyéb referencia-idősorok bevonása az elemzésbe. Terveink között szerepel a feldolgozóipar exportjának és belföldi értékesítésének, valamint a vállalati beruházásoknak a vizsgálata. Mind a Kopint-Datorg, mind a GKI készít építőipari vállalkozásokra vonatkozó felméréseket, ezek elemzését szintén a közeljövőben tervezzük elvégezni.

FÜGGELÉK

Az ipari termelés ciklusaival azonosított hazai konjunktúra előrejelzési lehetőségeit *Ferenczi és Reiff* (2000) vizsgálta. Munkájuk során többféle előrejelzési lehetőséget figyeltek meg. Az ún. „természetes idősorok”¹⁶ előrejelzési potenciáljának vizsgálatakor azt találták, hogy megfelelően választott adatsorok¹⁷ esetén az ipari termelésre vonatkozó előrejelzés becslési hibája jóval alacsonyabb, mint a statisztikai ihletettségű ARIMA-modelleké. Ennek a megközelítésnek azonban hátránya, hogy csak nagyon rövid távú (legfeljebb háromhónapos) előrejelzésre alkalmazható, amit az adatközlési késedelmek „semlegesíthetnek”.¹⁸

Ezt a problémát kiküszöbölheti a közvélemény-kutatási idősorok felhasználása az előrejelzésekben, hiszen esetükben az adatközlési késedelem mindössze hetekben mérhető. *Ferenczi és Reiff* (2000) a természetes idősorok vizsgálatakor követett módszertant felhasználva megvizsgálta a közvélemény-kutatási adatokban rejlő előrejelzési potenciált is. Eredményeik¹⁹ ellentmondásosak voltak: miközben az előrejelzési horizont négy hónapra nőtt (és azt nem befolyásolta az adatközlési késedelem sem), a becslések pontossága csökkent. Mindazonáltal igaz maradt, hogy a közvélemény-kutatási idősorok felhasználásával készített modellek előrejelző-képessége felülmúlta az összehasonlítás alapjául szolgáló ARIMA-modellekét. A szerzők mindezekből azt a következtetést vonták le, hogy a jegybanki konjunktúra-előrejelzéseknél érdemes felhasználni a közvélemény-kutatási idősorokat.

Érdekes azonban megvizsgálnunk, hogy a tanulmányuk megírása óta (2000. szeptember) eltelt időben mennyire voltak sikeresek az ipari termelés előrejelzésében akkor megfelelőnek talált (közvélemény-kutatási idősorokra épülő) modellek. A következő táblában az akkor legjobbnak ítélt modellalapú előrejelzésre támaszkodó mintán kívüli becslések különféle hibáit vetjük össze az azóta eltelt időben észlelt becslési hibákkal.

Az összevetésből jól látható, hogy a becslési időtávtól és az alkalmazott mutatótól függetlenül az előrejelzési hibák a vizsgált időszakban drámaian megnöttek. Ezen túl, a hibafelbontás szerint a tévedések több mint 80 százaléka szisztematikus torzítás volt, ellentétben a korábban tapasztaltakkal. A szisztematikus torzítás jól megfigyelhető az 1. ábrán, ahol az ipari termelés szintjére vonatkozó különböző időtávú előrejelzéseket vetjük össze a tényadatokkal.

¹⁶ Természetes idősorok a nem konjunktúra-felmérésből származó idősorok.

¹⁷ Az általuk kiválasztott négy természetes idősor: 1. a gépiparban ledolgozott havi átlagos munkaórák száma, 2. új rendelések a feldolgozóiparban (gépipari új exportrendelések nélkül), 3. a feldolgozóipari vásárolt készleteknek a termeléshez viszonyított aránya; 4. a belföldiek által belföldön eltöltött vendégéjszakák száma.

¹⁸ Valójában tehát csak azonos időben történő ún. nowcastingra (ténybecslésre) alkalmazhatók.

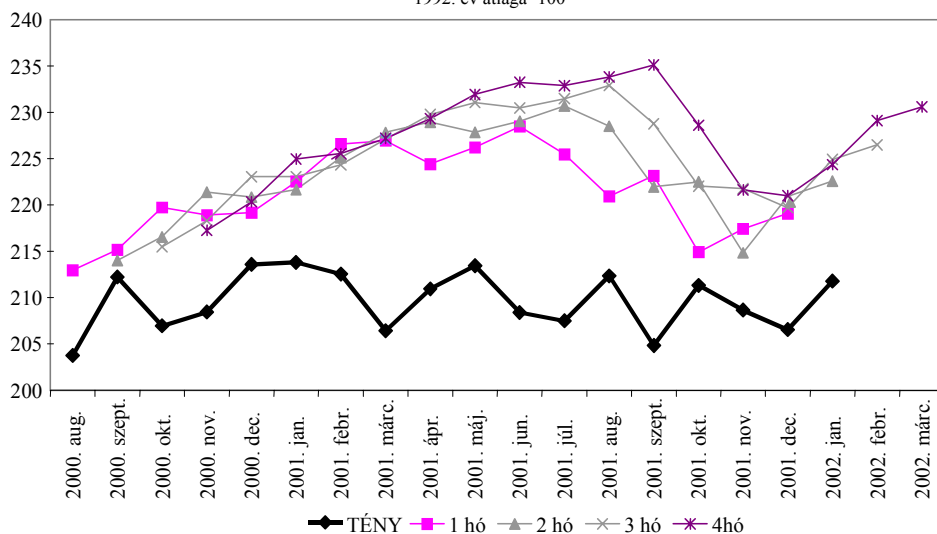
¹⁹ A közvélemény-kutatási idősorok közül megfelelő ciklikus előrejelzőnek bizonyultak a Kopint-Datorg felméréséből származó következő idősorok: 1. a cég saját helyzetére, 2. termelésére, 3. az EU megrendeléseire vonatkozó hat hónapos prognózisok, valamint 4. a vásárolt készletek jelenlegi szintjéről alkotott értékítélet.

*A mintán kívüli becslési hibák 2000. szeptemberi adatainak összevetése
a tényleges 2002. márciusi adatokkal*

Mutatók	Egy-	Kettő-	Három-	Négy-
	havi előrejelzés			
	2000. szeptemberben			
RMSE	2,316040	2,956612	3,556179	3,968301
MAE	1,980555	2,682218	3,148686	3,121438
MAPE (százalék)	1,1069	1,4838	1,7280	1,7171
Theil	0,006541	0,008302	0,009928	0,011006
Torzítás (százalék)	5,08	9,04	13,83	16,23
Variancia (százalék)	15,60	11,54	9,31	3,03
Kovariancia (százalék)	79,32	79,42	76,86	80,74
	2002. márciusban			
RMSE	12,870674	14,401810	16,326503	18,250695
MAE	11,779332	13,255882	15,414491	17,098275
MAPE (százalék)	5,6422	6,3315	7,3610	8,1650
Theil	0,029872	0,033239	0,037518	0,041741
Torzítás (százalék)	83,76	84,72	89,14	87,77
Variancia (százalék)	1,17	2,16	1,75	1,94
Kovariancia (százalék)	15,07	13,12	9,11	10,29

Megjegyzés. RMSE – Root Mean Squared Error; MAE – Mean Absolut Error; MAPE – Mean Absolute Percentage Error; Theil – Theil-féle egyenlőtlenségi mutató; torzítás, variancia, kovariancia: a Theil-féle mutató felbontása szisztematikuss (torzítás, variancia) és véletlen (kovariancia) tényezőkre.

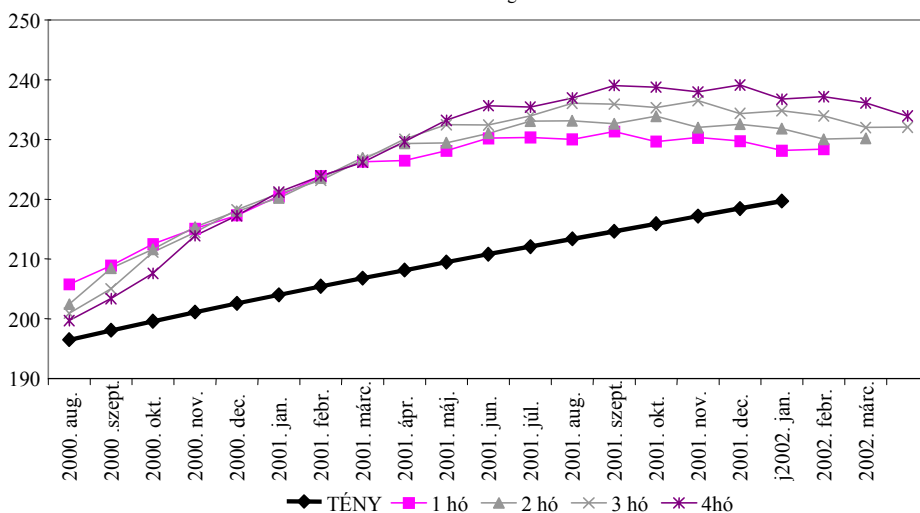
*1. ábra. Az ipari termelés szintjének előrejelzése 2000. augusztus és 2002. március között
1992. év átlaga=100*



Jól látható, hogy a vizsgált időszakban az előrejelzéseink szisztematikusan felfelé torzítottak voltak. Figyelembe véve az ipari termelés alakulását az utóbbi időben, ez nem meglepő: míg 2000. első felében 20-30 százalékos közötti éves növekedési ütem volt a jellemző, 2002-ben (ahogy az ábráról is leolvasható) az ipari termelés szintje gyakorlatilag stagnál. Valószínűsíthető, hogy az előrejelzéseink a múltbeli emelkedő tendenciának a folytatódását tükrözik. Felmerül a kérdés, hogy az előre jelezni kívánt idősor viselkedésének ilyen drámai megváltozása esetén egyáltalán létezik-e olyan ökonometriai modell, amely ezt legalább valamilyen mértékben képes követni. Mindazonáltal, mivel az itt vizsgált modell külön becsüli az ipari termelés trend- és ciklikus komponensét, meg tudjuk vizsgálni, hogy a mi előrejelzéseinkben jelentkező hibákhoz e két becslés hibái milyen mértékben járultak hozzá.

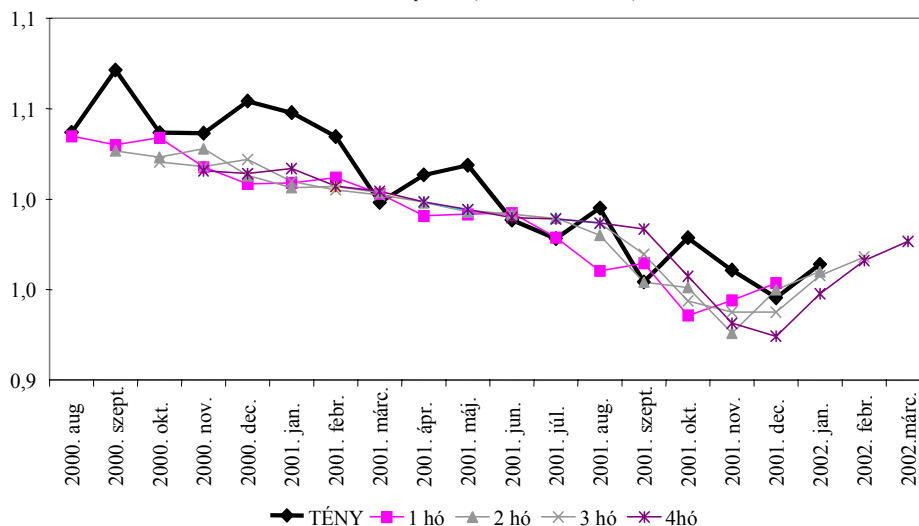
A 2. ábrán a trendre vonatkozó előrejelzést vetjük össze a tényleges trenddel. Meg kell jegyeznünk, hogy a tényleges trendnek nevezett idősor valójában szintén csak egy becslés az igazi trendhez képest. *Ferenczi és Reiff* (2000) részletesen is bemutatják a Hodrick–Prescott-trend időbeli alakulását és a trendbecslés revízióit. Ezeknek a későbbi revízióknak köszönhető, hogy a trendbecslés (annak ellenére, hogy az idősor már másfél éve stagnál) még mindig emelkedik. Az ábrán jól látható, hogy a trendre vonatkozó előrejelzés – hasonlóan az ipar termelés szintjére adott előrejelzéssel – szisztematikusan felfelé torzított.

2. ábra. Az ipari termelés trendjének előrejelzése 2000. augusztus és 2002. március között
1992. év átlaga=100



Vizsgáljuk meg ezek után a ciklikus komponensre adott előrejelzést. Mivel a közvélemény-kutatási idősorokat az előrejelzésnek ebben a fázisában használjuk, felhasználhatóságuk szempontjából ezen előrejelzés pontossága a mérvadó. A ciklikus komponensre vonatkozó előrejelzések és a tényleges ciklusok alakulása a 3. ábrán látható.

3. ábra. Az ipari termelés ciklusainak előrejelzése 2000. augusztus és 2002. március között
Ciklikus komponens (a trend százalékában)



Jól látszik, hogy előrejelzésünknek ez a része megfelelő volt, ami azt jelenti, hogy a közvélemény-kutatási időszakból képzett ciklikus előrejelzőink jól működtek.

Az utóbbi másfél év legfontosabb tanulsága tehát az, hogy a korábbi modellünknek a ciklikus komponensek előrejelzésére vonatkozó része megfelelőnek bizonyult, míg a trendbecslésünk nem működött. *Ferenczi és Reiff* (2000) tanulmányához képest a továbblépés természetes iránya tehát a trendbecslés megújítása lehet.

IRODALOM

- BLAKE, A. – KAPETANIOS, G. – WEALE, M. (2000): *Nowcasting EU industrial production and manufacturing output*. NIESR. Kézirat.
- CAMBA-MENDEZ, G. – KAPETANIOS, G. – SMITH, R. J. – WEALE, M. R. (2001): An automatic leading indicator of economic activity. *Econometrics Journal*, 4. évf.
- CANOVA, F. (1998): Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics*, 41. évf. 3. sz. 475–512. old.
- FERENCZI, B. – REIFF Á. (2000): *Előrejelző mutatók képzése a hazai konjunktúra-ciklusok vizsgálatához*. Kézirat.
- GREENE, W. H. (1997): *Econometric analysis*. Prentice Hall, New Jersey.
- HARVEY, A. C. – JAEGER, A. (1993): Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8. évf.
- HOÓS J. – MUSZÉLY GY. – NILSON R. (1996): *Cyclical indicators in Hungary*. OECD.
- JAKAB M. Z. – KOVÁCS M. A. – LŐRINCZ SZ. (2000): Az export előrejelzése ökonometriai módszerekkel. *MNB Füzetek*. 4. sz.
- JAKAB M. Z. – VADAS G. (2001): A háztartások fogyasztásának előrejelzése ökonometriai módszerekkel. *MNB Háttér tanulmányok*. 1. sz.
- KWIATKOWSKI ET AL. (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54. évf. 159–178. old.
- MOUROUGANE, A. – ROMA, M. (2002): Can confidence indicators be useful to predict short term real GDP growth? *ECB Working Paper*, 133. sz.
- NELSON, C. R. – PLOSSER C. I. (1982): Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10. sz.
- REIFF Á. – SUGÁR A. – SURÁNYI É. (1999): *Konjunktúra-mutatók Magyarországon*. A Gazdasági Minisztérium Gazdaságelemző Intézete.
- ROBERTS, I. – SIMON, J. (2001): What do sentiment surveys measure? *Reserve Bank of Australia Discussion Paper*, November.
- SANTERO, T. – WESTERLUND, N. (1996): Confidence indicators and their relationship to changes in economic activity. *OECD Working Papers*, 170. sz.
- TIMMERMAN, A. – SULLIVAN, R. – WHITE, H. (1998): *Data-snooping, technical trading, rule performance, and the bootstrap*. ESRC Discussion Paper.
- TÓTH I. J. (2002): Vállalati és lakossági konjunktúra-felmérések Magyarországon. *MNB Füzetek*. 1. sz.
- VADAS G. (2001): Túl a makrováltozókon: a lakossági bizalmi index és a magyar háztartások fogyasztási kiadása. *MNB Háttér tanulmányok*. 2.
- WEALE, M. (1996): *An assessment of OECD and UK leading indicators*. NIESR. Kézirat.
- ZIERMANN, M. – MICHALETZKY GY. (1995): Idősorok faktoranalízise. *Sigma*, 3–4. sz.

SUMMARY

In this study the authors investigate the usefulness of business survey data in forecasting Hungarian manufacturing output growth in the short run. They analyse the individual questions of the business surveys, and use models with different flexibility (dynamic factor model, best fitting and recursively best fitting model) to estimate the relationship between the business survey indicators and manufacturing output growth. The models are evaluated according to their forecasting performance. They generally find that although confidence indicators can be useful in forecasting manufacturing output in the short run, their forecasting ability is limited to a one-quarter horizon. For this reason their use in forecasting should mainly be restricted to nowcasting purposes.

STATISZTIKAI „EGYPERCESEK”

A MARKETINGTEVÉKENYSÉG MEGSZERVEZÉSE A CSÍKSZEREDAI KIS- ÉS KÖZEPES VÁLLALATOKNÁL

A SAPIENTIA Erdélyi Magyar Tudományegyetem csíkszeredai gazdaságtan–menedzsment tanszéke és a Hargita megyei Kereskedelmi és Iparkamara közös szelektív kutatást végzett csíkszeredai kis- és közepes vállalatokról, amelynek egyik fontos célja volt pontos helyzetkép kialakítása a marketingtevékenység megszervezéséről.

A kérdőíves felvételben a kérdezőbiztosok szerepét az elsőéves egyetemi hallgatók vállalták. A reprezentatív kutatási minta 148 kis- és közepes vállalatot ölelt fel. Az alkalmazott módszertan szerint a kutatási eredmények megbízhatóan kiterjeszthetők a több mint ezer csíkszeredai kis- és közepes vállalatra. Ismereteink szerint az ilyen témájú vizsgálat úttörő jellegű Romániában, eredményeinek közzététele, reményeink szerint hasznosítható lesz a hazai gazdasági élet szereplői, szervezői, irányítói számára. Nem elhanyagolható az a tény sem, hogy az egyetemi hallgatók bevonása konkrét kutatási témák megoldásába didaktikai szempontból is kiemelkedő fontosságú.

Szeretnénk hangsúlyozni, hogy az itt bemutatott adatok megszerzésének egyedüli gyakorlati módja az általunk alkalmazott terepkutatás, mivel e téren nincsenek statisztikai vagy egyéb hasonló források.

Kutatásunkban a marketing fogalmának korszerű értelmezéséből indultunk ki, miszerint ez olyan tudatos, széles információbázison alapuló irányítási, gazdálkodási és piacbefolyásoló tevékenységek összessége, amelyek a vállalatot, a termelést (szolgáltatást) a vásárlók igényei alapján szervezik, a fogyasztók vásárlóerejét meghatározott termékekre vagy szolgáltatásokra irányuló tényleges szükségletté alakítják, a termékeknek (szolgáltatásoknak) a vásárlóhoz vagy a végső felhasználóhoz való eljuttatását szervezik, összehangolják és biztosítják. Mindezt olyan módon teszik, hogy a vásárló maradéktalanul elégedett legyen, és ezáltal a vállalat számára a lehető leggazdaságosabban válják hosszabb távon is elérhetővé a szükséges mértékű nyereség.

A vállalaton belüli marketingtevékenység megszervezéséről szóló szakirodalom a következő lehetséges változatokat fogalmazza meg:

- a) a hagyományos részlegek keretében, felosztva (például beszerzés, termelés, eladás stb.);
- b) a hagyományos részlegek egyikében összpontosítva;
- c) egy szakosított marketingrészleg keretében, amely közvetlenül a felső vezetésnek van alárendelve;
- d) szakosított marketing igazgatóság keretében.

A 148 kis- és középvállalat közül 140 vállalatnál szervezték meg az említett 4 változat szerint a marketingtevékenységet. Ezen belül 89-ben az a), 35-ben a b), 13-ban a c), és 3-ban a d) változat szerint.

Az adatokból kiderül, hogy a csíkszeredai kis- és közepes vállalatok több mint 5 százaléka (8 a 148-ból) még nem tűzte napirendre a marketingtevékenység tudatos megszervezését. Szakosított marketingrészleg vagy -igazgatóság csak a cégek alig több mint 11 százalékánál létezik (16 a 140-ből).

Ezek az adatok arra engednek következtetni, hogy a marketingtevékenység még csak kezdeti, spontán szervezési, fejlődési szakaszban van. Ez a megállapítás összhangban áll számos nemzetközi gazdasági szervezet azon megállapításával, hogy Romániában még nem alakult ki a működő piacgazdaság.

A felvétel következő kérdése arra vonatkozik, hogy a létező szakosított marketingrészlegek vagy -igazgatóságok milyen kritériumok alapján működnek:

- a) funkciók (marketingkutatás, kommunikáció, elosztás stb.);
- b) földrajzi kritériumok;
- c) termékek (szolgáltatások);
- d) piacok, ügyfelek.

A válaszok a következőképpen oszlottak meg. A 148 válaszolóból 16-ban van szakosított marketingrészleg. Közülük 4-ben az *a*), 3-3-ban a *b*) és a *c*), 6-ban pedig a *d*) változat szerint működnek a részlegek. Azaz a szakosított marketingrészlegek vagy -igazgatóságok egynegyede funkciók szerint van megszervezve, 18,7 földrajzi kritériumok és 18,8 százaléka termékek szerint, míg 37,5 százaléka piacok, ügyfelek szerint.

A felvétel következő kérdése a kimondottan marketingtevékenységgel foglalkozó alkalmazottak számára vonatkozik. Eszerint az *a*) esetben 1, a *b*) esetben 2–5, a *c*) esetben több mint 5 alkalmazott dolgozott.

Ugyanakkor 140 vállalatnál létezik marketingszervezés. Túlnyomó többségében (99) kimondottan a marketingtevékenységgel csak egy-egy alkalmazott foglalkozik, mialatt a több mint 5 marketinges személyt foglalkoztató cégek száma nem éri el a 3 százalékot sem (szám szerint 4), ami megerősíti az eddig megfogalmazottakat.

A következőkben a felvétel arra kereste a választ, hogy a marketingtevékenységgel megbízott alkalmazottak milyen képesítéssel rendelkeznek. Kedvező jelnek tekinthető, hogy a marketingre szakosított alkalmazottak 46,2 százaléka (120 fő) felsőfokú végzettséggel rendelkezik, de a marketingszakot végzett közgazdászok száma nagyon alacsony, mivel az ilyen szakirányú képzés a mai romániai felsőoktatásban még nem terjedt el.

A kutatás azt is vizsgálta, hogy a csíkszeredai cégek milyen mértékben foglalkoznak elektronikus kereskedelemmel (e-business, e-commerce). Az eredmények azt bizonyítják, hogy az elektronikus kereskedelem csak a vizsgált cégek alig több mint 10 százalékába hatolt be (19 cég), ami ismét csak egy folyamat kezdetére utal.

Fontosnak tartjuk megjegyezni, hogy egy nemrég végzett esettanulmány Kovászna megyében, 652 megkérdezett alany esetében, az elektronikus kereskedelem létezését 12 százalékra értékelte (lásd *Közgazdász Fórum*. 2002. 6. sz.). Az eredmények egybeesése igazolja a felvétel helyességét a régió helyzetéről.

Az elvégzett kutatás lehetőséget nyújtott arra is, hogy értékeljük a cégek számítógépes ellátottságát. A kérdőív azt a kérdést fogalmazta meg, hogy a vállalat hány számítógéppel rendelkezik. Az adatok azt a tényt tükrözik, hogy a 148 vizsgált cég 85 százaléka (126 cég) rendelkezik számítógéppel. 81,7 százalékuknak 1 – 5, 15,1 százalékuknak 6 – 10, még 3,2 százalékuknak több mint 10 számítógépük van.

A felvétel során választ kaptunk arra a kérdésre is, hogy a cégek milyen arányban rendelkeznek Internet-hozzáféréssel. Véleményünk szerint nagy előrelépés, hogy a vizsgált cégek több mint fele ma már rendelkezik Internet-hozzáféréssel. Ha figyelembe vesszük, hogy a cégeknek körülbelül 12 százaléka használja a világhálót elektronikus kereskedelemre, arra következtethetünk, hogy 38 százalékuk az Internet-hozzáférést levelezésre, avagy böngészésre használja.

A kutatás következő kérdése arra kereste a választ, hogy a vizsgált cégek az utolsó három hónap alatt milyen marketing jellegű rendezvényeket kezdeményeztek, vagy milyeneken vettek részt (termékbemutatók, kiállítások, vásárok stb.).

Az adatok szerint a vizsgált minta 148 vállalatából 106 (71,6%) az utolsó három hónapban nem szervezett rendezvényt vagy nem vett részt egyetlen marketing jellegű rendezvényen sem, 20 vállalat egy, 13 vállalat kettő, 9 vállalat pedig három marketing jellegű rendezvényt szervezett vagy vett részt ilyen hazai vagy nemzetközi rendezvényen. Az adatok azt tükrözik, hogy kevés és nem folytonos a cégek által szervezett marketingrendezvények száma, vagy az ilyen rendezvényeken való részvétel.

Kutatásunk bizonyítja, hogy a tudomány mai eszköztára lehetővé teszi pontos helyzetkép felállítását a gazdasági élet különböző jelenségeiről, folyamatairól, elkülönülő a szubjektívizmust, a rögtönzést, megalapozandó a helyes döntéseket.

Az EU-csatlakozás keretében Románia 2003-ra azt a célt fogalmazta meg, hogy kialakítja a működő piacgazdaságot. A követendő irányvonalak kijelölésében, a konkrét tennivalók megfogalmazásában, a döntések előkészítésében fokozott szerep hárul a gazdasági jellegű kutatásokra, amelyekben a főiskoláknak, egyetemeknek is az eddiginél nagyobb részt kell vállalniuk.

SZEMLE

ÉVINDÍTÓ ÉRTEKEZLET A KSH-BAN

2003. január 28-án, a korábbi hagyományoknak megfelelően, összevont vezetői évindító értekezletet tartott a Központi Statisztikai Hivatal elnöksége. Az értekezleten *dr. Mellár Tamás*, a KSH elnöke tartott tájékoztatót az elmúlt év eredményeiről és a most kezdődő év terveiről. Az elmúlt év történéseit három téma köré csoportosította: a hivatal anyagi helyzete, az elért szakmai eredmények, valamint a hibák, hiányosságok.

A KSH anyagi helyzete az előadó szerint a korábbinál némileg szűkösebb, de kiegyensúlyozott volt. Az eredmények között említette a megyei igazgatóságokon elkészült, illetve folyamatban levő felújításokat, valamint a központi épület két tanácstermének teljes korszerűsítését. Óvatos és reális volt a tavalyi év tervezése, hiszen a beígért juttatásokat meghaladó kifizetésekre lehetett sort keríteni. Ez a tervezés tudatos volt, és hasonlóan kíván a vezetés eljárni ebben az évben is. A közalkalmazotti 50 százalékos béremelés megszüntette, de legalábbis mérsekelte a korábbi feszültségeket, és eredményként lehet elkönyvelni, hogy a kiegészítő támogatásokat sem kellett csökkenteni.

2003-ra a költségvetési keret egy részének zárólása, valamint a támogatás csökkentése nehéz, de nem elviselhetetlen terhet jelent a Hivatal költségvetésében. Létszámfejlesztés csak a Külkereskedelmi főosztályon lesz, és az aktuális béremeléseket január helyett csak júliusban lehet kifizetni. A tervek szerint idén is átlagosan körülbelül egy havi fizetésnek megfelelő jutalomra lehet számítani. A nehezedő körülményekre évek óta számítottunk, ezért mindez nem érte felkészületlenül a Hivatalt.

A szakmai pozitívumokat hosszan sorolta az előadó, kiemelve, hogy nem tud mindenre kitérni, csak az általa leglényegesebbnek tartott eredményeket említette. Ezek a következők voltak:

– a kanadai bizottságok munkája (5 csoport), amely bár korántsem volt hibátlan és optimális, a jövő tervezésében a szükséges átalakításokhoz sok jó, hasznos információval szolgált;

– a népszámlálás utómunkái sok fontos eredményt hoztak, kiemelendőnek tartotta az előadó azt, hogy időben és jó minőségben készültek el a nemzetiségi és vallási adatokat tartalmazó kiadványok;

– a gazdaságstatisztika eredményei közül megemlítette a forrás- és felhasználástáblák elkészülését és CD-formátumú közreadását, valamint azt, hogy a szezonális kiigazítás elérte a GDP-számításokat;

– a mezőgazdasági statisztika eredményesen lezárta a szőlő- és gyümölcsfelvételt, a LUCAS-program (Land Use and Covered Area Survey – Földfelszín Borítottság és Földhasználat Felvétel) részben befejeződött, és több területen fontos utómunkák folynak;

– az adatszolgáltatás területén jó elgondolás volt a kiemelt adatszolgáltatók csoportjának elkülönítése;

– elkészült és elfogadták a Hivatal tájékoztatási koncepcióját. A tájékoztatás területén kiemelkedő sikereket számított a „Magyarország 2002” c. kiadvány, ami az elmúlt 12 évet átfogóan elemezte. Ezzel kapcsolatban fontos eredménynek nevezte az elnök azt, hogy a felettebb kényes témák ellenére egyetlen politikai tömörülés sem lépett fel az anyaggal szemben, és szakmai körök is elismeréssel fogadták ezt a munkát;

– az „Adatfelvétel A-tól Z-ig” szakmai képzési program szintén igen sikeres volt;

– jelentős eredménynek minősítette a számítógépes hálózat korszerűsítést, amely a hálózati kapacitás növekedését és a kommunikáció gyorsulását hozta;

– ugyancsak az informatikai fejlesztések sikeres eleme volt a felhasználói lehetőségek bővítése és korszerűsítése, továbbá egyes statisztikai területeken javult a számítógépes programok felhasználása;

– sikerként említette a Vezetői Információs Rendszer bevezetését.

Az elnök a hiányosságokra áttérve voltaképpen egyről szólt, de azt igen súlyosnak értékelte. A Hivatalon belül nincs meg a szakfőosztályok, az informatika és a területi szervek között a megfelelő koordináció. Ahogy fogalmazott, lényeges információk tűnnek el a szakfőosztályok, az informatika és a megyék „Bermuda háromszögében”. Megítélése szerint itt nem egyes személyek hibáztathatók, hanem maga a meglévő rendszer, illetve e hiányzó mechanizmus a hibás. Ezért nem tehető felelőssé egyes osztályok, de a hiányosságokat mielőbb fel kell számolni, és a jövő új működési rendjének kialakításakor ezekre a problémákra kiemelt figyelmet kell fordítani.

Az előadás második részében Mellár Tamás a Hivatal előtt álló feladatokat részletezte. Megfogalmazása szerint a 2002. évet a Minőség évének akarjuk tekinteni, de ez a célkitűzés nem igazán valósult meg. A 2003-as év szerinte a változás, a „takeoff”, a korábbiaktól való elszakadás éve kell hogy legyen, az átalakulás ugyanis kritikus szakaszba érkezett. Az átalakulás-átalakítás megvalósítására, illetve irányítására a Hivatal munkatársaiból alakult három csoport működik, így ezek munkája, feladatai egyben körvonalazzák a Hivatal fő feladatait is.

1. Az első feladatcsoport feladata az OSAP felülvizsgálata. Ennek az átalakulásnak legfontosabb elemeként a megyei igazgatóságok lényegesen változó szerepét határozta meg, ugyanis egyes megyék bizonyos feladatok kizárólagos gazdáivá válhatnak. Ez a rendszer hasonló a francia gyakorlatból átvett Kompetencia Centrumokhoz. A megyék bizonyos feladatokat akár teljes vertikumban is átvehetnek, ezért egyre inkább a folyamatok egyenrangú szereplőivé válnak; országos feladatokat is ellátnak. Ez a változás igen nagy erőfeszítéseket igényel.

2. A második feladatcsoport a belső pénzügyi elszámolások projektalapú átalakítását célozza meg. Ennek lényege az, hogy feladatokat, termékeket kell elsődlegesen meghatározni, és ezekhez lehet hozzárendelni a szükséges költség-, illetve létszámkereteket. Így minden feladatnak felelős és költségérzékeny gazdája lesz, aki gondoskodik a megfelelő alvállalkozók közreműködéséről és természetesen ezek díjazásáról. A vezetőség ettől a rendszertől azt várja, hogy a főosztályok önállóbban, nagyobb felelősséggel, rugalmasabban végezzék munkájukat, hiszen fejlődési lehetőségük elvégzett és elvégzendő munkájukkal lesz arányos.

Ezzel a rendszerrel kapcsolatban természetesen sok idegenkedés, értetlenség, és számos kérdés merülhet fel, ezért bevezetésekor a fokozatosság elvét kell érvényesíteni: először listát készítenek az egyes produktumokról, majd beárazzák ezeket. Eleinte természetesen az arányos elosztás elve fog érvényesülni. Ezt követően a feladatok és a termékek összekapcsolása következik. A vezetőség azt várja ettől a rendszertől, hogy igazságosabbá teszi a források elosztását, dinamizálja a Hivatal munkáját, és növeli az egyes egységek, valamint a dolgozók felelősségtudatát és vállalkozó kedvét.

A tervvel kapcsolatban természetesen számos kérdés vár még tisztázásra. Ezek megvitatására az elnök azt a módszert választotta, hogy sorra végigjárja a főosztályokat és a megyei igazgatóságokat, és a helyszínen hosszú, tartalmas szakmai beszélgetésen ismerteti elképzeléseit, illetve ismeri meg a munkatársak véleményét, kérdéseiket, problémáikat.

3. A harmadik fő feladatcsoport az adatgyűjtési formák korszerűsítése, a modern technika bevezetése és elterjesztése az adatgyűjtésben. Ez elsősorban a gépi, telefonos, laptopok használatára épülő technikákat jelenti, de ezekkel kapcsolatban az előadó ezúttal nem bocsátkozott részletekbe.

Kilépve a nagy feladatcsoportok általánosságából, ténylegesen is megjelölte azokat a feladatokat, amelyek ez évben várnak a Hivatalra. Ezek között megemlítette:

- a külkereskedelem-statisztika fejlesztését (intra- és extra statisztikákat, a külkereskedelmi árindex kérdését);
- az OSAP felülvizsgálatát;
- az egységes marketingmunka megteremtését, mivel a bevételek optimalizálása megköveteli, hogy ez a tevékenység jól szervezett módon egy kézben összpontosuljon;
- a KSH egységes arculatának kialakítását, aminek fontos eleme a megújuló internetes megjelenés;
- a számítógépes felületek fejlesztését;
- a népszámlálási adatok további elemzését, az adatok megfelelő értékesítését, nem feledve, hogy milyen hatalmas adatvagyon birtokában van a Hivatal;
- az integrált szociális adatgyűjtés elindítását;
- a turizmus statisztikájának szabályozott mederbe való terelését,
- az államháztartási statisztika elindítását és fejlesztését.

Befejezésül megemlítette, hogy nagy változások közepén vagyunk, amelyeket a vezetés elszántan végig kíván vinni. Ezért folytatódnak a konzultációk, egymás kölcsönös tájékoztatása céljából. Mindennek a célja a munka minőségének javítása, a világos, átlátható értékelés, az egyéni aktivitás és kezdeményező-készség fokozása és a „potyautasok kiszorítása”.

Az előadás befejeztével kérdésekre és hozzászólásokra volt lehetőség, de ezzel az értekezlet egyetlen résztvevője sem kívánt élni, így az elnöklő Soós Lőrinc, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese bezárta az értekezletet.

H. L.

MAGYAR SZAKIRODALOM

VARGA E. ÁRPÁD:

ERDÉLY ETNIKAI
ÉS FELEKEZETI STATISZTIKÁJA I–VI.

Teleki László Alapítvány, Pro-Print Könyvkiadó, Budapest, Csíkszereda, 1998–2002. 4118 old.

Egyedülállóan gazdag statisztikai adatgyűjtemény kötetek láttak napvilágot az elmúlt öt évben a Teleki László Alapítványnak és a csíkszeredai (Miercurea Ciuc) Pro-Print Könyvkiadónak köszönhetően. Az országhatárainkon túl is elismert hazai kutató, *Varga E. Árpád* összeállításában jelent meg „Erdély etnikai és felekezeti statisztikája” címmel öt vaskos kötet, melyekhez hatodik kötetként összesített mutató, *Helységnévtár* kapcsolódik.

Erdély – pontosabban a jelenkori Erdély – fogalmán a Magyarországtól az első, illetve a második világháború után Romániához csatolt 102 ezer négyzetkilométer területet értjük. Ez a történelmi Erdélyen, valamint a történelmi irodalomban Partiumként nevezett, Részeken kívül magába foglalja a Tisza bal partján Máramarostól a Szilágyságon át az erdélyi Szigethegységtől nyugatra eső térséget, a Körösök és Maros vidékét, valamint a Tisza-Maros szögben és a Temesközben Bánság, vagy Bánátként ismert tájat, valójában a történelmi Erdélynek közel kétszeresét. Ezt az egész területet a román földrajzi irodalom, miként a közkeletű hazai szóhasználat is Erdély névvel illeti.

Az igen nagy munkával összeállított kötetek mintegy 5300 erdélyi település népességének anyanyelvi, nemzetiségi és vallási adatait tartalmazzák az 1850 (esetenként csak 1869) és 1992 közötti időszakban, elsősorban a hivatalos – az 1850. és 1857. évi osztrák, 1869-től pedig a magyar, majd a román – népszámlálások adataira támaszkodva. A vizsgált, csaknem másfél évszázad során a jelenkori Erdély területén 14 hivatalos népesség-számbavételt és több, a népesség egészére, vagy egyes csoportjaira kiterjedő összeírást hajtottak végre.

A települések idősorai az 1992. évi romániai népszámlálási időpontban fennálló közigazgatási beosztást követik 16 megyében. Az adatgyűjtemény a ma is létező településeken kívül minden olyan helységet tartalmaz, melyek mai településbe olvadtak be, vagy az idők folyamán kiváltak belőle, s így rájuk vonatkozóan adat található a feldolgozott népszámlálási kiadványok bármelyikében. A beolvadásokra vagy kiválásokra – és esetenként az érintett települések feltűnőbb lélekszámváltozásainak egyéb természetű okaira – lábjegyzetek, hivatkozások utalnak. A mai alsó vagy

középszintű közigazgatási egységek – községek, városok és megyei jogú városok (municipiumok) – idősorai összegzik a település alá rendelt, illetőleg egykor önállóan létezett helységrészek adatait. A települések román nyelvű névalakja a mai hivatalos elnevezést követi. A magyar nyelvű névalak általában az utolsó hivatalos magyar megnevezés szerint jelenik meg, az ezt követően kialakult helységek magyar megnevezése pedig az 1992-ben, Romániában megjelent erdélyi Helységnévszótárban található névváltozattal azonos.

Az anyanyelvi-nemzetiségi rovatok románokat, magyarokat, németeket és egyéb nemzetiségűeket különböztetnek meg. Az egyéb etnikumokon belül a zsidók (illetve jiddisül beszélők), cigányok, ukránok, szerbek, szlovákok és bolgárok, egyes megyékben pedig, ahol ezt jelenlétük indokolja, horvátok és csehek is megtalálhatók. A vallási megoszlásban a görögkeletieket és görög katolikusokat, a római katolikusokat, a reformátusokat, az evangélikusokat, az izraelitákat és az egyéb felekezeteket találjuk, az utóbbiakon belül – az elmúlt évtizedekben elterjedt – baptistákat, pünkösdistákat és egyes megyékben még az adventistákat is.

A kötetekbe az adatok a forrásul szolgáló kiadványokból nem egyszerű, gépies átmásolással kerültek be. Az adatsorok teljessé és összehasonlíthatóvá tétele érdekében forráskritikára és az eredeti számadatok módosítására, összevonására, gondosan mérlegelt becslésekre is szükség volt. Nyomatott hivatalos kiadvány hiányában megfelelő kéziratos forrás után kellett kutatni. Az anyanyelvi-nemzeti-ségi rovat az egyes népszámlálásoknál eltérő tartalmú volt, így például a szerb rovat egyesítette a horvátokat, olykor a szlovéneket, sőt a krassovánokat is. A külön rovatban kimutatott németeket, szászokat össze kellett vonni, ugyanúgy, mint a magyarokat és székelyeket is. Az 1880. évi népszámláláskor a beszélni – túlnyomórészt életkoruknál fogva – nem tudókat nem sorolták be egyik nemzetiségbe sem, így az eredeti közlést a beszélni nem tudók számának arányos szétosztása után ki kellett igazítani.

Az 1869. évi népszámláláskor nem tettek fel kérdést a népesség nemzetiségi hovatartozására vonatkozóan. Az ügy fontosságára tekintettel azonban *Keleti Károly*, a Földmivélés-, ipar- és kereskedelemügyi minisztérium Statisztikai szakosztályának igazgatója megoldást talált a hiány pótlására, felhasználva azt az összeírást, amelyet *Eötvös József* közoktatási miniszter rendeletére a népszámlálás évében, a 6–15 éves tanköteles korúak körében hajtottak végre beszélt (anya)nyelvükre és felekezetükre vonatkozóan. Adatainak ellenőrzésére *Vizaknai*

(*Vizneker*) Antal is végzett számításokat, és Varga E. Árpád is kísérletet tett a népesség felekezeti megoszlása alapján a népszámlálás időpontjában feltételezhető etnikai arányok hozzávetőleges meghatározására. Eredményei közelítenek Vizaknai számításaihoz.

Bár a felekezeti hovatartozást tudakolták 1869-ben, de az eredményeket – néhány megye kivételével – nem tették közzé. A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálatának gyűjteményében fellelhető kéziratok településenkénti táblázatok alapján azonban Varga E. Árpád az 1869. évi népszámlálás vallási megoszlási adatait is föl tudta venni adatgyűjteményébe. Ugyancsak e kötetekben látnak először nyomtatásban napvilágot az 1977. és 1992. évi román népszámlálás helységenkénti etnikai, illetőleg felekezeti adatai.

Különleges értéket kölcsönöz a köteteknek, hogy ahol lehetséges – a III. és részben a II. kötet kivételével – tartalmazzák az 1850. és az 1857. évi osztrák népszámlálások nemzetiségi, illetve felekezeti adatait is. A magyarországi visszatekintő népszámlálási hosszú idősorokból ezek hiányoznak, bár az 1990-es években a hazai települések fontosabb 1850. és 1857. évi adatai is megjelentek már önálló kiadványban. Az 1850. évi népszámlálásból kimaradt lakosság korábban 5-6 százalékra becsült arányát újabban némileg kisebbre teszik. A magyar nemzetiségű népesség – politikai okok miatti – alulszámolása pedig a jelenlegi vélemények szerint országos átlagban legfeljebb 2 százalékra tehető. Említést érdemel, hogy a jeles XIX. századi osztrák statisztikus, *Carl Czoernig* becslései nyomán az 1857. évi nemzetiségi viszonyokról is vannak ismereteink. Eljárását alternatív hipotézisek alapján ellenőrizve, Varga E. Árpád kétségbe vonhatatlannak tartja Czoernig számításainak tudományos alaposságát. A hazai történeti demográfia azonban Czoernig sokoldalú tevékenységét mindeddig nem méltatta kellő figyelemre, pedig elmélyült levéltári kutatásokra is alapozott munkái sok értékes adalékkal szolgálhatnak például a XVIII. századi betelepülések sok tekintetben feltáratlan történetéhez is.

Minden egyes kötethez részletes bevezető tanulmány kapcsolódik. Ezek lehetővé teszik a mai román közigazgatási rendszerben csoportosított adatok összevetését a korabeli közigazgatási egységek szerinti eredeti közlésekkel. Ezen túlmenően a legkülönbözőbb kombinációs táblák nyújtanak lehetőséget demográfiai elemzésekre. Bemutatják többek között a természetes népmozgalom alakulását nemzetiségek és felekezetek szerint, a vándormozgást (kivándorlást, lakóhely-változtatást stb.), az anya-

nyelv és felekezet közötti kapcsolódásokat, az anya- és egyéb beszélt nyelvek ismeretét mint az asszimilációs folyamat elemeit.

Az adatgyűjteményt kiegészítő térképmelléletek a közigazgatási beosztást mutatják be különböző időpontokban, az osztrák, a magyar és a román fennhatóság idejéből. Közülük az 1910. évi a megyék valamennyi községét és városát feltünteti, a kisméretű többi nyolc pedig a különböző város-, járás-, rajon-, tartomány- stb. határokat.

Az I–V. kötetben található helységek az utolsó hivatalos, illetve közhasználatú (román és magyar) nevükkel szerepelnek. A VI. kötet közel kétharmadát a Helységnévtár teszi ki, amely 6177 – közöttük 5318 ma is önállóan létező – település különböző neveit, valamint jogállásukra, közigazgatási-területi hovatartozásukra, sőt a nemzetiségre, illetve a beszélt nyelvekre vonatkozó információkat is tartalmazza. A kötet második része a bemutatott helységneveken túl a román forrásokból származó 3071 román nevet és névváltozatot közli. Jóval terjedelmesebb ennél a magyar forrásokból származó névmutató, mintegy 23 ezer névváltozattal. Munkája során a szerző több mint 30 magyar, német és román nyelvű helységnévtárat, leíró statisztikai munkát dolgozott fel, közöttük a magyar helytörténeti irodalom általában kritika nélkül forgatott és idézett forrásait is, beépítve munkájába azok településenkénti nyelvi és nemzetiségi minősítéseit. Összehasonlító vizsgálatai sok esetben következtetésekre hívják fel a figyelmet.

Varga E. Árpád célja hatkötetes munkájával a nemzeti önismeret, a helytörténeti kutatások szolgálata, az etnikai folyamatok vizsgálatának szélesítése. Több tucatnyi, tárgyilagosságra törekvő, s ugyanakkor kritikus hangú – részben román és angol nyelven is megjelent – színvonalas tanulmánya is ennek bizonyítéka. Munkái az országhatáron túl is nevet és elismerést szereztek számára. Tevékenységének köszönhetően a kolozsvári Babes-Bolyai Egyetem Statisztikai tanszéke szoros szakmai kapcsolatot alakított ki vele. A romániai tudományos intézmények és azok kutatói elfogadják Varga E. Árpád tárgyilagos észrevételeit és egymás munkáira támaszkodva töreksenek az oly sok vihart kavart kérdések nemzeti elfogultságtól mentes megválaszolására.

A Központi Statisztikai Hivatal vezetése 2002 tavaszán Fényes Elek Emlékérem odaítélésével ismerte el Varga E. Árpád népességtudományi munkásságát.

Dr. Jeney Andrásné

STATISZTIKAI HÍRADÓ

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Sajtótájékoztató. 2003. január 30-án a KSH nagytanácstermében sajtótájékoztatót tartott *dr. Soós Lőrinc*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyetese és *dr. Lakatos Judit*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezetője „Munkaerő-piaci helyzetkép, foglalkoztatottság – munkanélküliség” címmel.

A tájékoztatón ismertették a KSH munkaerő-felmérésének adatait, melyek szerint 2002. október – december között a foglalkoztatottak száma 3 millió 902 ezer fő, a munkanélküliségi ráta pedig 5,9 százalék volt. A 2002. évben sem következett be érdemi változás a foglalkoztatás szintjében. Éves átlagban 3884 ezren minősültek foglalkoztatottnak, ugyanannyian, mint egy évvel korábban. A 15–64 éves népességen belül a foglalkoztatottak aránya az előző évvel megegyezően 56,3 százalék volt. Az előadó, *dr. Lakatos Judit*, megállapítása szerint a foglalkoztatás alakulására szezonális tényezők is hatnak. A foglalkoztatottak létszáma 2002. első negyedévében volt a legalacsonyabb, 3853 ezer, míg utolsó negyedévében elérte a 3902 ezer főt.

A továbbiakban a teljeskörűsítés keretében végzett változtatásokat ismertették. 2003-tól a munkaerő-felmérés adatait a 2001. évi népszámláláson alapuló népesség-továbbvezetés bázisán teljeskörűsítik. A 2002. év egészéről és a 2002. év negyedik negyedéről publikált adatokat, valamint ezek előző évi bázisadatait már a 2001. évi népszámlálás adatainak figyelembevételével számították. Hangsúlyozták, hogy a korrekció az egyes évek között végbement változások mértékére nincs hatással. A tájékoztatón ismertették a megváltozott munkaképességűek munkaerő-piaci helyzetéről végzett felmérés eredményeit is.

A Magyar Statisztikai Társaság választmányi ülése. 2003. február 11-én ülést tartott a Magyar Statisztikai Társaság választmányja a Központi Statisztikai Hivatal elnöki tanácstermében. Az ülést *Soós Lőrinc*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyetese, az MST elnöke nyitotta meg. A résztvevők meghallgatták a Társaság szakosztályainak elmúlt

évi beszámolóit és a balatonfüredi éves konferencia értékelését. A témák között szerepelt még a következő éves konferencia előkészítése. Az ülés részletes ismertetésére a későbbiekben visszatérünk.

Eurostat Mezőgazdasági Bizottsági ülés. 2002. november 11. és 15. között tartották Chaniában az Eurostat Mezőgazdasági Bizottságának ülését. Az ülésen a tagországok, a jelölt országok és a nemzetközi szervezetek képviselői vettek részt. A küldöttek többek között az élelmiszerbiztonsággal, és a vidékfejlesztéssel kapcsolatos kérdéseket, valamint a TAPAS- (Technical Action Plan for improvement of Agricultural Statistics – Műszaki akcióterv a mezőgazdasági statisztika fejlesztésére) program eredményeinek hatékony felhasználását, illetve a tagországok közötti tapasztalatcserre szükségessé voltát vitatták meg. A tanácskozás további programján a LUCAS- (Land Use and Covered Area Survey – Földfelszín borítottság és földhasználat felvétel) program európai agrárstatisztikai rendszerbe való beillesztési lehetőségeinek megvitatása szerepelt. Ennek során a magyar és az észt küldöttek beszámoltak a LUCAS-program végrehajtásáról. Az ülésen *Laczka Sándorné*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezetője vett részt.

Munkacsoport-ülés a nemzeti számlákról. 2002. november 19. és 21. között tartották az EU-tagországok nemzeti számla munkacsoportjának és a tagjelölt országok nemzeti számla szakértőinek értekezletét Luxembourgban. Az ülés első napján a nemzeti számla munkacsoport és a PPP (Purchasing Power Parity – vásárlóerő-paritás) számításával foglalkozó munkacsoport szakértői közös ülésen vettek részt. Megvitatták az Eurostat szakértőinek javaslatát a PPP 1995 és 1999 közötti adatainak felülvizsgálatára, amelynek célja, a számításokban talált esetleges hibák kijavítása, illetve a nemzeti számlákban alkalmazott módszertani és adatrevíziók átvezetése a PPP-számításokra. Az Eurostat 2002. folyamán Task

force-ot hozott létre alternatív módszerek kidolgozására a lakásszolgáltatások elszámolásának terén azon országok esetében, ahol kicsi a piaci bérlakás-szektor. A javasolt módszer a költségbecslési számítás, amit az értekezlet résztvevői elfogadtak abban az esetben, ha a lakbéreken alapuló imputálás módszere nem alkalmazható. A Task force-ban végzett munka tapasztalatai alapján Szlovénia és Magyarország képviselői bemutatták az új számítások eredményeit, amelyek kismértékben térnek el az eddigi lakásszolgáltatási adatoktól.

Az értekezlet második napján tartották a tagországok hagyományos, nemzeti számlákkal foglalkozó értekezletét, melyen a jelölt országok megfigyelőként vettek részt. Az ülésen a tagországok jelentős többsége elfogadta az Eurostat ajánlásait a szoftverek felhalmozásként való elszámolásáról. A résztvevőket tájékoztatták a társadalmi elszámolási mátrix (Social Accounting Matrix – SAM) módszertanáról szóló kézikönyv munkálatainak jelenlegi állásáról. Az ülésen a negyedéves nemzeti számlák szezonális kiigazításának, a nemzeti számlák revíziós politikájának és az ESA95 adattovábbítási rendszer kérdéseinek megvitatására is sor került.

A tagjelölt országok nemzeti statisztikai hivatalaiban működő nemzeti számla főosztályok vezetőinek éves értekezletét az ülés harmadik napján tartották meg. Az értekezlet résztvevői megvitatották a pénzügyi szektor számbavételére vonatkozó EU-jogszabály alkalmazásának problémáit, az ECB (European Central Bank – Európai Központi Bank) nemzeti számlákkal kapcsolatos adatigényeit, a negyedéves nemzeti számlák szezonális kiigazítását. Megtárgyalták az adatok rendelkezésre bocsátásával és az Eurostatnak küldött nemzeti számla adatok adatszolgáltatási határidőinek betartásával kapcsolatos kérdéseket. A magyar nemzeti számla szakértők a határidő betartásának kérdésében a tagjelölt országok közül a legjobbak között vannak. A megbeszélésen bemutatták az Eurostat által létrehozott, új CIRCA – Candidate Countries' National Accounts (Tagjelölt országok nemzeti számlái) c. weboldalt. A résztvevők megvitatották a 2003. évi nemzeti számla munkatervet.

Az értekezleten a Központi Statisztikai Hivatal *dr. Pozsonyi Pál*, főosztályvezető és *Bedekovics István*, a KSH főosztályvezető-helyettese képviselte.

Eurostat munkaiülés. 2002. december 5. és 6. között tartotta munkaiülését az Eurostat városi statisztikával foglalkozó munkacsoportja Luxembourgban. A rendezvényen a tagországok és a tagjelölt országok nemzeti statisztikai hivatalainak szakértői mellett részt vettek más európai szervezetek munkatársai is.

Az EU területfejlesztési politikájában a 2000 és 2006 közötti időszakra megfogalmazott feladatok között nagy jelentőséget tulajdonítanak a városok meghatározó szerepének a régiók fejlődésében, ami új feladatokat rótt az Eurostatra. Az összehasonlító mutatók meghatározásához és adatbázisba foglalásához 1997-ben fogtak hozzá. 2000-re elkészült az Urban Auditnak nevezett városi vizsgálat első körébe bevont 58 európai nagyváros és mérettől függően agglomerációjuk, városrészeik adatbázisa, 482 változót tartalmazva a vizsgált témakörökben.

2002-ben döntöttek az Urban Audit II projekt elindításáról, amelynek keretében az első vizsgálatnál kimaradt London és Párizs mellett az 50 és 250 ezer lakos közötti városokból 42 vizsgálatára került sor.

A mostani munkaülés fő témája a városi térségek meghatározásának és statisztikájuk fejlesztésének második üteme volt az Urban Audit II projekt keretében. A felmérést, amelyre két hónap állt rendelkezésükre, a tagjelölt országok is elvégezték. A Budapestre vonatkozó vizsgálatot a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatóságának szakemberei végezték. A munkaiülésen *Faluvégi Albert*, a KSH statisztikai tanácsadója vett részt.

Eurostat-ülés. 2002. december 16. és 17. között tartották az Eurostat rövid távú üzleti statisztikával (Short Term Business Statistics) foglalkozó ülést Luxembourgban. A megbeszélésen az EU-tagországok és az Európai Központi Bank (European Central Bank – ECB) képviselőin kívül több ország, közöttük Magyarország, szakértői megfigyelőként vettek részt.

A tanácskozáson a következő főbb témák szerepeltek:

- a legfontosabb fejlesztési irányok jelenlegi helyzete,
- a 2000. évi bázisra való átállás helyzete, adatminőség,
- Eurostat-ajánlások az STS (Short Term Statistics – Rövid távú statisztikai adatok) nemzetközi egységességének javítására,
- a PHARE-országok adatszolgáltatásának értékelése.

Az ülésen a Központi Statisztikai Hivatal *dr. Herczeg András*, a KSH statisztikai tanácsadója képviselte.

Előadás. 2003. január 23-án a Berzsenyi Dániel Gimnáziumban, a Szakmák napja keretében „Sokszínűség, több lábon állás: útban a siker felé, a jövő kihívásai” címmel tartott konzultációval egybekötött előadást *dr. Gyöngyösi István*, a KSH vezető főtanácsosa, a Szent István Egyetem címzetes docense. Előadásában ismertette azt a segítséget, amit a statisztika nyújthat a pályaválasztás előtt állók számára döntéseik megalapozásához.

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

GAZDASÁGSTATISZTIKA

AZ EURÓ BEVEZETÉSÉNEK HATÁSAI AZ INFLÁCIÓRA

(Effets du passage à l'euro fiduciaire sur l'inflation.) –
Revue Économique, 2002. 2. sz. 41–55. p.

A tanulmány az euró bevezetésének belgiami hatásaival foglalkozik, hivatkozva a Belga Nemzeti Bank által készített felmérésekre. Az euró bevezetésével kapcsolatos költségeket és megtakarításokat vizsgálva a különböző felmérések során az egységes készpénzfizetési eszközre való átállás költségeit a vállalkozások egyöntetűen ítélték meg. A felmérésekben részt vevő vállalkozások esetében a költségek nem voltak jelentősek és időben eltolódva jelentkeztek, részben még a 2001. évet megelőzően, majd 2001-ben és végül 2002-ben. Az átállás költségei a kiskereskedelemben az átlagosnál magasabbak voltak és inkább a 2002-ben jelentkeztek.

Az euró bevezetésének előnyeit a vállalatok kevésbé tudják számszerűsíteni. Ezt jelzi, hogy a korábbi felmérések erre vonatkozó kérdésére csak a válaszadók 50-60 százaléka reagált. A későbbi felméréseknél ugyan magasabb volt a válaszadók aránya, sokan azonban a megtakarításokat 0-ra értékelték. 2002 januárjában az előnyök az árbevételnek átlagosan 0,03 százalékát tették ki.

Minthogy a megtakarítások a költségekkel szemben visszatérő jellegűek, az átállásnak idővel az árak csökkenése irányában kell hatnia. Emellett a gazdaság élvezi az árak nagyobb átláthatóságából származó előnyöket, ami erősíti a versenyt és tartósan mérséklő hatást gyakorol az általános árszínvonalra.

Az egyszeri költségek és a folyamatos megtakarítások arra utalnak, hogy ezek a tényezők nemigen okozhattak jelentős áremelkedéseket.

A reklámárak hatásával kapcsolatban megállapítható, hogy ezek aránya 2001 közepéig viszonylag állandó – 72 százalék körüli – volt. Ezt követően 2001. június és december között arányuk valamelyest csökkent, ami arra enged következtetni, hogy a vállalkozások árpolitikájukkal már az euróban kifejezett reklámárak bevezetésére készültek. (Ezt a hipotézist egy későbbi vizsgálat igazolta is.)

Külön számítás készült a szuper- és hipermarketre vonatkozóan: mivel ezen kereskedelmi egységek főként élelmiszertermékeket árulnak, a reklámárak aránya itt alacsonyabb (60 százalék körüli) és arányuk csökkenése is kevésbé volt megfigyelhető mint az egyéb üzletekben. Az erős verseny is valószínűtlenné teszi az árak nagyobb mértékű emelkedését ebben a szektorban.

A nagy alapterületű bevásárlóhelyek ugyan a fogyasztóiár-indexet alkotó termékkörnek csak mintegy 18 százalékát kínálják, az élelmiszerkereskedelemben azonban meghatározó jellegűek. Az előzetes becslések azt vélelmezték, hogy ezen a területen mutatkozik majd leginkább az árak felkerekítésének veszélye. A legrosszabb előrejelzés (amely valamennyi reklámár felfelé kerekítését feltételezte) szerint az élelmiszerek és italok hozzájárulása a végeredményhez 0,25 százalékpontos növekedést eredményezne, amely még 0,15 százalékponttal csökkenthető abból a megfontolásból, hogy a termékek 60 százalékát kínáló szuper- és hipermarketekben a kerekítések hatása a nullával egyenlő.

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

Bár a különböző elemek azt mutatják, hogy a reklámárak euróban történő meghatározása nem okozta szükségszerűen az árak emelkedését, a fogyasztók nem így vélekednek. Egy 2002 januárjában, az Unió egészében végzett felmérés szerint a lakosság 67,3 százaléka (a belgák 63,4 százaléka) úgy érzi, hogy az árak számukra kedvezőtlenül alakultak. Csak az Unió lakosságának 28,5 százaléka (a belgák egyharmada) van azon a véleményen, hogy az árak átszámítása semleges módon történt, azaz a felfelé és lefelé kerekítések kiegyenlítették egymást.

Mivel az árváltoztatások mindig együtt járnak bizonyos állandó költségek felmerülésével, az átállás ösztönözhetette arra a vállalkozásokat, hogy egyéb árváltoztatási elképzeléseiket is ebben az időszakban valósítsák meg.

Az árváltoztatások száma (egyik hónapról a másikra, a szezonális korrekciók után) az 1995–2000 közötti időszakban viszonylag állandó volt (18%), 2001-ben azonban növekedést mutatott. Az élelmiszer- és energiaárak gyakrabban, a szolgáltatások és az ipari termékek árai 2001 közepéig viszonylag ritkábban változtak, mint a korábbi időszakban. 2001 második felében egy mérsékelt, majd decemberben jelentősebb árváltozási hullám volt érzékelhető, ami igazolni látszik az árváltoztatások időzítésének elméletét.

A 2002. januári felmérés során a vállalkozások több mint 85 százaléka úgy nyilatkozott, hogy az euró bevezetése nem járt együtt az eladási árak növekedésével. Az áremelkedések okai között fontossági sorrendben a bérköltségek és a beszerzési árak növekedése áll az élen, az euró bevezetésével járó költségek csak a negyedik, a felfelé kerekítések pedig csak a hatodik helyen kerültek említésre.

Az Eurostat becslése szerint az euróra való átállásnak a harmonizált fogyasztóiár-indexre gyakorolt hatása 2001. decemberről 2002. januárra 0,0 és 0,16 százalékpont közötti volt, Belgiumban ennél is alacsonyabbra tehető. Februárban és márciusban az infláció viszonylag magas szintű maradt, majd áprilisban 1,7 százalékra csökkent.

Az áremelkedésekre jelentős hatást gyakorló termékeknél (termékcsoportoknál) a következő alábbi tendenciák figyelhetők meg.

Fel nem dolgozott élelmiszerek. A termékcsoportban már 2001 folyamán jelentős áremelkedés következett be, részben a húszágazat válsága, részben a rossz zöldség- és gyümölcstermés következtében. A reklámárak alakulásának elemzése arra enged következtetni, hogy a 2001. évi árakkal már a későbbi reklámárakat készítették elő. 2002 januárját követően az áremelkedés csökkent. Mindezek a tényezők arra utalnak, hogy a termékcsoport árváltozásai nem,

vagy csak kismértékben függtek össze az új fizetőeszköz bevezetésével.

Energia. Az átállás időszakában az energiaárak gyakorlatilag nem változtak. 2002. márciusban és áprilisban volt jelentősebb áremelkedés a nyersolaj árának növekedése következtében. A különböző intézkedések eredményeként az árak átszámítása ezen a területen valóban semleges módon történt. A reklámárak jelentősége is elhanyagolható, így összességében nem valószínű, hogy az átállás érdemi hatást gyakorolt volna az árakra.

Ipari termékek (energia nélkül). A termékcsoport árindexének növekedési üteme az átállás időszakában lassult: míg 2001. április és október között a növekedés 1,2 százalék volt, addig 2001. október és 2002. április között 0,9 százalékra csökkent. Ez az áremelkedés nem tekinthető különlegesnek, különösen, ha figyelembe vesszük, hogy a 2000. év során az importárak és a termelői árak is jelentősen emelkedtek az euró leértékelődése és a kőolaj árának emelkedése következtében. Ebben a termékcsoportban sem igazolható tehát az euró bevezetésének hatása. 2001 során az újságok és könyvek jelentős áremelkedése inkább a papírárak növekedésének, mint a reklámárak megállapításának tudható be. Ugyanez vonatkozik a lábbelik ára, amelyet a bőrarak növekedése határozott meg.

Feldolgozott élelmiszerek. Ezen termékek ára az átállás időszakában nem emelkedett. A reklámárak alkalmazása kevésbé jellemző és arányuk változása az áremelkedésekkel láthatóan nincs összefüggésben. 2001 nyarán az áremelkedések alapvetően egyéb tényezőkkel magyarázhatók: a kenyér árának emelkedése például a hatósági ár változtatását tükrözi, amelyre a liszt árának és a bérköltségek növekedése miatt került sor. A tej- és tejtermékek áremelkedése a szarvasmarha-tenyésztésben jelentkező nehézségeknek tulajdonítható. Nem zárható ki ugyanakkor, hogy a dohány és kakaótermékek áremelkedése összefüggésben van az euró bevezetésével.

Szolgáltatások. 2001-ben a szolgáltatások ára erősen emelkedett, és ez a tendencia részben egybeesett a reklámárak átalakításával. 2002 februárjában újra jelentősen növekedtek az árak ebben a szektorban, ami arra utal, hogy ezen a területen az átállás viszonylag jelentős hatást gyakorolt az árak alakulására más tényezők mellett. Így például a szolgáltatások árváltozása mutatja a legerőteljesebb összefüggést a bérek alakulásával, még ha ez időben eltolódva jelentkezik is. Egyéb költségtényezők hatása is valószínűsíthető, például a kőolaj 2000-ben történt drágulása bizonyos idő elteltével növekedést okozott az utazási és szállítási szolgáltatások áraiban, és növelte a szolgáltató vállalatok költségeit.

Egyes vélekedések szerint bizonyos szolgáltatások, mint például szálloda- és vendéglátás, fodrászat és kozmetikai szolgáltatások, uszoda, fogyasztói árak változása csak részben magyarázható a költségek növekedésével. Négy, ún. egyéb szolgáltatásfajta árának alakulását pedig jelentősen befolyásolta az euró bevezetése.

Összességében a harmonizált fogyasztói árindex kilenc kategóriájában (amelyek a fogyasztói kosár mintegy 11 százalékát reprezentálják) állapítható meg, hogy az eurónak a készpénzfizetésbe történő bevezetése az árakra érdemi hatást gyakorolt. Az említett kilenc termék kategória árnövekedése is csak részben tulajdonítható az euró bevezetésének, ezt az értéket éves szinten valamivel 2,5 százalék fölé teszik, ami nem tekinthető magas inflációnak ezen termékek esetében. A hipotézisek szerint az euró bevezetésének az inflációra gyakorolt hatása 2001. június és október között, majd ezt követően 2002. januárjában és februárjában növekedett. 2002. áprilisában 0,18 százalékponton nőtt, ami viszonylag alacsony értéknek tekinthető.

Amennyiben a kettős ármegjelölés elhagyása a következő hónapokban további hatásokat eredményezne, akkor az inflációra gyakorolt hatás időben kissé elhúzódná. Ha az árváltoztatások összevonásának feltételezése igazolást nyer, akkor a kezdeti, a növelés irányába mutató hatást ezzel ellentétes hatás fogja felváltani, ily módon tehát ez a tényező közep-távon nem befolyásolja az árszintet.

(Ism.: *Csurgay Margit*)

KNIEPERT, M. – HOFREITHER, M. F.:

AZ EU KELETI BŐVÍTÉSÉVEL JÁRÓ KÖLTSÉGEK
A MEZŐGAZDASÁGBAN

(Kosten der Osterweiterung – Sprengt die Landwirtschaft den Rahmen?) – *Wirtschaft und Gesellschaft*, 2002. 3. sz. 309–325 p.

Az Európai Bizottság 2002. januárjában elemzést tett közzé, amely bemutatja a keleti bővítéssel kapcsolatos hatásokat az EU mezőgazdaságára, különös tekintettel az alkufolyamat központi kérdéseire. Ilyen vitapontok a termelőket megillető közvetlen kifizetések, a termelési kvóták és a piaci rendtartás egyéb kulcs tényezői. A tanulmány részletesen ismerteti a Bizottság dokumentumának lényeges megállapításait, valamint az első körben csatlakozók tárgyalásain utköztetett véleményeket. Az EU a közvetlen kifizetések mértéke több évre elhúzott, fokozatos növeléséhez azért ragaszkodik, mert a túlzottan nagy támogatás esetén a korábbi struktúra megőrzé-

sének kockázata mutatkozhat az újonnan csatlakozó országok mezőgazdaságában.

Eszerint itt nem a pénzügyi megfontolások a fontosak, hanem a hirtelen átrétegződő jövedelem szerkezet társadalmi mellékhatásai, mivel ezek új egyenlőtlenségek kialakulásával járhatnak. Az újonnan csatlakozó országoknak is érdekük, hogy javítsák a mezőgazdasági üzemek versenyképességét, és új vidéki munkahelyeket hozzanak létre a nem mezőgazdasági ágazatokban.

A szerzők az említett bizottsági állásfoglalásokban közölt adatokat kiegészítették az országjelentésekben az agrárágazatokról közzétett információkkal. A cikk az EU agrárfinanszírozási előirányzatait alapul véve forgatókönyveket mutat be 2006-ig, illetve a keleti bővítés 2013-ig várható hatásait is vizsgálja.

A modellezés bizonyos egyszerűsítéseket kívánt a támogatások számszerűsítésének alapjaiban. Indokoltak az egyszerűsítések, mivel 30 különféle közvetlen kifizetési formát alkalmaznak, és a vonatkozási alapok sokféle meghatározással szerepelnek a dokumentumokban. Az elemzés összefüggései a tanulmány függelékében szerepelnek, a földterületre, illetve az állatok számára vonatkoztatva. A termelést többnyire a csatlakozásra felkészülő országok 1999. évi agrárstatisztikai adatai alapján vették figyelembe (Málta és Ciprus kivételével), egyes termékekre azonban csak ennél korábbi évek adatai álltak rendelkezésre.

A cikk utal a 2008–2013 közötti időszak előrejelzésére alkalmazott extrapolációs módszerre, amelyet a 2002–2008 közötti időszak prognózisainak folytatásaként alkalmaztak. Amennyiben az egyes évekre hiányoztak a termelési előrejelzések, azokat interpolációval határozták meg. A szárnyasok esetén azonban ilyen előrejelzést nem találtak, ezért (mint más hasonló adathiány esetén) állandó szinten tartott termelést feltételeztek a forgatókönyvben.

A termelés előrejelzett mennyiségeit az EU által megszabott, illetve várhatóan kialakuló termelési kvótákon belül tartották. Az érzékenységvizsgálatot azzal a céllal végezték, hogy modellezzék a termelési kvóták valószínű alakulását. A szerzők kizárólag az agrártermékek kínálati viszonyait elemezték szimulációs modellszámításokkal, nem vizsgálták a kereslet (és ezen belül a külpiazi hatások) alakulását, holott a támogatásokban ezek is jelentős szerepet játszanak.

A vizsgált háromféle forgatókönyvben, a következő befolyásoló tényezők szerepelnek:

– a termelés mennyiségének alakulása (I.), amely a modellezés exogén változója a 2013-ig terjedő időszak költségvetési változatainak elemzésében;

– az EU 15 országában érvényesülő közvetlen kifizetések és más költségvetési kapcsolatok alakulása (II.);
 – az újonnan csatlakozó közép- és kelet-európai országok az Európai Bizottság által felajánlott mértékben részesülnek az agrártámogatás előbbi két forrásából (III.).

Az első forгатókönyvben az szerepel, hogy ha 2004-ben csatlakoznak a közép-és kelet-európai országok (Bulgária és Románia nélkül), a 15 tagország közvetlen támogatásai nem lépik túl az EU 2006-ig elfogadott költségvetésének agrártámogatási kereteit. Az újonnan csatlakozó országok közvetlen kifizetései mértéke a 2013-ig terjedő időszakban érnie el a 15 tagországnak fizetett szinteket (a bolgár és román csatlakozást 2007-re ütemezve, a 9 éves időszak 2016-ig tart).

A szerzők a közösségi agrárkasszából származó összes támogatás 2013-ra előrejelzett megoszlási adatát közlik az egyes újonnan csatlakozó országokra.

Ebben a változatban az agrárkassza kereteit egyik évben sem lépik túl. A szerzők számítása szerint a 15 tagország 2006. évi agrárfinanszírozása (1999. évi áron) mintegy 40,1 milliárd euró kifizetésével jár, ami nem éri el az irányelvekben meghatározott előirányzatot (2006-ban 46 milliárd euró). Ez a tartalék adhat fedezetet arra, hogy az első körben csatlakozó országok 2006-ban összesen 4,9 milliárd euró agrártámogatást kapjanak (bár az Európai Bizottság erre az évre csak 3,9 milliárd eurós összeget vett figyelembe a tervezéskor).

A bolgár és a román agrártámogatások ezen túlmenően 1,6 milliárd euró fedezetet igényelnek. A modellezéssel (évi 2 százalékos inflációt és gyakorlatilag változatlan agrárfinanszírozási szabályokat tervezve) 2013-ig készültek szimulációs számítások.

A szerzők az Európai Bizottság dokumentuma alapján további változatokat is modelleztek, feltételezve, hogy az újonnan csatlakozó országok termelői az alapváltozatnál kedvezőbb terméseredményeket érnek el, és hogy ezek alapján az agrárkassza általános szabályai szerinti kifizetéseket teljesítik 2013-ig. Bemutatják a termőföld alapú támogatásokkal kapcsolatos fontosabb feltételezéseket, és ezeknek megfelelően táblákba foglalva közlik a 2007-ben, valamint 2013-ban esedékes finanszírozási igényeket a három országcsoportra: a 15 tagországra, az első 8, majd a következő két csatlakozó országra.

A szerzők egy további forгатókönyv alapján kiszámították, hogy amennyiben semmiképpen sem nőhet az agrárkassza előirányzata, milyen kalibrálásokat kellene érvényesíteni a 8+2 újonnan csatlakozó ország támogatásának mértékében, a 15 tagországra érvényes elszámolási szabályokhoz képest. Ezek a modellezési eredmények semmiképpen sem ke-

zelhetők uniós ajánlásnak, csupán az érzékenységvizsgálat jelentőségét szemléltetik.

Figyelemre méltó a szerzők azon következtetése, hogy a 15 tagországban gazdálkodók egy megfigyelési egységére jutó agrártámogatás hosszabb távon is sokszorosa a 8+2 újonnan csatlakozó országnak juttatott (például egy fő mezőgazdasági foglalkoztatottra jutó) értéknek. A szerzők számításai szerint 2013-ban is két és félszeres lenne a két országcsoportnak jutó előbbi kifizetési mutató aránya, ha addig (szélsőséges lemorzsolódási ütemmel számolva) a felére csökkenne a közép- és kelet-európai országok mezőgazdasági termelőinek a száma.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

RASTJANNIKOV, V. G.:

AZ OROSZ AGRÁRSZEKTOR GAZDASÁGI NÖVEKEDÉSÉNEK SAJÁTOS SÁGAI 1930 ÉS 1990 KÖZÖTT

(Osobennosti ekonomicheskogo rosta v agrarnom sektore Rossii 30-90-e gody XX veka.) – *Voprosy statistiki*, 2002. 8. sz. 41–58. p.

Oroszország „szocialista múltjából” súlyos örökség maradt: a nem piaci gazdasági rendszer, amely különösen az agrárszektorra érintette. A Szovjetuniót a XX. század 80-as éveiben sújtó agrárváltság egyebek mellett az adott gazdasági rendszer törvényszerű eredménye volt.

A szovjet társadalomban a kollektivizálás után megerősödött a nem piaci rendszer, és olyan erős torzulásokat hozott, amelyeket *Thorner*, amerikai agrártudós beépített depresszornak nevezett. Ez a hatás a gazdaság szerves részévé vált, elnyomta a mezőgazdasági növekedés mechanizmusait, az agrárátalakulások természetes folyamatait. A Szovjetunió agrárszférájában éppen ekkor jelent meg vezető formaként az önfejlődési potenciáljától megfosztott gazdaság. A depresszor hatása jelenleg is megfigyelhető Oroszországban.

A növekedést torzító tényezőkhez kell sorolni a mezőgazdaság és a nemzetgazdaság nem mezőgazdasági szférája közötti nem egyenértékű cserét. A cseremechanizmusok különböző erővel és eredménnyel hatottak az agrárgazdaság fejlődésének döntően kézi munkán alapuló fázisában és az iparosodó szakaszra való átmenet során. A szovjet falu „szocialista építésének” tapasztalatai meggyőzően mutatták, hogy a munka manufaktúrális szakaszában (a XX. század 60-as éveinek elejéig) a nem egyenértékű csere rendszere lehetővé tette nemcsak a mezőgazdasági többletermék nagy részének ellenérték nélküli átcsoportosítását más gazdasági ágakba, ha-

nem a potenciális személyi jövedelmek aránytalanul nagy részének elvonását is.

A nem egyenértékű csere elméletét a korai szocializmus marxista gondolkodásának képviselője, *Preobrazszkij* dolgozta ki. Szerinte az eredeti szocialista felhalmozás törvénye megváltoztatja és részben felszámolja az érték törvényt, továbbá a tőkés áru gazdaság összes törvényét, közöttük a piaci árak törvényeit is.

A nem piaci gazdaság életre hívta a munka hatékonyságának olyan specifikus depresszorát, mint a termelés költségessége. E jelenség a legnagyobb erővel a Szovjetunió (különösen az Orosz Föderáció) mezőgazdaságában jelent meg a gazdasági növekedés ipari fázisára való átmenet szakaszában.

A mai Oroszország agrárgazdaságának kettős feladatát kell megoldani: fel kell oldani a deformált gazdasági növekedést, a szocializmus hagyatékát; továbbá alkalmazkodni kell az új, piaci játékszabályokhoz, piacgazdasággá kell formálódnia, és meg kell teremteni a piac követelményeinek megfelelő intézményi infrastruktúrát.

A tanulmány további részében a szerző részletesen tárgyalja a nem egyenértékű csere nem piaci mechanizmusának kialakítását. Megállapítja, hogy az orosz faluban a 20-as és a 30-as évek fordulóján végbement társadalmi átalakulásokat a mezőgazdaság és a nemzetgazdaság más szektorai közötti csere új mechanizmusának megteremtése kísérte. A mechanizmust éppen a kollektivizálás első éveiben határozta meg és azok lényegében hat évtizeden keresztül működtek. A változások főbb elemei: 1. Az orosz faluban felszámolták a magánpiacot a kolhozpiac kivételével. 2. A város és a falu közötti csereviszonyok kialakult horizontális rendszerét felváltotta a szigorúan strukturált vertikális rendszer, amelyben a piaci kapcsolatok (csereviszonyok) társadalmi munkamegosztás által generált funkcióit intenzíven befolyásolta a hatalmi elv, az ún. kratokrácia. 3. A mezőgazdasági termelés ágazataiban az értékesítési árak rendkívül alacsony szintjét állapították meg, amely több évtized alatt sem változott lényegesen. Eközben a kollektivizált termelők számára szigorú, állami készletekbe történő termékszállítási kötelezettségeket írtak elő, amelyek nem teljesítése esetén szankciókat alkalmaztak. 4. Új szerepet kapott a „magánpiac”, amelyet a kratokrácia a Szovjetunió története során végig megőrzött.

Nyilvánvaló, hogy a kollektivizált átalakulások eredményeként kialakult ágazatközi cseremechanizmus újdonsága a nem piaci jellegben található: ezt a mechanizmust (legalábbis az agrárgazdaság fő részében) piacellenes, a piaccal szembenálló erők

határozták meg. Az ágazatközi csere arányainak megállapítása teljesen a hatalmi önkénytől függött.

A mezőgazdaság és a nem mezőgazdasági szektorok közötti nem egyenértékű csere következményei jelentkeztek az 50-es évek elején. Ezekben az években a gabonagazdaság termelésének alapvető részét az állam gyakorlatilag ingyen idegenítette el a kolhozok közös gazdaságaiból, vagy jobb esetben olyan áron, amely a tényleges termelési ráfordítások nagyon kis részét fedezte. Az 1953. év volt az a határ, amelytől kezdve fokozatosan enyhült az agrárszféra termelőire gyakorolt gazdaságon kívüli kényszer, ettől kezdve megfigyelhető volt a mezőgazdaság bizonyos fokú felemelkedése, amit a szerző kompenzációs jellegű növekedésnek tekint. Ez a növekedés körülbelül egy évtizedig, a 60-as évek elejéig tartott. Az 1949–1953 és 1959–1963 között a mezőgazdaság bruttó termelési értéke változatlan áron 63 százalékkal nőtt, ilyen növekedést Oroszország agrárszektorra nem produkált a korábbi másfélszáz évben.

A mezőgazdaság fellendülését kétségtelenül segítette az állami árpolitika változása az 50-es években. 1952–1959 között az állami begyűjtési-felvásárlási árak átlagosan háromszorosukra emelkedtek. Ezek az árak azonban nem tükrözték a kolhozpiaci magas árszintet. Mindazonáltal az új árpolitika következtében emelkedett a kolhozok dolgozóinak munkadíja. Ugyanakkor a kolhoztagok kiegészítő gazdaságaiból, ahol az összmunkaidő kisebb részében dolgoztak, a közös gazdaságból származó jövedelmet meghaladó jövedelem származott.

Az állami szociális és gazdaságpolitika egyik fő célja a stabil élelmiszerárak fenntartása volt. 1940–1990 között a Szovjetunióban a személyes fogyasztási kiadásokban az élelmiszerek aránya kétharmadról felére csökkent. Az állami és szövetkezeti kereskedelemben az élelmiszerárak mindössze 16,6 százalékkal emelkedtek 1960–1989 között, azaz 29 év alatt 0,5 százalékkal volt az évi átlagos növekedés. Mindemellett a szovjet belső élelmiszerpiacra egyre nagyobb nyomás nehezedett a világpiacon árnövekedése miatt. A 70-es évek végére az igen alacsony hazai termelés miatt jelentős méretű import vált szükségessé. A hazai és világpiacon árnövekedését megnehezítette a mesterségesen magasán tartott rubel–dollár árfolyam. A szovjet árképzés a hazai termelési költségek dinamikájától függetlenül folyt. Az Állami Statisztikai Bizottság sokszor felhívta a figyelmet arra, hogy nem lehet egyeztetés nélkül alkalmazni a világpiacon árnövekedést az ország belső gazdasági szükségleteire. A szovjet mezőgazdaság fejlődési nehézségei miatt, a magas termelési ráfordítások mellett nem reális a világpiacon árnövekedés alkalmazása

olyan termékekre, amelyeket mezőgazdasági nyersanyagból állítottak elő.

Ily módon csak nagy, évről évre növekvő támogatásokkal volt lehetséges az arányok stabilitásának fenntartása. A 80-as évek végére az állami költségvetésből származó mezőgazdasági és élelmiszer-ártámogatások a teljes GDP 9 százalékát tették ki. A mezőgazdaságot és az élelmiszerszektort támogató árszubszenciák abszolút nagysága olyan mértékű volt, hogy a 80-as és a 90-es évek fordulóján például az Orosz Föderációban sokszorosan felülmúlta az oktatásra és az egészségügyre fordított állami kiadások együttes összegét.

A szerző rámutat az ágazatközi csere olyan paradoxonjára, amely elképzelhetetlen a piacgazdaságban. A rendelkezésre álló gazdaság- és népesedéstatistikai adatok alapján kiszámítható a mezőgazdaság társadalmisított (nagyüzemi) szektora termelésének hatékonysági koefficiense és összehasonlítható a lakosság kiegészítő gazdasági termelésének hatékonyságával. Így érték-, azaz pénzformában kifejezhető az említett két szektor egy dolgozójára jutó termelésének a viszonya. Az adatok szerint a Szovjetunióban 1940–1990 között a személyi kiegészítő gazdaság egy dolgozója lényegesen nagyobb értékű terméket állított elő, mint a nagyüzemi szektor egy dolgozója.

Három évtized (1959–1989) cenzusai szerint a mezőgazdaságban foglalkoztatottak száma mintegy 18 százalékkal (évi átlagban 0,5 százalékkal) csökkent. A mezőgazdasági termelés korszerűsítésének ezen időszakában azonban a kolhozokban, a szovhozokban és a gazdaságközi egyesülésekben a létszám csupán 15,5 százalékkal, míg a személyi kiegészítő gazdaságokban 30 százalékkal mérséklődött.

A mezőgazdaság bruttó termelési értéke (1983. évi áron) 1990-ben 216,9 milliárd rubelt tett ki, 77,6 százalékkal haladta meg az 1960. éviét. A három évtized alatt a társadalmisított szektorban megduplázódott a bruttó termelési érték, a személyi kiegészítő gazdaságokban mintegy 30 százalékkal emelkedett. A 80-as évek nagyüzemi szektort támogató árpolitikai intézkedései álltak a jelenség hátterében, ennek ellenére a gazdálkodás hatékonyságában a társadalmisított szektor és a marginális magángazdaságok hatékonysága közötti különbség (az utóbbiak javára) jelentős maradt. A személyi kiegészítő gazdaságok hatékonysági mutatóját 100-nak véve az elérés 40 százalékpont volt.

A szerző behatóan vizsgálja az ipari és a mezőgazdasági termelés jövedelmezőségének hosszú távú (1965–2000) alakulását, rámutatva néhány statisztikai módszertani problémára, amelyek miatt visszamenőleges korrekciókat alkalmaz a nemzetközileg

elfogadott értékelés szerint. Az itt fellelhető újabb paradoxon a nagyméretű és közepes kategóriába sorolt mezőgazdasági vállalatok jövedelmezőségével kapcsolatos. A „pangás” időszakában (a 80-as évek elejéig, azaz a felvásárlási árak első nagyarányú emeléséig) erőteljesen bővült a nagyüzemi szektor veszteséges vállalatainak köre. 1993-ig a jövedelmezőség jelentősen javult, majd 1998-ig számottevően rosszabbodott, ezután 1999–2000-ben a százalékos mutató ismét pozitív volt.

Végeredményben a nagy ráfordítás igényű gazdaság a mezőgazdaság iparosodásának egész időszaka alatt erősödött. Ennek eredménye az a paradoxon, hogy az agrárszféra szocialista gazdasága, különösen a növénytermesztésben demonstrálta a munka technológiai termelékenységének (a ráfordított munkaidő egységére jutó kibocsátásnak) állandó emelkedését, miközben az előállított termék egységére jutó értékrafordítások egyidejűleg növekedtek vagy legalábbis a korábbi szinten maradtak.

A tanulmány szerzője végül az orosz agrárgazdaság piaci változásainak eddigi tapasztalatait foglalja össze. Ezek szerint az agrárszektort kollektívizált gazdasági rendszere felkészületlenül bizonyult a piacra. Erről tanúskodnak az 1992 elején megtett első gazdaságliberalizációs lépések. Ezenkívül az orosz gazdaságban fokozatosan fejlődő piaci viszonyok lényegesen megváltoztatták az ágazatközi csere arányait.

A felvásárlási árak 80-as évek végi emelését az állami termékmegrendelés rendszerének felbomlása kísérte, erőteljesen csökkent az állam szerepe a mezőgazdaság társadalmisított szektorában előállított árúk mobilizálásában. A liberalizációs gazdaságpolitika jelentős ösztönzése következtében nőtt a mezőgazdasági termékek piacára ható erők hatása.

Az orosz mezőgazdaságba juttatott szubszenciós támogatások jelentős csökkentésük ellenére még mindig fontos újratermelési tényezőt jelentenek. A mezőgazdaság különböző ágazataiban eltérő a támogatások funkciója: az állattenyésztésben csak a veszteségek mértékét csökkentik, a gépesítésben előrehaladottabb ágazatokban, különösen a gabonatermelésben, lehetővé teszik a nyereség növelését. A jövedelmezőség ágazati adatai az 1995 és 1999 közötti időszakra vonatkozóan arról tanúskodnak, hogy az orosz agrárszféra még távolról sem jutott túl a gazdasági növekedés extenzív szakaszán. A munkatermelékenység mutatók szerint az állattenyésztés még nagymértékben elmarad a gabonatermelő ágazatoktól.

Az adatok szerint folytatódik a termelés költségességének növekedése. A mezőgazdaságot terme-

lési eszközökkel és szolgáltatásokkal ellátó ágazatok monopoláron értékesítenek, az ágazatközi cserearányok 1994–1998 között lényegesen megváltoztak a mezőgazdaság hátrányára, így a bruttó hozzáadott érték aránya a mezőgazdasági bruttó termelési értéken belül 1998-ban csak 44,8 százalék volt, szemben az 1989–1991 közötti átlagosan 60 százalékot meghaladó aránnyal. Mindezek következtében a mezőgazdasági vállalatok többsége veszteséges volt.

Végül a termelés költségességének és veszteségességének fokozódása mellett erősödik a mezőgazdasági munkabérek elmaradása az ipariakétól. Az adatok tanúsága szerint a havi nominálbér Oroszország mezőgazdaságában a 90-es években egyre kisebb hányadát tette ki az iparban mért ilyen jellegű mutatónak (az 1991. évi 75,7 százalékkal szemben 1999-ben már csak 34,2 százalék volt).

(Ism.: Balogh András)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

BOELHOUWER, J.:

ÉLETMINŐSÉG ÉS ÉLETKÖRÜLMÉNYEK HOLLANDIÁBAN

(Quality of life and living conditions in the Netherlands.) – *Social Indicators Research*, 2002. 1–3. sz. 115–140. p.)

Hollandiában az államigazgatás igényeit egy négy szervezetről álló hivatali hálózat szolgálja ki: a Központi Tervhivatal (Central Planning Office – gazdasági előrejelzések, költségvetés-politikai becslések), a Nemzeti Fizikai Tervhivatal (National Physical Planning Agency – területfejlesztés, városrendezés és lakásépítés), a Nemzeti Közegészségügyi és Környezetvédelmi Intézet (National Institute of Public Health – közegészségügy), a Szociális és Kulturális Tervhivatal (Social and Cultural Planning Office – szociális és kulturális kérdések).

A Szociális és Kulturális Tervhivatal (SCP) 1973-ban jött létre tárcaközi intézményként azzal a céllal, hogy független kutatásokkal támogassa a döntéshozatalt szociális és kulturális kérdésekben. Központi témái az egészségügy, a társadalmi jólét, a társadalombiztosítás, a munkaerőpiac, az oktatás és különösen az ezen területek közötti átfedések társadalmi vonatkozásai. Eredményeik elsődleges felhasználója a kormány, a minisztériumok, a parlament, valamint a regionális és a helyi önkormányzatok. Kiadványaikat tudományos célokra egyetemi kutatók, szolgáltató intézmények, iskolák, kórházak, színházak vezető szakemberei használják. Az intézmény adatait saját weboldalán is közzéteszi, sőt egyes adataiból önállóan készíthetők keresztábrák, emellett életkörülmény-indexeket is lehet számolni.

Az SCP legfőbb adatforrása a Holland Statisztikai Hivatal (Statistics Netherlands). Néhány adatot saját maga gyűjt, míg más adatokat minisztériumoktól, egyetemektől, kutatóintézetektől, nemzetközi és társadalmi szervezetektől, intézményektől szerez be. Az utóbbi időben az adatok körébe fókuszcsoporthoz,

lamint panelvizsgálatokat is bevontak. Hollandiában a kutatók és az adatszolgáltatók közötti közvetítő szerep betöltésére alapított Tudományos Statisztikai Iroda (Scientific Statistical Agency) révén számos vizsgálat eredményéhez hozzá lehet jutni. Ezenkívül a Steinmetz Archívum is több társadalomtudományi adatsort tesz elérhetővé.

Lényeges és egyre növekvő probléma Hollandiában az alacsony válaszadási ráta; nem ritka, hogy ez 50 százalék alatt van. Egy másik alapvető problémát jelentenek a nehezen elérhető csoportok, mint például a hajléktalanok vagy az szociális otthonok lakói, akik általában nem kerülnek be a felvétel körébe, bár e csoportokról alkalmanként külön felvétel készül.

Az adatszolgáltatás az SCP-nél az információszolgáltatás egy része. A kutatókat a meglévő adatok használatára ösztönzik, ezért az adatállományok széles skáláját online-formában elérhetővé teszik. Az SCP beszámolóhoz, kizárólag meglévő, ugyanakkor több forrásból származó adatokat használnak.

Az életkörülmények változásainak vizsgálatához az SCP – szorosan együttműködve a Statisztikai Hivatallal – 1974-ben indított egy felvételt, és ennek alapján kifejlesztett egy integráló mérőeszközt: az életkörülmény-indexet (Living Conditions Index – LCI). A vizsgálat a következő öt célt tűzte ki:

1. az életkörülmények egyetlen változóval való leírása;
2. indexértékelés a változások minősítéséhez (pozitív vagy negatív);
3. trendek felállítása, amihez nem szükségesek abszolút számok, viszont idősorokat kell létrehozni;
4. az egyes részterületek mutatói időbeli változásának is nyomon követhetése;
5. a változások okainak kiderítéséhez szükséges más információkkal figyelembevétele, mivel a szociális és kulturális helyzetet a háttérinformációk tágabb összefüggésében kell értelmezni.

Következő lépésként meg kellett határozni, mely területek kerülnek az életkörülmények változóinak körébe. Mivel az SCP feladata elsősorban a politikai döntések megalapozása, a csoportokat úgy

alakították ki, hogy azok visszajelezhessék a kormánypolitika döntéseit. Minden csoporton belül meghatározták a tényleges mutatókat és az ezeket tartalmazó változókat.

A változók kiválasztására vonatkozóan semmiféle átfogó elméleti keret nem létezett, így az SCP maga választotta ki ezeket inkább pragmatikus szemlélet, mint elvi megfontolás alapján. A mutatókkal szembeni követelmények a következők:

- a végeredményre kellett összpontosítani. Például a lakóházépítések száma kevésbé releváns az LCI számára, mint az emberek lakáskörülményei.

- a mutatóknak általánosnak kellett lenniük. Az egész népességre vonatkozóan értelmezhető mutatókra volt szükség.

- a mutatóknak objektív képet kellett adniuk. Az ehhez szükséges mutatók, ha normatív tartalmuk miatt nem is tekinthetők teljesen objektívnak, semmiképp nem szubjektív vagy elégedettségi mutatók.

- egyértelművé kellett tenni, hogy a jólétre pozitív vagy negatív hatással vannak-e ezek a mutatók, más különben nem lehetne eldönteni, hogy az életkörülmények összességében milyen irányba változnak.

- egyéni szinten is mérhető eredmények kellettek, annak érdekében, hogy ne csak nemzeti szinten, hanem különböző társadalmi csoportokra vonatkozóan is mérhessék az életkörülményeket.

A társadalmi változások és a politikai döntések közötti ok-okozati kapcsolatokra igen nehéz modellt felállítani. Ráadásul, néhány LCI-mutató jobban, más mutatók kevésbé érzékenyek a politikai döntésekre. Az LCI alkalmas viszont arra, hogy globális képet adjon az életkörülményekről és azok változásáról mind Hollandia egészére, a területi alcsoportokra vonatkozóan, ezenkívül lehetővé teszi hátrányos helyzetű csoportok azonosítását.

A legrosszabb helyzetű csoportoknál a hátrányok halmozódnak, és a döntéshozók meg tudják ítélni az egyik terület hátrányainak jelentőségét a másik területéhez képest. Általában a több területen is elmaradó csoportok életkörülményei rosszabbnak mondhatóak, mint a csak egy területen elmaradóké. A hátrányos helyzet okainak feltárásához azonban az életkörülmény felmérésén kívül más szempontok figyelembevétele is szükséges.

1974 és 1999 között a holland népesség életkörülményei összességében javultak. 1983-ban az olajválság következtében volt egy kisebb törés, de 1986-ra már ismét elérték a válság előtti szintet. Ez elsősorban a lakástulajdonosok és a háztartási berendezések számának növekedésében mutatkozik meg. Ezenkívül többen váltak gépkocsi-tulajdonosá, többen csatlakoztak szervezetekhez és többen sportoltak.

Bár az LCI a legtöbb csoportnál javulást mutat, a különböző csoportoknál ez más-más mértékű. A legfiatalabb (18–24 éves) korcsoport életkörülmé-

nyei 1989 és 1992 között romlottak, de ezt nem lehetett egyértelmű okokra visszavezetni, mivel egyszerre a mutatók többségénél mutatkozott csökkenés. Más adatforrásokat megvizsgálva kiderült, hogy a fiatalok életkörülményeinek romlása a megváltozott ösztöndíjrendszerrel magyarázható, emiatt ugyanis a fiataloknak kevesebb lett a szabadideje.

A különböző változócsoporthatását vizsgálva kiderül, hogy az életkörülményeket a szabadidő és a sport lényegesen jobban befolyásolja, míg az egészség kevésbé. A mutatók közül az otthonon kívüli szórakozás és a sport járul hozzá leginkább az életkörülmények változásához, legkevésbé pedig a lakókörnyezet állapota, az épület típus és a vasúti bérlettel való rendelkezés.

Hollandia négy legnagyobb városában hagyományosan alacsony az életkörülmény-index értéke, ami a lakáskörülmény- és a mobilitásváltozók alacsony értékeinek tudható be. A szabadidő és a sport klasztereknél itt jobb a helyzet, mint Hollandia többi részében, de ez nem kompenzálja a többi klaszter alacsony értékét. Egy másik következtetés, hogy 21 nagyváros minden területen elmarad az átlagostól.

Az index megalkotásánál a mutatók és a változók kiválasztása nem végleges. A ma használt index nem ugyanaz, mint az 1974-es. A változók, mutatók és klaszterek kiválasztása vagy elhagyása folyamatosan vita tárgyát képezi. Ennek következtében az LCI történetében történt néhány változtatás. Az SCP mindazonáltal igyekezett megőrizni az adatok időbeli összehasonlíthatóságát.

1993-ban az idősor megszakadt, mivel a Holland Statisztikai Hivatal módosította az adatgyűjtést, a válaszadók kiválasztásának és kikérdezésének módját, a kérdéseket, a kérdések sorrendjét. Ez alkalmat adott az LCI alapos revíziójára. Új idősor kezdődött 1997-től, minden második évben új adatok gyűjtésével. A változtatásokat az alábbi okok tették szükségessé:

1. néhány elem már elavult és időszerütlenné vált;
2. a politika érdeklődési köre számos új, az életkörülményeket befolyásoló területtel bővült;
3. néhány mutató vita tárgya volt. (Például a gépkocsitulajdonosok magasabb pontszámot kaptak, amit néhányan kifogásoltak. Mindkét fél érveit figyelembe véve bekerült a mutatók közé a tömegközlekedési bérlet is.)

A változtatáskor több csoportot is kiszélesítettek és mélyítettek, például az üdülésnél a belföldi és a külföldi utazás megkülönböztetésével, a sport és a szabadidő csoporton belül több tevékenység megadásával. 1997-ben a szabadidő klasz-teréből két külön csoport lett: az egyik olyan mutatókat tartalmaz, melyek nem szükségszerűen vezetnek társadalmi érintkezésekhez, és bekerült egy új vál-

tozó, a sport, amely régebben a szabadidős csoportban szerepelt.

Az iskolai végzettségre, a jövedelemre, a jövedelem forrására, vagy a foglalkoztatásra vonatkozó mutatókat 1989-ben hagyták ki elméleti megfontolásból. Ezek ugyanis nem az outputot, vagyis a realizált lehetőségeket, hanem a realizáláshoz szükséges erőforrásokat képviselik. Az index szerkezete ennek ellenére nem változott, a mutatók közötti korrelációk ugyanolyanok maradtak. Az outputok és az erőforrások különválasztásánál nem volt egyértelmű az egészség klaszter helyzete. Végül megmaradt az index tagjaként, abból a megfontolásból, hogy a kormányzati döntések fontos kihatással lehetnek rá.

Az az előfeltevés, miszerint minél több erőforrás birtokában van valaki, annál jobb az életkörülményei, az LCI és az erőforrás-változók közötti összefüggések vizsgálatakor igazolódott: az erőforrások együttesen az index varianciáját körülbelül 50 százalékban magyarázzák.

1999-ben készült egy másik társadalmi-gazdasági index: a deprivációs index, az (alacsony) jövedelem, az (alacsony) iskolai végzettség és a fizetett munka (hiányának) mutatóiból. Ennek vizsgálata során kiderül, hogy nem csak az életkörülmények voltak jobbabbak 1993 és 1997 között 1983-hoz képest, hanem kevesebben voltak hátrányos helyzetűek is. A két index együttes vizsgálata rávilágított, hogy a nagyon hátrányos helyzetűek és a 65 év alattiak csoportja egyaránt rosszabb életkörülmények között élt 1993 és 1997 között, mint 1983-ban, valamint hogy a szakadék a fiatalabb nem deprivált csoportok és az idősebb nagyon deprivált csoportok között nőtt ebben az időszakban.

Az életkörülmény index nem tartalmaz szubjektív mutatókat, mivel a szubjektív változások okai nagyon sokrétűek lehetnek. Mindazonáltal az SCP időnként vizsgálja ezeket az LCI-vel összefüggésben. Megállapítható, hogy az elégedettségi mutatók, mint például a boldogság vagy a szubjektív egészség általában az LCI-vel jobban korrelálnak, mint az egyes mutatókkal külön-külön. A boldog és a magukat egészségesnek valló emberek életkörülményei az 1970-es és 90-es évek között az életkörülmények általános alakulásával párhuzamosan javultak. A boldogtalan és nem egészséges embereknél viszont legjobb esetben is stagnáltak. A különbség tehát a boldog és boldogtalan, illetve az egészséges és nem egészséges emberek között nőtt.

2001-től az LCI-vel kapcsolatos elemzéseket tartalmazó kiadvány két évente új névvel és formában jelenik meg. Ebben az erőforrások és szubjektív mutatók is bemutatásra kerülnek az LCI-vel összefüggésben. Jelenleg az SCP egy olyan új index ki-

alakításán dolgozik, amely a kisebb területi egységek, városrészek lakhatóságát mutatja. Ezen a mérési szinten szeretnék az új indexet és az eddig bevezetett indexeket összekapcsolni. Ily módon a hátrányok halmozódását nem csak egyéni szinten, hanem a térben koncentrált csoportoknál is lehetne vizsgálni.

(Ism.: Szilágyi Éva)

CASSEL, D. – OBERDIECK, V.:

TŐKEFEDEZET
A KÖTELEZŐ EGÉSZSÉGBIZTOSÍTÁSBAN

(Kapitaldeckung in der Gesetzlichen Krankenversicherung.) – *Wirtschaftsdienst*, 2002. 1. sz. 15–22. p.

A várható demográfiai átalakulás miatt a következő évtizedekben jelentős járulékelmélyítésre kell számítani a kötelező egészségbiztosítás területén, a közellátás jelenlegi magas színvonalának további fenntarthatósága érdekében, változatlan finanszírozási keretek között. Vajon lehetséges lesz-e a járulékfizetés arányának robbanásszerű növekedését az öregségi céltartalékok segítségével fékezni? A tőkefedezet megteremtése a kötelező egészségbiztosítás rendszerének megváltozását vonja majd maga után?

A jelen keretfeltételekből kiinduló előrejelzések szerint 2010-től a járulékfizetési arány meredek emelkedése várható, ami 2040-re 20 és 34 százalék közötti általános átlagértéket ér majd el. Ehhez többek között olyan hosszú távon ható járulékaránynövelő tényezők vezetnek, mint az orvos-műszaki haladás, a jövedelmek emelkedése és a már említett demográfiai átalakulás. A nyugdíjasok arányának növekedésével fokozódik az aktív keresők bevonása az egészségbiztosítás finanszírozásába. A kor előrehaladtával pedig rendkívüli mértékben megnövekszik az egészségügyi szolgáltatások igénybevétele is. A várható élettartam meghosszabbodásával és a nyugdíjjárulékból részesülők számának növekedésével az egészségügyi kiadások progresszív emelkedésére lehet számítani.

Már a legutóbbi, viszonylag mérsékelt járulékarány-emelések felszínre hozták azokat az elképzeléseket, amelyek a költségek csökkentésére irányuló intézkedéseken kívül a kötelező egészségbiztosítási rendszer alapvető reformját tartják szükségesnek. Az egyik elgondolás szerint megszűnne a kötelező és a magán-egészségbiztosítás kettéválasztása. A másik lehetőség a kötelező egészségbiztosítás szolgáltatásainak erőteljes csökkentése lenne oly módon, hogy a kieső szolgáltatásokat a magánúton történő gondoskodás biztosítaná. Felmerült az a megoldás is,

hogy a kötelező egészségbiztosítás finanszírozási alapját más jövedelemforrások bevonásával lehetne jelentősen kibővíteni.

Ezek a javaslatok azonban a biztosítási rendszer teljes, radikális átalakítását követelnék meg, ellentmondanak a szolidaritás elvének, és távolról sem elegendők a kötelező egészségbiztosításban várható járulékarány-növekedés elhárításához. Ezért felmerül a kérdés, hogy nem a meglévő kötelező egészségbiztosítási rendszer keretein belül kellene-e a demográfiai átalakulásnak a járulékarányra gyakorolt hatását a járulékfizetési rendszert kiegészítő – tőkefedezetet is magában foglaló – finanszírozásával kiegyensúlyozni, és egyszersmind a járulékarány stabilitását biztosítani.

A kötelező egészségbiztosítás tőkefedezetére vonatkozó elképzeléshez az ötletet a magán egészségbiztosítási rendszer adta, amely „öregedési céltartalékokat” képez tagsága részére. Annak érdekében, hogy az egészségügyi szolgáltatásoknak a kor előrehaladtával fokozódó igénybevételét kiegyenlítsse, és, hogy ne legyen szükség a kortól függő biztosítási díj emelésére, a fiatalabb biztosítottaktól származó díjbevételek egy részéből kamatozó öregedési céltartalékokat hoznak létre. Ebből fedezik a kor előrehaladtával növekvő egy főre jutó kiadásokat attól kezdve, amikor a biztosítottak által fizetett, a kortól nem függő biztosítási díjak erre már nem elegendők.

Ehhez hasonlóan a kötelező egészségbiztosítási rendszerben a következő években sor kerülhetne a járulékarányok mindenkor az egész pénztárra egységesen kiterjedő díjtétellel való megemelésére annak érdekében, hogy az így elért többletbevételekből tőkefedezetet lehessen teremteni a „demográfiai tartalékalap” részére. Ez az alap a magán egészségbiztosítás öregedési céltartalékához hasonlóan kamatozna, és később a kötelező egészségbiztosítás járulékbévételeihez hozzáadható lenne, amint a kiadásokat fedező járulékösszegek a demográfiai változások

következtében megemelkednek, és meghaladják az egészségügyi politika által felállított tűrészatárt.

A reformra vonatkozó javaslatnak azonban olyan megoldáshoz kell vezetnie, amely nemcsak tárgyyszerű, rendszerkompatibilis és megfelel a társadalmi szerződésnek, hanem a gyakorlatban is megvalósítható. Milyen mértékben kell a járulékarányokat megemelni annak érdekében, hogy elegendő nagyságú demográfiai tartalékokat eredményezzen? Mely időponttól kezdődően lesz szükség a tőkeállományból fedezeti járulékok fizetésére, a járulékarányokra gyakorolt demográfiai hatások kiegyensúlyozása érdekében? Mikor éri el a tőkeállomány a maximumot és az mekkora lesz?

Ezekre a kérdésekre a szerzők a 2003 és 2040 közötti időszakra vonatkozó szimulációkkal kísérlik meg a válaszadást. A szimulációkhoz a legújabb korra érvényes két status quo prognózist választottak. (A pesszimistább Oberdieck-prognózis szerint a járulékarány 2003-tól 2040-ig 13,9 százalékról 31,2 százalékra emelkedik, míg az optimistább Hof-prognózis 14,5 százalékról 20,5 százalékra történő emelkedésre számít.) A szimulációk eredménye azt mutatja, hogy a tőkefedezet biztosítása a demográfiai tartalék képzésével alapvető rendszerváltoztatás nélkül megoldható. A szimuláció során azzal a járulékaránnyal számoltak, amely 2040-ig a demográfiai tartalék képzése és felosztása mellett konstans értéken maradhatna. Ha azonban a tőkekészlet kimerül, a korábbi helyzetnek megfelelő körülmények között szükségessé válik a járulékaránynak a kiadásokat fedező szintre történő felemelése, azaz a Hof-prognózis szerint 15,9 százalékról 20,5 százalékra, az Oberdieck-prognózis szerint 17,3 százalékról 31,2 százalékra.

A 2040 utáni időszakban előreláthatólag tapasztalati tények és politikai tárgyalási lehetőségek állnak majd rendelkezésre arra, hogy a demográfiai tartalék továbbra is az elvárásoknak megfelelő megoldás legyen.

(Ism.: *Hejna Ferencné*)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A FRANCIA STATISZTIKAI
ÉS GAZDASÁGKUTATÓ INTÉZET FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 66. SZÁM

Cooper, R. W.: A strukturális paraméterek becslése és azonosítása többszörös egyensúly esetében.

Malimvaud, E.: Az igények aggregálásáról képzetlen munkaerő esetén.

Linden, B.: Az alapjövedelem gyógyír-e a munkanélküliségre az uniós gazdaságokban? Általános egyensúlyi elemzés.

Sopraseduth, T.: Árfolyamrendszerek és nemzetközi üzleti ciklusok.

Capelle-Blancard, G. – Vandelanoite, S.: Napon belüli kapcsolatok a CAC Cash Index és a CAC 40 Index Opciók között.

Mahieu, R. – Sédillot, B.: Járulékegyenértékű vagyion és döntés magánjárdék jegyzéséről: Franciaország esete.

Pénard, T. – Souam, S.: Együttműködés és versenypolitika aszimmetrikus információ mellett.

Dupaigne, M.: Műszakban végzett munka és tőkekihasználás.

Caballero-Sanz, F. – Moner-Colonques, R. – Sempere-Monerris, J. J.: Optimális engedélyezés egy térbeli modellben.



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

2002. ÉVI 4. SZÁM

Magnien, F. – Tavernier, J. L. – Thesmar, D.: Az egy főre jutó GDP csökkenése Franciaországban főleg a nem tőkés nemzetközi összehasonlításokat tükrözi.

Nauze-Fichet, E. – Tomasini, M.: Képzettség és beilleszkedés a munkaerőpiacon: a deklaszálódás társadalmi-szakmai megközelítése.

Minez, S.: A szektorok közötti foglalkoztatottak mobilitásán alapuló üzleti szektor topográfiája.

Bouillier, M.: Háztartási befektetések Európában: a pénzügyi intermedierek szerepének jelentős változása.



A NEMZETKÖZI STATISZTIKAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 3. SZÁM

Fouskakis, D. – Draper, D.: Sztochasztikus optimalizálás.

Bernardo, J. M. – Rueda, R.: Bayesi hipotézisvizsgálat: egy referenciamódszer.

Wu, C. O. – Yu, K. F.: Nem paraméteres változó-együtthatós modellek longitudinális adatok elemzésére.

Pourahmadi, M.: Grafikus diagnosztika nem strukturált kovariancia-mátrixok modellezésére.

Gibbs, A. L. – Su, F. E.: Valószínűségi metrikák kiválasztásáról és korlátozásáról.

Dawid, A. P.: Helyreigazítás: Oksági modellezésre és következtetésre szolgáló hatásdiagramok.



A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 3. SZÁM

Downes, T. A. – Pogue, T. F.: Hogyan lehet legjobban elosztani a pénzt: kérdések a kormányközi segélyezési formák tervezésében és struktúrájában.

Melnick, D.: A törvényhozási folyamat és a mutatók használata a források eloszlásánál.

Zaslavsky, A. M. – Schirm, A. L.: Kölcsönhatások a felvételi becslések és a szövetségi alapítványi előírások között.

Taylor, M. – Keenan, S. – Carbonneau, J. F.: A kanadai kiegyenlítési program.

Czajka, J. L. – Jabine, T. B.: Felvételi adatok felhasználása a szövetségi alapok elosztására a nemzeti gyermek-egészség-biztosítási program (SCHIP) számára.

Aldridge, D. K.: Speciális kiegészítő élelmészeti program nők, csecsemők és gyermekek (WIC) alapítványforrások fejlesztéséhez.

Brown, P. S.: Az 1. költségvetési cím tényezőinek hatása a 2000/2001-es iskolaév állami elosztására.

Kadamus, J. A.: Szövetségi források elosztása iskolák részére: történeti perspektíva és tanulások New-York államból.

Suzara, F. B.: Egy tanulmány az értékelési skála módszertanának kialakulásáról: ENSZ-tapasztalatok a tagállamok közötti költségvetési kiadások elosztásáról.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 3. SZÁM

Leridon, H.: Bemutatók.

McDonald, P.: A termékenységtámogatási politikák: a lehetőségek skálája.

Gauthier, A.: Családpolitikák az ipari országokban: van-e konvergencia?

Ekert, J. et al.: Termékenység, születési naptár és társadalmi környezet Franciaországban és Nagy-Britanniában: szociálpolitika és társadalmi-szakmai polarizáció.

Stigle-Rushton, W. – McLanahan, S.: A legjobbnak vagy a legrosszabbnak? A házasság mint menekülési eszköz a szegénységéből az Egyesült Államokban.

Ravaud, J. F. – Letourmy, A. – Ville, I.: Módszerek a hátrányos helyzetű népesség körülhatárolására: az INSEE kérdőíves módszere.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2003. ÉVI 1. SZÁM

Höglund, R. – Östermark, R.: Néhány kointegrációs teszt mérete és ereje strukturális törések és heteroszkedasztikus zaj mellett.

Galea, M. – Paula, G. A. – Uribe-Opazo, M.: Egyváltozós, elliptikus lineáris regressziós modellek hatásmechanizmusa.

Paulauskas, V. – Rachev, S. T.: Maximum-likelihood becslések végtelen varianciájú innovációkat tartalmazó regressziós modellekben.

Rodriguez-Avi, J. – Conde-Sanchez, A. – Sáez-Castillo, A. J.: Komplex paraméteres diszkrét eloszlások egy új osztálya.

Salau, M. O.: Az autoregresszív közelítések rendje megválaszolásának hatása a Gauss-féle likelihood becslésekre ARMA-modellek esetén.

Arnold, B. F. – Stahlecker, P.: A relatív négyzetes hiba előrejelzése az általánosított lineáris regressziós modellben.

Namba, A.: A Stein-féle variancia-becslőfüggvény használatáról a kettős k -osztályú becslésben, ha az egyes regressziós együtthatókat becslük.

Sankaran, P. G. – Unnikrishnan Nair, N. – Sindhu, T. K.: A megbízhatóság-elemzésben hasznos általánosított Pearson-rendszer.

Stepanov, A.: Rekord-idők feltételes momentumai.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 2. SZÁM

Mandelkern, M.: Konfidencia intervallumok készítése korlátos paraméterekre.

Berk, R. A. et al.: Workshop a komplex számítógépes modellek értékelésére vonatkozó statisztikai módszerekről.

Wang, F. – Gelfand, A. E.: Szimulációs megközelítés bayesi mintanagyság meghatározáshoz.

Lindley, D. V. – Singpurwalla, N. D.: Cserélhető, okozati és kaszkád meghíúsulásokról.

Nadarajah, S.: Beszélgetés Samuel Kotz-cal.

**Cmamucmuka
Statistics**

A BOLGÁR STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 3. SZÁM

Kotzeva, M.: Egy lehetőség az informális foglalkoztatottság statisztikai mérésére Bulgáriában.

Stoyanova, K. – Kirova, A.: Kísérlet a gyermekek jólétére vonatkozó mutatórendszer definiálására és létrehozására.

Shaposhnik, S. et al.: A bolgár nemzetközi tudományos együttműködés (bibliometrikai elemzés).

Milusheva, R. – Petrova, J.: A Bulgáriában 1989 és 2002 között publikált újságok statisztikai áttekintése.

2002. ÉVI 4. SZÁM

Irányelvek tanulmányozása, felmérése és kidolgozása a szegénység megfigyeléséhez.

Bogdanov, B.: A háztartási költségvetések, az LSMS és SILC.

Tomev, L.: Szegénység Bulgáriában: szakszervezeti vélemények és pozíciók a társadalmi párbeszéd keretein belül.

Dimitrova, E.: Aktív munkaerő-piaci politika és a szegénység.

Foutekov, R.: Jövedelem, életszínvonal és szociális támogatás Bulgáriában.

Mircheva, D.: Munkanélküliség és szegénység – két kihívás a bolgár társadalmi-gazdasági fejlődésben.

Baev, S.: Szegénység és oktatás.

Denkova, F. – Jordanova, E.: Egészséggel kapcsolatos életminőség (Eredmények a 2001. márciusi egészségügyiinterjú-felvételből).

Tsonev, S.: Környezet – szegénység.

statistika
EKONOMICKO - STATISTICKÝ ČASOPIS

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 12. SZÁM

Petrikovits, E.: A gazdasági szervezetek alapnyilvántartása – témakör és törvényhozási filozófia.

Pelej, J.: A GDP nemzetközi összehasonlítása 1999-ben.

Jilek, J. – Vojta, M.: A cseh rövid távú termelési mutatók koherenciája és bruttó hozzáadott érték indexei válogatott iparágakra, 1998–2001.

Marek, L.: Intervencióelemzés és outlierok idősorokban.

Fischer, J. – Fischer, J.: EU – rajt a az új gazdaság statisztikájában.

Hebák, P.: Tartalmi és egyéb változások a Statistika c. folyóirat kiadásában.

**Statistische
Nachrichten**

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 11. SZÁM

Családstruktúrák és alakulásuk: a 2001. szeptemberi mikrocenzus.

A 2001/2002. évi vadstatisztika.

Integrált NAMEA – egy projektbeszámoló.

Az osztrákok rövid szabadidős utazásai 2001-ben: a 2001. decemberi mikrocenzus.

Nemzeti számlák az ESA 95 szerint: a 2001.évi fő eredmények.

Forgalmi index a kereskedelemben: szezonális és munkanapi kiigazítás.

A 2001. évi keresetiadó-statisztikák.

Az 1999. évi jövedelemadó-statisztikák.

Külkereskedelem 2002. január–június. Előzetes eredmények.

2002. ÉVI 12. SZÁM

2001. évi népszámlálás: a népesség alakulása 1991-től 2001-ig a természetes szaporodás és a vándorlási mérleg szerint.

2001. évi népszámlálás: a családban használt nyelv, végleges eredmények.

A 2002. évi munkaerőköltség-felvétel.
Lakásépítés 2001-ben. Végleges eredmények.
Termények és szántóföld 2002-ben.
Integrált ökoadók: egy projekt beszámoló.
Az osztrák vállalatok közötti áruszállítása 2001-ben.
Kormányzati pénzügyek 2001-ben.
Az 1999 évi forgalmi adó statisztikák.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 10. SZÁM

Plishevsky, B. P.: Korreláció a munkaerő díjazása és a többlettermelés között.
Soshnikova, L. A. – Tamashevich, V. N.: Az ÁKM elő-rejelzésének módszertani kérdései.
Nesterov, L. I. – Semenova, D. Yu.: Valutaműveletek a 21. század elején.
Semchenko, N. I.: A gazdasági tevékenység típusok országos osztályozása.
Kevesh, A. L. – Semchenko, N. I.: „Módszertani ajánlások a gazdasági tevékenység típusok országos osztályozásának megvalósítására a statisztikai információs rendszerben”.
Yurlykh, E. A.: A népességnyilvántartás fejlesztésének információs szempontjai.
Prokopova, G. A. – Gorbacheva, T. A.: Munkaszervezés az egyéni vállalkozók számviteléhez.
Sadkov, V. G. et al.: Hatékony vezetés és annak információs kezelése az állami statisztikai szerveknél.
Dibirdeev, V. I.: Információkezelés és vezetői döntések.
Kotliarevskaya, T. I. – Dmitrienko, L. P.: Az állami statisztika fejlesztése 1997 és 2001 között.
Shakhotko, D. V.: Fehér-Oroszország háztartásainak társadalmi-gazdasági jellemzői.
Barazgov, K. B. – Krotova, E. L.: A turizmus és üdülés gazdasági-statisztikai elemzése a szverdlovski régióban.
Diachenko, V. N.: A régiók lehatárolásának szerepe a Távol-Kelet Kínával folytatott gazdasági együttműködésében.
Ageenko, A. A. – Petrova, L. V. – Shlyndova, N. A.: A lakosok különböző csoportjainak tömegközlekedési-eszköz használatára vonatkozó felvétel eredményei az omszki régióban.
Teliatnikov, N. B.: A statisztika történetéből a szarotovi kormányzóságban.

2002. ÉVI 11. SZÁM

Andreev, E. M.: Az élettartam-ingadozás lehetséges okai Oroszországban a 90-es években.
Andreev, E. M. – Shkolnikov, V. M. – McKey, M.: Egészséges átlagos élettartam (DALE).
Kvasha, E. A. – Kharkova, T. L.: Családra és termékenységre vonatkozó nemzetközi összehasonlító felvétel Európában.
Shakhotko, L. P. – Kudelka, D. N.: A népesség etnikai nyelvi összetétele Fehéroroszországban.
Philippovich, T. S.: Az irkutszki régió gazdasági biztonsága.
Savina, Z. V. – Dementieva, E. A.: A magadani régió bruttó regionális terméke.

Sergeeva, M. E. et al.: A magán támogatású háztartás-farmok társadalmi és gazdasági jelentősége a brjanszki régióban.

Molchanov, I. N.: A felsőfokú szakképzés alakulásának kivetítése: egy teljes rendszer fejlődésének ellenőrzése és kezelése.

Budova, S. N.: A regionális külgazdasági tevékenység becslési módszerének kérdéséhez.

2002. ÉVI 12. SZÁM

Ulitov, L. S.: A változás előzetes becslései a termelés jövedelmezőségében.

Khanin, G. I. – Polosova, O. I. – Ivanchenko, N. V.: Az építőipar Oroszországban 1996 és 2000 között: a növekedési ráta alternatív becslése.

Vorobiev, V. A. – Sorokina, N. S. – Ershikova, S. G.: A társadalmi-gazdasági fejlődés tendenciái a nyizsnij-novgorodi régióban.

Beliaevsky, I. K. – Bashina, O. E.: A kereskedelmi vállalati statisztika fejlődésének és javulásának kilátásai.

Salin, V. N.: Az élelmiszer-fogyasztási struktúra statisztikai elemzésének problémái.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi-gazdasági mutatói 1997 és 2002 között (Goskomstat).

Naidenov, I. V. – Naidenova, G. I.: „Különleges gazdasági zóna” és regionális összehasonlítás.

Petrenko, S. N. – Tugolukova, L. A.: A reál szektor vállalatainak megfigyelése a pridnyesztróvszki régióban.

Kábítószerek bűnözés és kábítószer-szenvedély Oroszországban (Goskomstat).

Kotliarevskaya, T. I. – Kondratieva, N. T.: A tudományos és módszertani kutatásokra kiírt pályázatok eredményei 2002-ben.

Alekseeva, N. V.: Egy megállapodás szükségességéről a Goskomstat és az orosz Adó és Illeték Minisztérium között.

Baranov, V. V.: Excel és SQL Server használata statisztikai dokumentumok létrehozásához.

Plekhova, L. A.: A szövetségi statisztikai megfigyelés kérdőíveinek tökéletesítése.

Ageenko, A. A. – Shorina, E. V. – Ladaiva, S. A.: Új módszerek a háztartások megfigyeléséhez.

Sadykov, A.: A területi társadalmi-gazdasági fejlesztési program kidolgozásának módszertani szempontjai.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 10. SZÁM

Schwartzberg, M.: A német Bundestag 2002. szeptember 22-i választásainak végleges eredményei.

Sturm, R. – Stock, G.: A szövetségi statisztika által a vállalatokra rótt teher vizsgálata.

Herbel, N. – Rath, N.: Termelés és termelékenység az állami statisztikában – módszerek összehasonlítása.

Linz, S. – Eckert, G.: Hedonikus módszerek bevezetése az árstatisztikában.

Hoepfner, D.: Országnémenklátúra a külkereskedelmi statisztikához.

Pfaff, H.: Hátrányos helyzetű személyek helyzete – a mikrocenzus eredményei, 1999.

Dietz, O.: A kötelező társadalombiztosítási alapok pénzügyi kérdései.