

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

82. ÉVFOLYAM 4. SZÁM

2004. ÁPRILIS

E SZÁM SZERZŐI:

Dr. Hajdu Ottó kandidátus, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem docense; *Dr. Illés Sándor* PhD., a KSH Népeségtudományi Kutatóintézet tudományos főmunkatársa; *Dr. Lakatos Miklós*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezető-helyettese; *Dr. Sipos Béla*, a közgazdaság-tudomány doktora, a Pécsi Tudományegyetem rektorhelyettese; *Dr. Tausz Katalin* kandidátus, az Eötvös Loránd Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi docense; *Dr. Zádor Márta* PhD., az ECOSTAT tudományos igazgatóhelyettese.

*

Dévai Péter, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat munkatársa, *Lakatos Judit* PhD, a KSH főosztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtáncososa; *Rettich Béla*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főtáncososa; *Tűű Lászlóné* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
4044 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2004
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 345-6908, 345-6546 Telefax: 345-6594
Internet: www.ksh.hu/statszemle
E-mail: statszemle@ksh.gov.hu

Kiadóhivatal: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.
Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000
Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Előfizethető bármely hírlapkézbesítő postahivatalnál és 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 nemzetközi gazdasági kibontakozás strukturális feltételrendszere. – <i>Dr. Zádor Márta</i>	345
A fogyatékos emberek helyzete. – <i>Dr. Tausz Katalin – Dr. Lakatos Miklós</i>	370

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

A csődesemény logit-regressziójának kismintás problémái. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	392
---	-----

INTERJÚK, BESZÉLGETÉSEK

Beszélgetés Herman Sándorral. – <i>Dr. Sipos Béla</i>	423
---	-----

SZEMLE

Vita a népesedéspolitikai kormányprogram koncepciójáról. – <i>Illés Sándor</i>	428
---	-----

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	429
Szervezeti hírek – Közlemények	430

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Máté, I. – Miller, G.: A háztartáson belüli kapcsolatok vizsgálata az Egyesült Királyság 2001. évi népszámlálásakor. (<i>Tűz Lászlóné</i>)	432
Neutze, M.: A statisztikai információk szemléltetése az interneten. (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	434

Iceland, J.: A jövedelemnövekedés, az egyenlőtlenség és a családstruktúrában bekövetkező változások hatása, 1949–1999. (Lakatos Judit)	436
Pfaff, H.: Súlyosan fogyatékos emberek. (Rettich Béla)	438
Paulin, G. D. – Duly, A. L.: Tervezés előre: fogyasztói kiadások a nyugdíjazás előtt és után. (Dévai Péter)	440
Külföldi folyóiratszemle	443

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

A NEMZETKÖZI GAZDASÁGI KIBONTAKOZÁS STRUKTURÁLIS FELTÉTELRENDSZERE

DR. ZÁDOR MÁRTA

Jelen tanulmány a nemzetközi gazdaság erőközpontjainak makroökonómiai állapotát, erőforrás-mobilizálási képességét, strukturális állapotának helyzetelemzését és a várható tendenciákat mutatja be. A strukturális tényezők, vagyis az aggregált kereslet egyes tényezőinek belső aránytalanságai a nemzetközi egyensúlytalanságot konzerválják. Ezek a hosszú távú termelékenységet, a növekedést, ezzel a felzárkózás esélyeit is meghatározzák. Megállapítható, hogy még a legfejlettebb régiók között (ahol a külföldi működőtőke áramlás kétharmada zajlik, s ahonnan a transznacionális vállalatok anyavállalatai a szerves fejlődés útján kinőtték magukat) is több évtizedet vesz igénybe, és nem megfordíthatatlan a felzárkózás. Elemzésünkben három kérdésre keressük a választ: maradhat-e az Egyesült Államok a 90-es évekhez hasonló súllyal a világgazdaság motorja, csökkenthető-e az amerikai gazdaságtól való nemzetközi függés; a beindult japán dinamika fennmaradásának megvannak-e a strukturális feltételei, és az ázsiai erőviszonyok terén milyen, a világgazdaságot is befolyásoló fejlemények várhatók Kína és Japán viszonylatában; reális-e annak az esélye, hogy a kibővült EU nemzetközi gazdasági szerepe erősödjék a strukturális reformok, nagy uniós fejlesztési programok beindulása révén, és Magyarország a világgazdasági pozícióját erősítő térség tagjává válik-e?

TÁRGYSZÓ: Makrogazdaság. Nemzetközi statisztika. Külkereskedelem.

Az 1980-as évtizedben megrekedt, majd a 90-es években visszafordult az OECD-térség legnagyobb gazdaságainak jövedelemszintbeli (GDP/fő) konvergenciája. Az Egyesült Államoknak a 90-es évtizedben tapasztalt tartós konjunktúrája, Japánhoz és az Európai Unió nagy gazdaságaihoz képest meglevő növekedési többlete, ismét a nemzetközi érdeklődés középpontjába helyezte a gazdasági növekedés kérdéskörét. A gazdaságtörténetileg kiemelkedő fontosságú problémát még hangsúlyosabbá teszi, hogy az 1995-96-os évektől az Unión belül is egyértelműen nyílik a kibocsátási és a jövedelmi rés az egyes tagállamok között. Az északi államokban versenyképes vállalati szektor modernizálódó gazdasági struktúrával, az innovatív Információs és Kommunikációs Technológiákat alkalmazó szektor növekedése révén minőségi munkahelyteremtéssel dinamizálódik, míg a nagy gazdaságok egyre inkább lemaradnak.

A növekedési ütemek egyenlőtlenségei nemcsak a feldolgozóiparban, hanem a kereskedelembe nem kerülő javak területén is jelentősek. Néhány dinamikus fejlődő uniós tagállam ugyanakkor határozottan javította világgazdasági pozícióját. A nemzet-

közi multilaterális szervezetek és kutatóintézetek elemzései egyre sokoldalúbb megközelítésben vizsgálják a növekedési divergencia okait és hatékony kezelésének perspektíváit. Az elemzésekben közös, hogy a növekedési különbözőségek, a konvergenciafolyamat megakadását, majd visszajára fordulását kiváltó tényezők együttesében a gazdaságok strukturális és intézményi jellemzőire helyeződik a hangsúly (*The Sources...* [2003], *World Economic...* [2003a], *Monthly...* [2003]). A konvergenciafolyamatot akadályozó tényezők közül a foglalkoztatottság színvonalának növelési akadályait, illetve az optimális termelékenységi színvonal elérésének kudarcait is ezekre a tényezőkre vezetik vissza.¹

A nem automatikus folyamat az, amely a piacok liberalizációjával, a technológiai adaptálással vagy imitálással szükségszerűen bekövetkezik. Ma a nemzetközi gazdaság erőközpontjaiban, vagyis a „triád országokban”, illetve országcsoportjaiban történelmi kihívásként erősödik a felzárkózás lehetősége, illetve fenyeget a lemaradás veszélye. A makrogazdaság állapotának megítélésében kiemelt szerepet játszik az aggregált kereslet egyes tényezőinek alakulása. Ezek fő elemei a lakossági és kormányzati fogyasztás, a bruttó állótöke-beruházások, a végső hazai kereslet alakulása. Jelentősek a készletváltások tendenciái, a külkereskedelmi egyenlegek változása. Az előző tényezők határozzák meg a munka, illetve a teljes termelékenységi mutatók alakulását, a nemzetgazdaságok egyensúlyi állapotát, növekedési potenciáljának alapvető strukturális feltételrendszerét.² A 2000-től kibontakozó dekonjunkció utáni időszak már elégséges ahhoz, hogy a 90-es évekkel együtt elemezzük ezeknek a tényezőknek az egymáshoz viszonyított arányváltásait az utóbbi 12-13 év során, és felmérjük az egyes tényezőknek a recessziós ciklus szakasz kialakulásában, elnyújtásában, elmélyítésében, illetve a kibontakozásban betöltött szerepét.

A világgazdaság jelenlegi, általánosan kedvezőtlen rövid és középtávú helyzete, a konvergenciafolyamatok megakadása a korábbi fellendülési időszak jellegéből következik. Az információs technológiai szektor hirtelen fejlődése révén ez sürgetőbbé tette a gazdaságok rugalmas reagálását, az általános és a pénzügyi globalizáció okán pedig a nemzetközi tőke vonzására alkalmas pénzügyi és piaci intézményi háttér, jogszabályozás megteremtését. Ez egyenlőtlenül és ellentmondásosan következett be az OECD-térségben.

A világgazdaság fejlődésének jelenlegi szakaszát egy hosszú amerikai fellendülés előzte meg. Ennek kedvező hatása világméretben érződött, az EU tagállamainak és Japánnak a helyzete is kedvezőtlenebb lett volna e nélkül. Ugyanakkor, a lokomotív szerepkörök kétségessé váltak, és azok is maradtak. Az előző évtized során az Európai Unió a Gazdasági és Monetáris Unió (Economic Monetary Union – EMU) kiépítésével, a szigorú konvergencia-kritériumok fenntartásával, a stabilitás megteremtésével az antiinflációs célkitűzések megvalósítására koncentrált, ami növekedési áldozatokkal is járt. Ez lehetetlenné tette, hogy a térség átvegye a lokomotív szerepkört. A recesszióra a vártnál érzékenyebben reagált, felszínre kerültek és egyértelművé váltak a strukturá-

¹ A téma kiemelt jelentőségét mi sem támasztja jobban alá, mint hogy az OECD 2004. évi első tanácskozása e témakörrel szolgált *Science...* [2004]. Fontos adalékul szolgál az Eurostat kiadványa, amelyik már harmadik éve veszi számba a termelékenység- és versenyképesség, valamint az információs társadalom kiépítésének elemzéséhez kimunkált mutatórendszer legújabb statisztikai adatait: *Information...* [2003]. Emellett fontos iránymutatónk volt az Európai Bizottság legújabb kiadványa e témakörben: *Toward...* [2004].

² *Szilágyi* [2002]. Módszertanilag a hazai szakirodalomban mérvadónak tekintjük: *Nyitrai* [1999].

lis merevségek és azok orvoslásának kényszerei. Japán gazdasága az évtized során három nagy recessziós hullámot élt meg, és a defláció, valamint a GDP 150 százalékát megközelítő államháztartási hiánya bizonytalanná tették gazdasági kilátásait. Az elmúlt évtized során a világgazdaságban továbbra is fontos szerepet játszó Japán gazdasági hanyatlása a „nagy válság” óta példa nélkül áll a fejlett országok között. A munkanélküliség és az ország adósságállománya megkétszereződött, gazdasági növekedése pedig évi átlagban 0,9 százalékra lassult. Az elmaradt strukturális reformokat maga előtt görgette, és konjunktúraciklusa önálló mozgást mutatott az OECD régióban a recesszió kibontakozásáig.

A NEMZETKÖZI KERESKEDELEM ALAKULÁSA

A keresleti tényezők közötti nemzetközi kölcsönhatások legközvetlenebbül a külkereskedelem révén érvényesülnek. A 2000. évi dekonjunktúráig a világkereskedelem minden évben gyorsabban bővült a világtermelésnél, és a világ GDP-jének közel 20 százaléka realizálódott az exporttevékenységekben. Ugyanakkor a világkereskedelem növekedési üteme a 90-es évek átlagában 1-2 százalékponttal alacsonyabb volt, mint az előző évtizedekben. Évi átlagban 6 százalékkal gyarapodott, ami mögött erőteljes éves ingadozások és országcsoportos egyenlenségek álltak. Nagy jelentősége van annak, hogy a teljes elmúlt évtizedben tapasztalható csökkenő világkereskedelmi dinamika ideiglenes-e, avagy tartós jelenségről van szó. Amennyiben a csökkenő tendenciát okozó tényezők erősödnek fel, az azt jelentené, hogy a világkereskedelem kevésbé tudja betölteni a gazdasági növekedésben betöltött katalizatori szerepét. Ebben az esetben az évtizedes világexportot és -importot jóval alulmúló Európai Unió jelentős feszültségekkel nézne szembe, mivel a belső fogyasztás rövid távon nem lehet a kilábalás ösztönzője, így a térség exportorientált növekedés révén tudja csak erősíteni pozícióit (*United Nations ... [2002]*).

1. tábla

A fejlett gazdaságok export-, illetve importvolumeneinek változása, és a cserearányok alakulása az előző időszak százalékában

Ország, térség	Tízéves átlagok		1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.*	2004.**
	1985 és 1994	1995 és 2004										
	között											
	Az exportvolumen változása											
Fejlett gazdaságok	5,8	5,5	8,8	6,1	10,6	4,2	5,5	12,0	-0,8	2,2	1,6	5,2
Egyesült Államok	8,2	4,4	10,3	8,2	12,3	2,1	3,4	9,7	-5,4	-1,6	0,3	6,3
Euró-zóna	4,7	5,6	7,9	4,4	10,7	7,0	5,1	12,5	3,3	1,4	-	4,2
Németország	3,6	6,1	5,7	5,1	11,2	7,0	5,5	13,7	5,6	3,4	0,5	3,6
Franciaország	4,6	5,5	7,7	3,2	12,0	8,3	4,2	13,4	1,8	1,3	-1,6	5,2
Olaszország	5,4	3,9	12,6	0,6	6,4	3,4	0,1	11,7	1,1	-1,0	-1,2	6,2
Japán	3,2	5,0	4,1	6,4	11,3	-2,2	1,4	12,4	-6,0	8,1	7,7	8,6
Nagy Britannia	4,4	4,7	9,0	8,2	8,3	3,0	5,3	10,1	0,9	-0,9	-0,2	3,7
EU	4,7	5,5	8,1	4,9	10,3	6,4	5,4	12,1	2,8	1,2	0,2	4,1

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Ország, térség	Tízéves átlagok		1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.*	2004.**
	1985 és 1994	1995 és 2004										
	között											
Az importvolumen változása												
Fejlett gazdaságok	6,0	5,9	8,9	6,4	9,4	6,0	8,1	11,9	-1,0	2,2	2,8	4,8
Egyesült Államok	5,9	7,3	8,2	8,6	13,7	11,8	10,9	13,2	-2,9	3,7	2,6	4,9
Euró-zóna	5,2	5,6	7,6	3,2	9,2	10,0	7,6	11,4	1,6	-0,1	1,7	4,6
Németország	3,9	5,3	5,6	3,1	8,3	9,1	8,4	10,5	0,9	-1,7	3,7	5,4
Franciaország	4,9	5,6	7,6	1,6	7,3	11,6	6,2	15,3	1,4	0,8	0,4	5,0
Olaszország	5,3	5,3	9,7	-0,3	10,1	8,9	5,6	8,9	1,0	1,5	1,8	6,2
Japán	5,6	4,3	12,8	13,2	1,3	-6,8	3,0	9,4	0,1	2,0	4,3	5,2
Nagy-Britannia	4,8	6,4	5,4	9,6	9,7	9,6	8,7	11,7	2,3	2,1	2,0	3,3
EU	5,0	5,7	7,3	4,1	9,5	9,9	7,6	11,4	1,6	0,2	1,9	4,5
A cserearányok alakulása												
Fejlett gazdaságok	0,9	-0,1	-0,5	1,4	-0,3	-2,5	0,2	0,6	0,9	0,2
Egyesült Államok	-0,3	0,3	-0,5	0,6	1,6	3,5	-0,7	-3,1	2,7	-0,1	-2,0	1,6
Euró-zóna	0,7	..	-0,1	0,2	-1,0	1,7	-	-3,6	0,8	1,0	0,9	0,3
Németország	-0,4	0,1	0,8	-0,7	-1,9	2,3	0,5	-4,3	0,4	1,0	3,1	0,2
Franciaország	0,8	-0,2	-0,3	-1,0	0,2	0,8	0,3	-3,8	1,0	0,9	-0,6	0,8
Olaszország	1,8	-	-2,3	4,3	-1,5	2,0	0,3	7,4	1,5	1,6	1,4	0,3
Japán	3,0	-2,0	-0,1	-5,4	-3,7	3,2	-0,7	-4,7	-1,5	-	-2,6	-4,0
Nagy-Britannia	1,3	1,1	-2,5	1,2	3,3	2,2	-	0,7	-1,2	2,1	3,8	2,1
EU	0,8	0,2	-0,3	0,3	-0,3	1,6	-0,1	-2,9	0,5	0,9	1,4	0,6

* Becslés.

** Előrejelzés.

Forrás: *World Economic...* [2003b] 199. old.

A 90-es években az amerikai növekedés úgy dinamizálta a világgazdaságot, hogy a túlértékelt dollár révén, a belső hitelekből finanszírozott személyes fogyasztást az egyre romló külkereskedelmi és fizetési mérleg mellett az olcsó import tartotta fenn. Nem nőtt az amerikai gazdaság exportképessége. Ezt az 1. tábla jól érzékelteti. 2001-ben az amerikai export- és importvolumen is erőteljesen csökkent. A fejlett gazdaságok összesített 0,8 százalékos exportcsökkenése mellett az Egyesült Államok exportja 5,4 százalékkal esett. A fejlett világ 0,1 százalékos importcsökkenéséhez pedig az amerikai import 2,9 százalékos csökkenése társult. Az amerikai lokomotívtól függő világgazdaságot ez megrázta. Mint az 1. tábla előrejelzéséből kitűnik, a világ kibocsátását enyhén meghaladó nemzetközi kereskedelmi dinamika csak 2004-re várható.

Végigtekintve az elmúlt csaknem 20 esztendőn, megállapítjuk, hogy a világ áru- és szolgáltatáskereskedelme a következőképpen alakult. Az 1985 és 1994, valamint az 1995 és 2004 közötti évek volumenváltozási átlaga 5,6 és 6,2 százalék volt. Évenként, 1995-től 2000-ig ezek az értékek: 8,8; 7,0; 10,6; 4,4 és 5,6 százalék voltak. A 2000. évtől 2004-ig (ez utóbbi előrejelzés) az értékek alakulása: 12,6; 0,1; 3,2; 2,9 és 5,5 százalék volt, illetve lesz.

A 3. tábla már jól érzékelteti a nemzetközi strukturális egyensúlytalanságok egyik problémáját. Az Egyesült Államok nagymérvű mérleghiányával szemben, az EU pozitív

külkereskedelmi mérlegpozíciója hosszú távon is nagy jelentőséggel bír. Az európai pozitív kereskedelmi mérleg több tényező eredménye lehet. Összefügghet a hazai kereslet gyengeségével, de ugyanígy lehet az exportszerkezet strukturális modernizációjának eredménye is. Mint látjuk, az előrejelzés szerint 2003-ban ismét nő Németország külkereskedelmi szufficitje, annak ellenére, hogy az áru- és szolgáltatás export volumene csökken, az importdinamika pedig nő. Ez a tendencia az előrejelzés szerint 2004-ben is folytatódik. Ugyanakkor tény, hogy 2002-ben az összes működőtőke beáramlása 26 fejlett ország közül 16-ban erősen csökkent. Németország a kivételek közé tartozik. A nemzetközi kilábalás fontos tényezője az európai országok, elsősorban Németország amerikai exportjának növekedése. A német export 10,6 százaléka irányul az Egyesült Államokba. Ennek nagy részét autók és alkatrészeik teszik ki. A befektetések számára is lényeges az amerikai konjunktúra beindulása, hiszen az elmúlt négy évben összesen 24 milliárd dollárnyi amerikai tőke érkezett Németországba.

2. tábla

A világerkedelem árindexei az előző időszak százalékában (dollár)

Ág, ágazat, termék	Tízéves átlagok		1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.*	2004.**
	1985 és 1994	1995 és 2004										
	között		év									
Feldolgozó ipar	5,0	-0,1	10,3	-3,2	-8,0	-1,8	-2,0	-5,2	-2,1	3,1	8,2	1,1
Olajipar	-5,7	4,6	8,0	18,5	-5,5	-32,2	37,8	56,9	-13,9	2,8	24,2	-19,4
Nem energetikai nyersanyag	1,5	-0,8	8,4	-1,3	-3,0	-14,7	-7,0	1,8	-5,4	3,8	9,4	2,3

* Becslés.

** Előrejelzés.

Forrás: *World Economic...* [2003b] 199. old.

3. tábla

A fejlett gazdaságok áru- és szolgáltatás kereskedelmimérleg-egyenlegei
(milliárd dollár)

Ország, térség	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.**	2004.***
Fejlett gazdaságok	150,4	132,8	162,2	134,6	-7,4	-156,6	-124,7	-95,0	-128,2	-95,1
Egyesült Államok	-96,4	-101,8	-107,8	-166,9	-262,2	-378,7	-357,8	-418,0	-488,6	-478,1
Euró-zóna*	123,3	151,5	157,8	143,9	96,6	41,8	97,0	162,2	171,6	178,2
Németország	11,6	18,9	22,8	25,6	12,0	2,1	34,8	77,5	91,8	84,5
Franciaország	28,9	31,2	45,8	42,3	36,3	16,5	21,4	27,2	23,1	30,0
Olaszország	45,3	62,2	47,6	39,8	24,5	10,5	15,5	13,2	10,0	11,9
Japán	74,7	21,2	47,3	73,2	69,2	69,0	26,5	51,8	59,3	59,2
Nagy Britannia	-5,6	-6,4	0,3	-15,2	-27,9	-32,3	-42,1	-48,2	-44,3	-34,2
EU	142,4	172,2	182,9	147,2	91,7	31,5	76,5	138,3	157,8	173,0

* Az intratranszakciók jelentett eltéréseivel kalkulálva.

** Becslés.

*** Előrejelzés.

Forrás: *World Economic...* [2003b] 211. old.

A Világkereskedelmi Szervezet (World Trade Organization – WTO) 2003. szeptemberi cancúni értekezletének eredménytelensége miatt a világgazdasági kapcsolatokban a regionális és bilaterális nemzetközi kereskedelmi játékszabályok a közeljövőben nagyobb súlyt kaphatnak, mint a multilaterális keretek. Ez kiegészül a nemzetközi – elsősorban transzatlanti – kereskedelmi feszültségek kiéleződésével, de más régiókban is jelentkeznek a protekcionizmus tendenciái. (Például Brazília 2004 januárjától importvámokat vezet be a fogyasztási cikkekre. De erre utal, hogy ismét kiéleződött a kereskedelmi vita az Egyesült Államok és az Európai Unió között az amerikai acélimportvámok alkalmazása, illetve az exportáló amerikai cégek szubvencionálása miatt. Mindkét intézkedés inkompatibilis a WTO határozataival.) A regionalizációs törekvések felerősödtek az ázsiai térségben, és az egész amerikai kontinensen. Ugyanígy nő a bilaterális együttműködés egyes országok és az integrációs tömörülések között is (legutóbb Chile kötött kétoldalú szabadkereskedelmi megállapodást az EU-val). Így közép- és hosszú távra is érdekünk egy adott regionális integrációhoz való tartozás. A bevonható pótlólagos erőforrásainkat és piaci pozícióinkat érintő döntéshozatali rendszerben való részvétel közvetlen előnyökkel járhat.

A BELSŐ EGYENSÚLYHIÁNY ÖSSZETEVŐI A NEMZETKÖZI ERŐKÖZPONTOKBAN

A továbbiakban a belső és külső egyensúlyi folyamatok strukturális állapotát és a nemzetközi gazdasági növekedésre, a kibontakozás feltételeire tett hatását tekintem át. A belső egyensúly alakulásában fontos szerepet játszanak az állami kiadások, hiszen a költségvetés a GNP nagy hányadát osztja el újra. Ennek egy része tényleges „közületi fogyasztást” képvisel, melynek aránya a fejlett országokban az elmúlt évtizedben az összkereslet 17-18 százaléka volt (az Egyesült Államokban 16-17, az EU-ban 20, Japánban 13-15 százalék, a fejlődő országokban 12-13, Kínában 13-15 százalék). Az Egyesült Államokban az elmúlt két évben jelentős mértékben élénkültek az állami kiadások. A nem katonai jellegű kiadások fellendülése 1-2 százalékos volt. A katonai kiadások 2003 során 27 százalékkal nőttek, s minden jel szerint tovább emelkednek. A katonai kiadások nagysága és fontossága az egyes államokban igen eltérő. (Lásd a 4. táblát.) Japánban az állami kereslet élénkülése rövid távon bizonytalan, és a kormány részéről nemigen mutatkozik hajlandóság ennek megváltoztatására. A Stabilitási és Növekedési Paktum az EU-ban fékezi az állami forrásokból származó kereslet növekedését.

Az Egyesült Államokban a lassuló gazdaság, a terrorizmus elleni küzdelem hatását erősítve nagyban hozzájárult ahhoz, hogy a következő évtizedre előre jelzett 5 ezer milliárdos összesített költségvetési többlet felszívódjon. A 2003. szeptember 30-ával záruló pénzügyi évben annak deficitje 374 ezer milliárd dollár volt. Ez abszolút értékét tekintve a legmagasabb hiány az Egyesült Államok történetében.³ A gazdaság fellendülését, és az Egyesült Államok világgazdasági lokomotív szerepét az is befolyásolja, milyen gyorsan

³ Ma már bizonyosra vehető, hogy a háború sújtotta Irakban a helyzet rendezése hosszú, nehéz és drága folyamat lesz. Ezt felismerve szavazta meg az amerikai kongresszus után a szenátus is a kért 87,5 milliárd dollárt (ebből 51 milliárd az iraki katonai műveleteket finanszírozza, az afganisztáni feladatokra 11 milliárd, az újjáépítésre pedig további 20 milliárd dollár szükséges). Ráadásul, az Egyesült Államok nem tudja egyedül viselni a terheket, így más államok költségvetéseit is megterheli a konfliktus. A következő évben 500 milliárd dollárt is meghaladó költségvetési hiány veszélyezteti a republikánus párt további adócsökkentési terveit.

tud kivonulni Irakból, és az sem mellékes, hogy a 2004. év „választási” esztendő. Ha a kivonulás belátható időn belül megtörténne, a költségvetési többletteleher korlátozott lenne. A kötvénypiac feltehetőleg nem gyakorol nyomást a kamatokra, és azok nem növekednek gyorsan az ideiglenes kiadás finanszírozását célzó állami hitelfelvétel esetén. Már csak azért sem, mert egyelőre a vállalatok részéről korlátozott a tőkeigény. Ellenben, ha az Egyesült Államok még akkor is Irakban lesz, ha a gazdaság tartósan fellendül, akkor a vállalatok versenyezni kezdenek az államkincstárral a pénzekért, ami a kamatlábak emelkedését hozná, vagyis akadályozná a fellendülést.

4. tábla

*A katonai célú kiadások a NATO egyes tagállamaiban és Japánban
(1997 és 2001 közötti évek átlaga)*

Ország	Katonai kiadás (milliárd dollár)	A GNP	A NATO- kiadások	Hadsereg létszáma (fő)
		százalékában		
Egyesült Államok	301,99	3,16	64,74	1 499 000
Németország	27,46	1,52	5,89	324 680
Franciaország	33,66	2,72	7,22	421 360
Nagy-Britannia	34,40	2,54	7,37	218 120
Olaszország	21,02	2,00	4,51	393 500
Törökország	7,36	4,98	1,58	798 480
Csehország, Magyarország, Lengyelország*	5,61	1,98	1,20	287 360
Kanada	8,00	1,22	1,72	59 880
Japán	39,9	1,00	–	238 200

* Az adatok a három közép-európai NATO-államban az 1999 és 2001 közötti évek átlagát tükrözik.

Forrás: *Report on Allied Contribution to the Common Defense* [2002]. A Report to the US Congress from the Secretary of Defense. June.

Az Egyesült Államokban két évvel ezelőtt még azzal számoltak, hogy 10 év alatt 5600 milliárd dollár többlet gyülemlik fel a költségvetésben. A gazdasági előrejelző intézetek a 2004 és 2013 közötti időszakban 5500 milliárd dollár deficit felhalmozódásával számolnak. Az amerikai költségvetés, a folyó fizetési mérleg súlyos problémájával együtt, megkérdőjelezi az adócsökkentés tízéves tervét. Eredetileg a vállalatok 2001-ben és 2003-ban elfogadott ideiglenes adócsökkentéseit állandóvá kívánták tenni, de így megkérdőjeleződne a megtakarítások és az egészségbiztosítási öngondoskodás kedvezményekkel való ösztönzése. A kormány szerint ez a hiány még kezelhető, és öt éven belül a felére csökkenthető. Ugyanakkor ezt kérdésessé teszi az a tény, hogy a baby-boom generáció nyugdíjba vonulása épp akkor jelenti majd a legnagyobb terhet, ezért ennek fedezetére már meg kellett volna kezdeni a költségvetési tartalékok képzését. Ezen a tényen az sem változtat, hogy az ENSZ szerepet vállalt az iraki újjáépítésben. Összességében az IMF jelentése szerint a központi költségvetés deficitje a GDP 6 százalékát érheti el 2003-ban (a strukturális egyenleg hiánya a GDP 5,2 százaléka, és csak enyhe javulás jelezhető előre 2004-re).

A demográfiai bomba súlyosbítja az ikerdeficit strukturális egyensúlytalanságát. A növekvő költségvetési terhek államkötvényekkel való finanszírozása csak kifizetődő hozamok mellett lehetséges, ez viszont az államháztartás adósságszolgálati terheit is növeli.

Az Egyesült Államokban a dekonjunktúra elmélyülését és időbeni elhúzóását valódi „policy mix” típusú intézkedéssorozattal igyekeztek ellensúlyozni. Mind a fogyasztás élénkítését célzó költségvetési, mind az azt támogató, kamatlábakat drasztikusan csökkentő monetáris politika segíti a magánfogyasztás szinten tartását. Az tény azonban, hogy a költségvetés konszolidálására nincs koncepció. Késik a társadalombiztosítás reformja, elhalasztották a nélkülözhetetlen közúti infrastrukturális beruházásokat, és elhúzódik az iraki válság, mindennek a kamatlábakat várhatóan emelő, azaz konjunktúrafékező hatása lesz. Így a strukturális feszültségek közül a költségvetés egyensúlytalansága egyre jelentősebb szerepet játszik.

5. tábla

A legfejlettebb gazdaságok államháztartási egyenlegei a GDP százalékában

Ország, térség	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.*	2004.**
Fejlett gazdaságok	-4,1	-3,3	-1,8	-1,3	-1,0	-0,1	-1,5	-3,3	-4,4	-4,0
Egyesült Államok	-3,3	-2,4	-1,3	-0,1	0,5	1,2	-0,7	-3,8	-6,0	-5,6
Euró zóna	-5,0	-4,3	-2,6	-2,3	-1,3	0,1	-1,7	-2,3	-3,0	-2,8
Németország	-3,3	-3,4	-2,7	-2,2	-1,5	1,3	-2,8	-3,5	-3,9	-3,9
Franciaország	-5,5	-4,1	-3,0	-2,7	-1,8	-1,4	-1,4	-3,1	-4,0	-3,5
Olaszország	-7,6	-7,1	-2,7	-2,8	-1,7	-0,6	-2,6	-2,3	-2,8	-2,6
Spanyolország	-7,0	-4,9	-3,2	-2,7	-1,1	-0,6	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2
Hollandia	-4,5	-1,8	-1,1	-0,8	0,7	2,2	-	-1,6	-2,4	-2,4
Belgium	-4,3	-3,8	-2,0	-0,7	-0,5	0,1	0,4	-	-0,5	-0,2
Ausztria	-5,2	-3,8	-2,0	-2,5	-2,4	-1,6	0,1	-0,4	-1,5	-1,3
Finnország	-3,7	-3,2	-1,5	1,3	1,9	7,0	5,0	4,6	2,0	0,9
Görögország	-10,2	-7,4	-7,0	-2,5	-1,8	-1,9	-1,4	-1,2	-1,4	-1,1
Portugália	-4,5	-4,0	-3,0	-2,6	-2,4	-2,9	-4,2	-2,7	-4,0	-4,4
Írország	-2,2	-0,3	1,2	2,4	4,1	4,3	1,1	-0,1	-1,1	-1,7
Luxemburg	2,6	2,0	2,8	3,1	3,6	5,6	6,1	-0,3	-0,1	0,2
Japán	-4,7	-5,0	-3,8	-5,5	-7,2	-7,4	-6,1	-7,5	-7,4	-6,5
Nagy-Britannia	-5,8	-4,4	-2,2	0,2	1,1	4,0	0,9	-1,3	-2,5	-2,7
Svédország	-7,4	-2,9	-1,7	2,3	1,3	3,4	4,6	1,1	0,4	1,0
Dánia	-2,3	-1,0	0,4	1,1	3,2	2,5	2,8	2,0	1,4	1,5
EU	-5,4	-4,3	-2,5	-1,7	-0,8	0,8	-1,0	-1,9	-2,6	-2,5

* Becslés.

** Előrejelzés.

Megjegyzés. Egyesült Államok esetében: költségvetés alapján, a TB alapokkal együtt; Németország esetében: adminisztratív bázisadatok alapján, a társadalombiztosítás nélkül; Japán esetében: nemzeti számlák alapján, társadalombiztosítás nélkül számolva.

Forrás: World Economic... [2003a], [2003b] 193. old.

A költségvetés strukturális egyensúlyának uniós szinten célul kitűzött stabilitása több szempontból szintén problematikus. Az 5. táblából jól látszik, hogy a maastrichti konvergenciakritériumok, valamint a Stabilitási és Növekedési Paktum épp az Unió nagy gazdaságaiban került veszélybe. Az államháztartásokat veszélyesen megterheli a folyamatosan duzzadó nyugdíj kötelezettségek terhe, ami kiszorítja a többi finanszírozási célt. Nagy-Britannia és Hollandia kivételével minden ország nyugdíjrendszere tetemes deficittel küzd, mintegy időzített szociális bombaként. Az európai demográfiai mutatók – az alacsony születési arány és a várható élettartam meghosszabbodása – gyökeres és

hosszú távra szóló megoldást sürgetnek. Az állami kiadások növelésével beindítandó gazdasági növekedés csak átmeneti sikert hozhat, mivel az alacsonyabb európai növekedés oka lényegében az alacsonyabb termelékenység, vagyis az egy alkalmazott által előállított alacsonyabb érték. Ennek oka pedig a kevesebb ledolgozott munkaidő. Ugyanakkor, az Unió egyre kompetitívebb viszonyai közepette az adók emelése elűzné a vállalkozásokat, a juttatások visszafogása pedig a kormányerők számára jelentős politikai kockázatokat hordoz. Emiatt rendkívül nagy a csábítás a pótlólagos hitelfelvételre.

A Stabilitási és Növekedési Paktumnak elvileg fékeznie kellene az eladósodást, az egyezmény viszont „válságában” van. Rövidesen nyugdíjba vonul a baby-boom generáció, ami azonnali és hatalmas készpénzigényeket támaszt mind a nyugellátás, mind a gyógykezelés tekintetében. Mindez elhalványítja a deficitlimitek mai sorozatos megsértését, ami néhány tagállamban rövid úton a 3 százalékos határ kétszeresére emelkedhet. Ez esetben az adott tagállamok nem számíthatnak az Európai Központi Bank (EKB) segítségére. A leginkább eladósodott Olaszország és Belgium a növekvő tartozások és az emelkedő kamatok spiráljába és államcsödbe kerülhet. Az EMU létrehívásakor a dolgozók és a vállalkozások nagyfokú földrajzi mobilitására számítottak, a gyorsan változó piaci viszonyokra való reagálás alapfeltételeként. A dolgozók viszont nem mozgékonyak, a szociális ügyek szabályozása pedig meggátolja a vállalkozások mobilitását és ezáltal alkalmazkodását. A leendő európai alkotmány második részében a „szociális jogok” mint alkotmányos „jogok” vannak felsorolva, amelyeknek az Európai Törvényszék fog érvényt szerezni. Ezek között van az „igazolhatatlan elbocsátások elleni védelem”, a „dolgozók egészségét, biztonságát és méltóságát” megóvó munkakörülményekhez való jog, illetve a „betegség, idős kor vagy a munkahely elvesztése esetén a tb-juttatásokra való jogosultság”. Ez jelentős akadály a további liberalizálás előtt, e nélkül pedig az EMU végzetes terhelésnek lehetne kitéve, olyan sokkhatások révén, amelyek eltérő erővel lépnek fel az egyes tagállamokban. Csak a megkezdett költségvetési strukturális reformok következetes végigvitele révén léphetnek működésbe az automatikus stabilizátor hatások. Kompromisszumot kell találni a közép- és hosszú távú társadalmi-gazdasági hatások kezelésében. A nyugdíjrendszerek költségvetési hatásai mellett a munkaerő-piaci szempontoknak és a fenntartható növekedés szempontjainak kell meghatározniuk a gazdaságpolitikákat. (*Regulation...* [2003], *Scarpetta–Tresselt* [2002], *Serres* [2003], *Ahn–Hemmings* [2002], *Blanchard–Giavazzi* [2001]).

Több országban beindították az áru- és munkaerő piaci reformokat. Németország és Franciaország mellett Olaszország és Ausztria is elkötelezett a nyugdíjreform következetes végigvitelében. A Rűrop-Bizottság reformjavaslata a politikai viták során ugyan módosult, de a reformjavaslat módosított elfogadása bizonyosra vehető. (Ma Németországban a legmagasabbak a bérek, itt kell a legkevesebbet dolgozni, itt van a legtöbb fizetett szabadság és ünnep. Itt a legmagasabb a lakossági megtakarítási ráta, tehát többféle tartalék is van a strukturális reformok végrehajtásához.) Németországban – egyelőre az alsóházban – megszavazták a munkaerő-piaci reformokról szóló törvényjavaslatot. A francia nyugdíjreform is fontos lépéseket tett az államháztartás konszolidálását figyelembe véve, ez azonban korántsem elégséges. A francia nyugdíjreform a nyugdíjba vonulások költségvetési terheinek alig kétötödét biztosítaná.

Ami a munkaerő-piaci reformokat illeti, az Eurostat legfrissebb tanulmánya szerint az Unióban, az 55-64 év közötti korosztályban 10 közül átlagosan négyen aktívak, vagyis az érintett korosztály 39,8 százaléka dolgozik, míg a 25-54 év közöttiek 77,2 százalékának van

munkaviszonya. Ez a társadalombiztosítási rendszerekre rendkívül nagy terheket ró. (Franciaországban az előbbieik aránya 32 százalék, Olaszországban pedig alig 28 százalék.)

Mindezek ellenére 2003. november 3-án úgy döntött a brüsszeli Bizottság, hogy nem ró ki büntetést Franciaországra az elégtelen költségvetési stabilizálási erőfeszítések miatt. Az 1997-ben aláírt Stabilitási és Növekedési Paktum azon országok szankcionálását írja elő, amelyek nem tesznek eleget azon maastrichti kritériumnak, mely szerint az egyes tagállamok költségvetési deficitje nem haladhatja meg a GDP 3 százalékát. A konvergenciakritériumot megsértő tagország köteles éves GDP-je 0,2 százalékának megfelelő összeget befizetni a közösségi költségvetésbe. A büntetés plafonja 0,5 százalék. Ha az államháztartási fegyelem javul, akkor visszafizetik az érintett tagállamnak a befizetett pénzt. (Természeti katasztrófa esetén eltekintenek a szankciótól, illetve akkor sem szabják ki a büntetést, ha a GDP négy egymást követő negyedévben 2 százaléknál nagyobb mértékben csökken. Erre nem volt példa a második világháború időszaka óta.) Ez a Paktum hatékonyan be is töltötte funkcióját a konjunktúraciklus felfelé ívelő szakaszában. Ilyenkor a kormányok lazább fiskális politikát is megengedhetnek maguknak. Tagállami szinten viszont a recesszióra való egyéni reagálás egyetlen eszköze maradt a költségvetési politika. Ilyen szűkre szabott mozgástérben nem meglepő, ha elmaradnak az adóreformok, és keresletélénkítéssel próbálják a gazdaságot növekedésre ösztönözni (*Mounthly...* [2003]). Ebben a rendszerben az „automatikus stabilizátorok” csak ott működnek, ahol a költségvetés egyensúlyban van. Ezt nyolc tagországra lehet elmondani. Németországban, Franciaországban, Olaszországban és Portugáliában viszont a költségvetés kiegyensúlyozása érdekében növelni kellene az adókat és csökkenteni a közkiadásokat. A vázolt „világgazdasági konjunktúra” viszonyai között nyilvánvaló, hogy az a célkitűzés sem teljesülhet, ami előírta, hogy 2004-ig a tagországok kiegyenlített költségvetéssel rendelkezzenek. Ebben a helyzetben a Brüsszeli Európai Bizottság olyan határozatot hozott, hogy ne 2004-ig, hanem 2006-ig tegyék rendbe államháztartásaikat az EMU-tagországok. Természetesen ez a többi tagállam ellenkezését váltotta ki, mert ha az EKB emiatt csökkentés helyett emeli a kamatokat, vagy az eurókötvények kockázati felára nő, azt nekik is meg kell fizetniük.

Japánban a 2001-ben kormányzásra került új miniszterelnök több területen is megindította a gazdasági reformokat. Valóban csak a tudatos szerkezeti reformok hozhatnak átöröztetést. A központi költségvetés 10 százalék feletti hiányának finanszírozása csak a pénzügyi szektor rendbetételével együtt oldható meg, és kerülhető el egy újabb recessziós spirál kialakulása.

NEMZETKÖZI EGYENSÚLYTALANSÁG, IKERDEFICITEK ÉS A FINANSZÍROZHATÓSÁG PROBLÉMÁI

A nemzetközi strukturális feszültségek meghatározó problémája az Egyesült Államok óriásira duzzadt fizetésimérleg-hiánya és annak nemzetközi finanszírozási kérdőjelei. Ezt csak feszültebbé teszi, hogy az Egyesült Államok immár az ikerdeficit problémájával néz szembe. (Lásd a 6. táblát.)

– Az amerikai monetáris politikára többszörös nyomás nehezedik. Az alacsony kamatlábak olcsóbbá teszik az államadósság törlesztését, ugyanakkor nem segítenek a nemzetközi tőke vonzásában.

– A külkereskedelmi- és fizetésimérleg-szufficitet produkáló országok pedig súlyos belső gondokkal küzdenek, és minden erőfeszítéssel otthon szeretnék tartani a tőkét, elsősorban a munkahelyteremtő működőkét.

6. tábla

A fejlett gazdaságok folyó fizetésimérleg-pozícióinak alakulása

Ország	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.*	2004.**
	Milliárd dollár									
Fejlett gazdaságok	49,4	33,7	88,7	40,6	-94,8	-234,5	-190,9	-186,6	-245,2	-224,6
Egyesült Államok	-105,8	-117,8	-128,4	-203,8	-292,9	-410,3	-393,7	-480,9	-553,3	-537,3
Eurózána***	50,9	78,1	98,2	62,5	29,0	-28,7	11,8	61,2	62,4	65,7
Németország	-27,0	-13,8	-9,1	-12,3	-23,7	-26,3	0,9	46,1	57,0	51,3
Franciaország	10,9	20,5	39,5	38,6	42,0	18,0	23,0	25,9	21,4	28,2
Olaszország	25,1	40,0	32,4	20,0	8,1	-5,8	-0,7	-6,7	-16,0	-12,9
Spanyolország	0,2	0,4	2,5	-2,9	-14,0	-19,4	-16,4	-15,7	-22,3	-23,2
Hollandia	25,8	21,4	25,1	13,0	15,7	7,7	8,1	5,3	19,2	17,4
Belgium	15,4	13,8	13,8	13,3	12,8	9,4	9,2	11,6	11,9	13,5
Ausztria	-6,1	-5,4	-6,5	-5,2	-6,8	-4,9	-4,2	1,5	0,4	-0,4
Finnország	5,3	5,1	6,8	7,3	7,8	9,2	-8,6	9,0	9,7	9,4
Görögország	-2,9	-4,6	-4,8	-3,6	-5,1	-7,7	-7,2	-8,2	-11,3	-11,9
Portugália	-0,1	-4,1	-6,1	-7,9	-9,8	-11,1	-10,5	-8,9	-7,2	-6,5
Írország	1,9	2,4	2,5	0,7	0,2	-0,4	-0,7	-0,9	-2,6	-1,8
Luxemburg	2,4	2,2	2,0	1,7	1,8	2,7	1,8	2,1	2,4	2,5
Japán	111,4	65,7	96,6	119,1	114,5	119,6	87,8	112,7	121,1	120,1
Nagy-Britannia	-14,2	-13,6	-2,8	-8,0	-31,9	-29,0	-18,0	-14,4	-17,1	-16,1
Svédország	8,4	9,6	10,3	9,7	10,6	9,5	8,5	10,7	13,2	11,1
Dánia	1,8	3,2	0,7	-1,5	2,9	2,5	4,2	4,6	8,9	9,2
EU*	108,2	63,4	-3,2	-62,2	-19,0	44,9	46,8	49,3
Eurózána	64,3	29,7	-25,3	-60,9	-17,3	56,4	56,2	60,0
	A GDP százalékában									
Fejlett gazdaságok	0,2	0,1	0,4	0,2	-0,4	-0,9	-0,8	-0,7	-0,9	-0,8
Egyesült Államok	-1,4	-1,5	-1,5	-2,3	-3,2	-4,2	-3,9	-4,6	-5,1	-4,7
Eurózána***	0,7	1,1	1,5	0,9	0,4	-0,5	0,2	0,9	0,8	0,8
Németország	-1,1	-0,6	-0,4	-0,6	-1,1	-1,4	—	2,3	2,4	2,1
Franciaország	0,7	1,3	2,8	2,7	2,9	1,4	1,7	1,8	1,2	1,6
Olaszország	2,3	3,2	2,8	1,7	0,7	-0,5	-0,1	-0,6	-1,1	-0,9
Spanyolország	..	0,1	0,5	-0,5	-2,3	-3,4	-2,8	-2,4	-2,7	-2,7
Hollandia	6,2	5,2	6,6	3,3	3,9	2,1	2,1	1,3	3,8	3,3
Belgium	5,6	5,1	5,6	5,3	5,1	4,1	4,0	4,7	4,0	4,4
Ausztria	-2,6	-2,3	-3,2	-2,5	-3,2	-2,6	-2,2	0,7	0,1	-0,2
Finnország	4,1	4,0	5,6	5,6	6,0	7,6	-7,1	6,9	6,1	5,8
Görögország	-2,4	-3,7	-4,0	-3,0	-4,0	-6,8	-6,2	-6,1	-6,6	-6,6
Portugália	-0,1	-3,6	-5,7	-7,0	-8,5	-10,4	-9,6	-7,3	-4,9	-4,2
Írország	2,8	3,3	3,1	0,8	0,3	-0,4	-0,7	-0,7	-1,7	-1,1
Luxemburg	13,4	12,1	11,3	8,8	8,9	14,0	9,3	10,4	10,0	9,8
Japán	2,1	1,4	2,2	3,0	2,6	2,5	2,1	2,8	2,9	2,9
Nagy-Britannia	-1,3	-1,1	-0,2	-0,6	-2,2	-2,0	-1,3	-0,9	-1,0	-0,9
Svédország	3,4	3,6	4,2	3,9	4,2	4,0	3,9	4,5	4,5	3,6
Dánia	1,0	1,8	0,4	-0,9	1,7	1,6	2,6	2,7	4,2	4,2
EU	1,3	0,7	..	-0,8	-0,2	0,5	0,5	0,5
Eurózána	1,0	0,4	-0,4	-1,0	-0,3	0,8	0,7	0,7

* Becslés.

** Előrejelzés.

*** Az intratranzakciók jelentett eltéréseivel korrigálva.

Forrás: World Economic... [2003a] 209–211. old.

Napjainkban az Egyesült Államok gazdasága csak akkor működik, ha naponta 1,5 milliárd dollár friss külföldi erőforrást tud bevonni. Ez szükséges a folyó fizetésimérleg-deficit finanszírozásához. Ez évente csaknem 500 milliárdnyi külső erőforrás-bevonást jelentene, amit a japán és európai többleteknek kellene finanszírozniuk. Ennek feltétele a biztonság és megfelelő jövedelmezőség. Amennyiben a dollár leértékelődése folytatódik és a kamatlábak tovább csökkennek, az amerikai részvények és államkötvények hozamai eshetnek. A külföldi befektetők veszteségeit a „technológiai buborék” kipukkanása, az Enron és a WorldCom csődjei növelték. A bizalom még nem állt helyre, és az amerikai gazdaság sebezhetősége a bizalmi indexekben érezteti hatását. A világgazdaság jelenlegi helyzetében méginkább igaz az erőközpontok közötti kölcsönös függőség. Az Egyesült Államok GDP-jének 5 százaléka a külső finanszírozástól függ, az amerikai gazdaság élénkülése nélkül viszont az európai és japán áruk nem találnak árupiacokat és befektetési lehetőségeket.

A legfrissebb adatok szerint, a nemzetközi működőtőke-áramlások célországainak ranglistája jelentősen változott. Kína Franciaország előtt és Luxemburgot követve a 2. helyen állt 2002-ben, és 53 milliárd dollár működőtőkét vonzott. Az Egyesült Államok az 5. helyre szorult vissza 30 milliárd dollár tőkebeáramlással. A közeljövőben Kína pozíciója csak erősödhet (*World Investment...* [2002], [2003]).

Németország 2002-es 38 milliárdos működőtőke bevonásával 4. a világranglistán az Egyesült Államokat megelőzve. Az EU tőkekihelyezéseihez a 90-es évtizedben kedvező terepet nyújtottak az alacsony inputköltséget kínáló átmeneti gazdaságok és azok tőkevonzási kedvezményei. Ezen pozitív tényezők megtartása, illetve fennmaradása változtathat a hosszú távú felzárkózási trendeken. A kelet-közép-európai térségben a 2001. évi 25 milliárd dollárhoz képest 29 milliárd dollárra nőtt a beáramló működőtőke. Ebben, az Oroszországba irányuló tőkebeáramlás növekedése mellett, a térség privatizációs folyamatai, és a küszöbön álló uniós csatlakozás játszották a meghatározó szerepet. Az előrejelzések szerint az egész 2003. évben ismét nő a térségbe irányuló tőkebeáramlás, így az Uniónak ez pozitív impulzust jelent (*World Investment...* [2002], [2003]).

AZ ÁLLÓTŐKE-BERUHÁZÁSOK, FINANSZÍROZÁSI FORRÁSOK ÉS A DEKONJUNKTÚRÁBÓL VALÓ KILÁBALÁS

A 2000-ben induló dekonjunktúrában nem a túltermelés játszotta a meghatározó szerepet. A gazdaság több szektorában azonban létrejöttek többletkapacitások, amelyeket a példátlan méretű nemzetközi fúziós és összeolvadási hullámok 2000-ben még elfédtek. A dekonjunktúra kibontakozásával a beruházások csökkenése várható volt. Strukturális okok miatt a belföldi fogyasztás élénkülése, a belföldi kereslet növelése nem elégséges a kilábaláshoz, sőt, az elodázta a többletkapacitások felszámolását bizonyos szektorokban. A kilábalás így a beruházások élénkülésétől függ. (Lásd a 7. táblát.)

A vállalati tőkebefektetések aránya a keresleti tényezők között, az elmúlt évtized átlagában, a fejlett országokban 22-24 százalék volt (az Egyesült Államokban 22, az EU tagállamaiban 21, Japánban 28, a fejlődő országokban 25, Kínában 37-38 százalék). Az ázsiai térségben valószínűleg továbbra is magas marad a vállalati bruttó beruházások szintje. Az Egyesült Államokban a tartós beruházási javak szektorában számottevően csökkent a kereslet és a megrendelések állománya. Tekintettel a kereslet lanyhaságára és

a jelentős kapacitáskihasználatlanságra egyes fontos ágazatokban a 7. tábla adatai alapján, rövid távon nem valószínű a bruttó beruházások látványos emelkedése, illetve e keresleti kategória konjunktúraélenkítő szerepe. 2004-től valószínűsíthető azok GDP-növekedésben játszott súlyának emelkedése. Nincs kilátás arra sem, hogy a technikai fejlődés rövid távon nagymértékben ösztönözné a vállalati befektetéseket. Középtávon azonban, különösen az EU államaiban, ez valószínű.

7. tábla

Bruttó állóteke-beruházások alakulása az előző időszak százalékában

Ország, térség	Tízéves átlagok		1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.*	2004.**
	1985 és 1994	1995 és 2004										
	között											
Fejlett gazdaságok	3,4	3,2	4,0	5,7	5,6	5,6	5,1	5,0	-1,4	-1,7	1,4	2,8
Egyesült Államok	2,8	4,6	5,4	8,4	8,8	10,2	7,9	5,5	-2,7	-1,8	2,1	2,9
Eurózóna	...	2,1	2,4	1,3	2,5	5,2	5,9	4,9	-0,6	-2,8	-0,5	3,1
Németország	3,3	-0,1	-0,6	-0,8	0,6	3,0	4,1	2,7	-4,2	-6,7	-1,8	3,5
Franciaország	2,3	2,7	2,2	-0,1	-0,2	7,2	8,3	8,4	2,1	-1,4	-1,0	2,4
Olaszország	1,0	3,4	6,0	3,6	2,1	4,0	5,0	7,1	2,6	0,5	0,6	3,0
Japán*	4,3	0,3	0,5	6,9	0,7	-4,1	-0,7	2,7	-1,2	-4,7	1,6	1,2
Nagy-Britannia	2,8	3,3	3,1	4,7	6,9	12,8	0,6	1,9	1,0	-1,0	1,3	2,2
EU	2,8	2,7	3,5	2,3	3,5	6,9	5,2	4,9	0,4	-2,1	-0,2	3,1

* Az éves adat a negyedéves szezonálisan kiigazított adatokból számítva, becslés.

** Előrejelzés.

Forrás: *World Economic...* [2003a], [2003b] 175. old.

A 90-es évek óta eltelt időszak jellemzője, hogy az aggregált gazdasági tevékenységgel összehasonlítva, több ciklus figyelhető meg a magán állóteke-beruházásban, mivel kisebb beruházásnövekedés előfordul expanziós időszakban is (ez összefügg a működőteke-beruházás tevékenységgel és a felvásárlások és akvizíciók növekedésével). A legmeglepőbb jelenség az, hogy a magán állóteke-beruházások csökkenése jelenleg is összehangolódott. A 90-es évek óta eltelt időszak jellemzője, hogy az egyes országokban, még szerényebb növekedési dinamika csökkenése esetén is összehangolódott a beruházások visszafogása. Megerősödött az a tendencia, hogy szinkronizált recessziós időszakokban a beruházásnövekedést tapasztaló országok száma meghaladja azokat, amelyek ténylegesen recessziót élnek át. Ez azt sugallja, hogy a globális beruházás csökkenésének konjunkturális hatása erősebb, mint más gazdasági tényezőé.

A beruházások várható alakulását a közeljövőben több tényező együttese határozza meg.

– Az értékpapírcsökkenés bekövetkezett árfolyamesések jelentős jövedelemcsökkenéssel jártak, ami továbbra is kihat a fogyasztásra és a beruházásokra. Az 1990-es években az értékpapír-árfolyamok emelkedése 10 ezer milliárd dollár nyereséghez jutatta az értékpapír-tulajdonosokat. Ez erős költségekhez vezetett a lakosság körében, nemcsak a papírgazdaságban realizált nyereség, hanem további hitelfelvételek segítségével is. A változások az Egyesült Államokban a folyó „háztartási” megtakarításokat

negatívva tették, ami a belföldi forrásokból származó beruházásélénkítés jelentős akadálya lehet.

– Változnak a nemzetközi tőkés nagyvállalati stratégiák is. Ez azért lényeges a beruházások alakulásának előrejelzésénél, mert az utóbbi két évtized világgazdasági expanziójának motorja a világkereskedelem és a működőtőke-áramlások dinamikus növekedése volt. Míg ebben az időszakban a világkereskedelem több mint megháromszorozódott, a világ működőtőke állományának értéke több mint kilencszeresére növekedett; 2001-ben a világkereskedelem több mint egyharmada a transznacionális vállalatok leányvállalataiban realizálódott. A nagyvállalatok a dekonjunktúra idején is csökkenő, ám mégis jelentős befektetéseket hajtottak végre otthon és külföldön. Ezt nagymértékben hitelfelvételből fedezték. A rendkívül alacsony kamatláb miatt ennek terhei kisebbek, de a nagy tartozások még mindig korlátozzák az új befektetéseket. Hatalmas többletkapacitások jöttek létre. Az 1990-es években létrehozott túlméretezett termelőkapacitásokat, mindenekelőtt a csúcstechnikában, még nem voltak képesek ledolgozni. A kapacitáskihasználatlanság a fejlett országokban nemcsak saját lanyha belső keresletüket tükrözi, hanem a kereslet stagnálását vagy hanyatlását a világ fontos térségeiben. A nemzetközi hatások szemszögéből a közvetlen tőkebefektetők gazdasági helyzetének alakulása is lényeges. Ez nemcsak az új tőkeáramlásra hat, hanem a lokációs stratégiák változásaira is. A recesszió vagy a lassú fejlődés ugyanis arra ösztönzi a társaságokat, hogy költségeik csökkentése révén növeljék versenyképességüket. Különösen az olyan társaságok, amelyek számára a bérköltségek számottevők, rendszerint ott csökkentik vagy szüntetik meg tevékenységüket, ahol a bérek magasabbak, s a fennmaradó kereslet kielégítését az alacsonyabb bérszintű országokban működő vagy ott létesített vállalataikból biztosítják.

– A befektetések szempontjából igen lényegesek az értékpapírpiacon várható fejlemények is. Ezek előrejelzése a legnehezebb és legbizonytalanabb, tekintettel arra, hogy a spekuláció és a lélektani hatások sajátosan keverednek a reálfolyamatokkal. E piacok jelentősége azonban rendkívül nagy. Az értékpapírpiacon évi forgalma meghaladja a száz ezer milliárd dollárt. E hatalmas piac helyzete, rövid és középtávú kilátásainak elemzése természetszerűleg nem csak és nem elsősorban a lakossági jövedelmek alakulásának szempontjából lényeges. A vállalatok finanszírozásának szemszögéből igen jelentős az üzleti szféra. Az értékpapírpiacon helyzetét meghatározó tényezők között nagy jelentőségű a globális és a geopolitikai stabilitás mértéke az iraki háború után. Ez a tőzsdék szempontjából, különösen kényes, hiszen meghatározza a kockázat forrásait és a kockázatvállalás mértékét. A kockázatot növeli a régió destabilizálódása, a terrorizmus növekvő veszélye. Az eddigi árfolyamzuhanás különösen kedvezőtlenül hatott a biztosítótársaságokra és a nyugdíjalapokra. Az értékpapírpiacon fejleményei különösen jelentősek a pénz- és tőkepiacok, valamint az egész pénzügyi szektor jövője szemszögéből.

Az értékpapírpiacon lényeges kockázati tényezője a gyenge fellendülés, illetve az elhúzódó pangás is. Ez nemcsak a kereslet általános nyomottságát eredményezi, hanem más problémákat is okoz. A biztosítótársaságok és a nyugdíjalapok például kénytelenek lennének további jelentős részvénycsomagokat piacra dobni. Ez a vállalati finanszírozást is nehezítené.

A hosszabb távú tendenciák szempontjából lényeges, hogy a fő piacokon a „buborékok szétpukkadása” nyomán csökkent a gyors és látványos árfolyamzuhanás veszélye. A profit/árfolyam hányadosa az Egyesült Államokban közeledett a történelmileg jellem-

zó arányokhoz. Másutt is csökkent az értékpapírok túlértékelődésének mértéke. A „hulámvasút” mozgás azonban előreláthatólag folytatódik még egy ideig.

Az értékpapírpiacon jövője szempontjából is fontos a dollár árfolyamának alakulása. Ezt főként a kamatláb nagysága, az amerikai értékpapírok iránti külföldi kereslet, a külföldi közvetlen befektetések iránti érdeklődés az Egyesült Államokban, valamint ez utóbbi külső deficitjei határozzák meg. A külföldi befektetések nagymértékben függenek a világ többi részéről származó befektetők politikai és gazdasági bizalmától, valamint az amerikai gazdasági, növekedési kilátásoktól (*World Economic...* [2003a], [2003b]).

A LAKOSSÁGI FOGYASZTÁS NEMZETKÖZI HATÁSMECHANIZMUSAI

A magánfogyasztás ciklikus csúcsai, valamint a fogyasztáscsökkenés átlagos időtartama és mélysége leginkább a kibocsátás mozgásával esik egybe. Mindazonáltal a fogyasztás csak a recessziók mintegy felénél csökkent a 80-as, 90-es években, mégpedig a mérsékelt és súlyosabb recessziók esetében. Így a fogyasztáscsökkenés kevésbé szinkronizált az országok között, mint a beruházás, vagy a kibocsátás. Ebben jelentős szerepet játszik, hogy a szolgáltatások szerepe megnőtt a fogyasztásban, ezek pedig a recesszió idején sem mutatnak hasonló nagy arányú zsugorodást. Az országspecifikus és egyéni tényezők nagyobb szerepet játszanak a fogyasztásingadozásában, amit megerősít, hogy a fogyasztás kockázata nem oszlik meg az országok között. A magánfogyasztás növekvő szerepe összefüggésben áll a 90-es években az aktívák árfolyamával és annak a vagyon felhalmozódásra gyakorolt hatásával. A tipikus élénkülésben a magánfogyasztás járult hozzá leginkább a kibocsátás növekedéséhez. A magánfogyasztás még akkor is a legfontosabb tényezője volt a fellendülésnek, ha korábban, a recesszió idején, nem csökkent annak nagysága. Az állótoke-beruházásoknak a fogyasztáshoz képest kisebb szerepe a fellendülésben szoros összefüggésben van a beruházáscsökkenés hosszabb időszakával. Ez jelenleg is igaz, de valós fellendülés a strukturális okokból eredően behatárolt fogyasztásnövekedés miatt (például Stabilitási és Növekedési Paktum, vagy a Japánban megrögzött magas szintű megtakarítási hajlandóság) csak a beruházások élénkülése által segíthet indulhat be.

A fejlett ipari országokban az összkereslet 62 százaléka (az Egyesült Államokban 68, az EU-ban 58, Japánban 56, Kínában 47 százaléka) a lakosság fogyasztása. Ennek alakulását nagymértékben meghatározza a jövedelmek várható alakulása. Rövid távon a lassú gazdasági növekedés, a termelési költségek csökkentésére irányuló vállalati erőfeszítések, a magas munkanélküliség és a költségvetési hiány növekvő feszültségei miatt nincs kilátás a reáljövedelmek emelkedésére. Sokkal inkább ezek stagnálása vagy csökkenése valószínű. A lakosságnak a megtakarításaiból származó jövedelmei, amelyek fontossága különösen az Egyesült Államokban és néhány más fejlett országban jelentős, ugyancsak csökkentek. Ezen belül a kamatlábak és az értékpapír-árfolyamok alakulása meghatározó fontosságúak. Az a hatalmas árfolyamvesztés, amelyik a részvényeseket és különösen a kisméretű részvényeseket sújtotta, eleve jelentősen csökkentette a háztartások vagyonát. Ugyanakkor a lakosság eladósodásának mértéke erősen emelkedett. Mindezek arra utalnak, hogy a lakossági fogyasztás aligha lesz a következő időszakban a kereslet növekedésének, illetve a világgazdasági kilábalásnak az ösztönzője. Fontossága azonban a

szinttartásban meghatározó marad annak ellenére, hogy a fogyasztók többsége, az Egyesült Államokban, Nyugat-Európában és Japánban is, még mindig borúlato a legutóbbi iraki háború utáni ellentmondásos helyzet miatt.

8. tábla

A magánfogyasztás kiadásainak alakulása az előző időszak százalékában

Ország, térség	Tízéves átlagok		1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.*	2004.**
	1985 és 1994	1995 és 2004										
	között											
Fejlett gazdaságok	3,2	2,8	2,6	2,8	2,8	2,9	4,0	3,6	2,3	2,2	1,9	2,4
Egyesült Államok	3,1	3,5	3,0	3,2	3,6	4,8	4,9	4,3	2,5	3,1	2,9	3,2
Eurózána	...	1,9	1,9	1,6	1,6	3,0	3,5	2,5	1,8	0,5	1,1	1,8
Németország	2,9	1,4	2,1	1,0	0,6	1,8	3,7	2,0	1,4	-1,0	0,8	1,8
Franciaország	1,8	2,0	1,3	1,3	0,2	3,6	3,5	2,9	2,8	1,5	1,2	1,8
Olaszország	2,3	1,9	1,7	1,2	3,2	3,2	2,6	2,7	1,0	0,4	1,1	1,9
Japán***	3,5	1,1	1,8	2,3	1,1	-0,1	0,2	0,9	1,7	1,4	1,1	0,6
Nagy-Britannia	3,2	3,5	1,9	3,8	3,8	3,8	4,5	5,2	4,1	3,7	2,2	2,1
EU	2,6	2,3	1,9	2,0	2,2	3,3	3,7	3,2	2,1	1,1	1,3	1,9

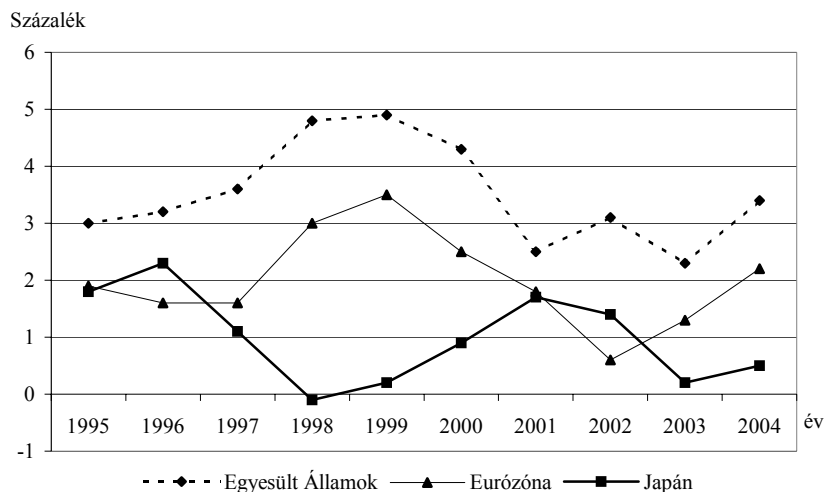
* Becslés.

** Előrejelzés.

*** Az éves adat a negyedéves szezonálisan kiigazított adataiból számítva.

Forrás: World Economic... [2003b] 175. old.

A magánfogyasztási kiadások változása



Forrás: World Economic... [2003a]. Az ábra és a tábla közötti különbség a források időbeli eltéréseiből adódik.

Az amerikai gazdasági dinamika fenntartásában mindvégig jelentős szerepet játszott az összes hazai kereslet növekedése. Ez még 2002-ben is 3 százalékos szinten állt, és 2004-re már 3,8 százalékra növekedését jelzi előre az IMF. Ez az Eurózánaiban 2001-től

1 százalékos szint alá esett, élénkülése 2004-től indulhat meg. Japánban, 2002-ben még 1 százalék alatti volt az összes hazai reálkereslet szintje. A hazai kereslet alakulásában meghatározó tényező a magánfogyasztás. Míg az 1995 és 2004 közötti időszakra 2 százalék körüli átlagot ért el az eurózónában a magánfogyasztás, 2001 és 2003 átlagában alig 1 százalék fölötti volt ez a szint. Az Egyesült Államokban sikerült 2-3 százalékos szinten tartani a magánfogyasztást. Japánban 2001 és 2002 kivételével a lakossági fogyasztás 1998-tól 1 százalékos szint alatt stagnál.

DOLLÁR VERSUS EURÓ

A monetáris és árfolyam-politikák szerepe a világgazdaság strukturális pozíciójában jelentős. A monetáris politika a gazdaságpolitika kiemelkedően fontos ágává vált. Ez olyan tágabb gazdaságpolitikai célokat szolgál, mint a foglalkoztatottság és az árak stabilizálása, a gazdasági növekedés és a fizetésimérleg-egyensúly megteremtése olyan monetáris változókkal, mint a pénzkínálat, a kamatlábak, a hitelek mértéke és azok struktúrája. Ehhez járulnak a hitelplafon és a fogyasztói hitelek konjunktúrát, illetve összkeresletet befolyásoló eszközei. Az utóbbi időben egyre inkább a pénzkínálat szabályozása került előtérbe, ami az árfolyam-politikára, és a kamatlábakra is hat. Az aktívák árfolyamai, a részvényárfolyamok és állampapírhozamok a nemzetközi tőkebevonásban is kiemelt jelentőségűek, ezért hasznos azok alakulásának összevetése időben és az egyes térségek között is.

A makroökonómiai szerkezeti átalakulásokkal, átrendeződésekkel járó gazdaságpolitikai eszköztár másik fontos tényezője az árfolyam-politika. Annak a monetáris politikának, amely az általános árszínvonal emelkedésének lassulását (a kamatok közvetítésével) a valutaárfolyam erősítésével kívánja elérni, a lényeges belső problémája, hogy nem szektorsemleges. A defláció terhéért ugyanis egyértelműen a külkereskedelemben kerülő (exportált, illetve az importtal versenyző termékeket előállító) szektorokra hárítja, miközben nincs közvetlen hatása a külkereskedelemben nem kerülő tevékenységek áralakulására. Ezáltal, kinyilvánított szándéka ellenére, az általános árszínvonal emelkedésének korlátozását úgy éri el, hogy módosítja a belföldi árarányokat, és jövedelemátcsoportosítást hajt végre az egyes szektorok között. Ez viszont befolyásolja a kibocsátás és a felhasználás terjedelmét és szerkezetét, az erőforrások szektorok közötti elosztását (tehát a hosszabb távú növekedést), valamint a folyó fizetési mérleget is.

Általában a monetáris politikától elvárható, hogy szigorodjék az expanzió késői időszakában, és ne lanyhuljon recesszió idején, tükrözve a központi bank azon szándékát, hogy stabilizálja az infláció és a kibocsátás szintjét. Ebből adódóan, a monetáris politika fordulópontjainak a kibocsátás fordulópontjait meg kell előzniük, vagy egybe kell azokkal esniük. A fontosabb ipari országokban a tudatos monetáris megszorítás is recessziót befolyásoló tényező.

A 9. tábla arról tanúskodik, hogy a tízéves államkötvényhozamok erősen korrelálnak az egyes országok között. A rövid lejáratú kamatlábak között azonban még mindig jelentős az eltérés, ami befolyásolja a nemzetközi (elsősorban spekulációs) pénzmozgásokat. Ugyanakkor a részvényárfolyamok, az értékpapír-piaci hozamok közelítenek az egyes térségek között. Fontos felfigyelnünk arra, hogy az IMF 2003. szeptemberi jelentésében már azt látjuk, hogy az év augusztusától fordult a 2002-es trend, és az amerikai hosszú le-

járatú kamatlábak ismét meghaladják az Eurózónáét, ami az amerikai gazdaságba vetett bizalom visszatérésének a jele.

9. tábla

*Kamatlábak a fejlett gazdaságokban
(százalék)*

Ország	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003. augusz- tus
Központi kamatlábak*									
Egyesült Államok	5,6	5,3	5,5	4,7	5,3	6,4	1,8	1,2	1,0
Eurózóna**	3,0	4,8	3,3	2,8	2,0
Japán	0,4	0,4	0,4	0,3	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0
Nagy-Britannia	6,4	5,9	7,3	6,3	5,5	6,0	4,0	4,0	3,5
Kanada	5,8	3,0	4,3	5,0	4,8	5,8	2,3	2,8	3,0
Rövid lejáratú*** kamatlábak									
Fejlett gazdaságok átlaga	5,3	4,2	4,1	4,0	3,4	4,4	3,2	2,1	2,0
Egyesült Államok	5,7	5,1	5,2	4,9	4,8	6,0	3,5	1,6	0,9
Eurózóna**	7,1	5,2	4,4	4,1	3,0	4,5	4,2	3,3	2,1
Japán	0,8	0,3	0,3	0,2	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0
Nagy-Britannia	6,8	6,1	6,9	7,4	5,5	6,1	5,0	4,0	3,3
Kanada	7,0	4,3	3,2	4,7	4,7	5,5	3,9	2,6	2,7
Hosszú lejáratú kamatlábak****									
Fejlett gazdaságok	6,8	6,1	5,5	4,5	4,7	5,0	4,4	4,2	3,7
Egyesült Államok	6,6	6,4	6,4	5,3	5,6	6,0	5,0	4,6	4,0
Eurózóna**	8,6	7,3	6,1	4,8	4,7	5,5	5,0	5,0	3,7
Japán	3,3	3,0	2,1	1,3	1,7	1,7	1,3	1,3	1,5
Nagy-Britannia	8,1	7,8	6,8	5,1	5,2	5,0	5,0	4,8	4,1
Kanada	8,1	7,2	6,1	5,3	5,6	5,9	5,5	5,3	5,0

* Éves adat a periódus végén. Az Egyesült Államokban a Fed-alapkamát, Japánban az egynapos kamatlábak, az Eurózónában a központi refinanszírozási kamatláb, Nagy-Britanniában az irányadó hitelkamatláb, Kanadában az egynapos pénzügyi finanszírozási kamatláb.

** 2001 előtt, Görögország nélkül.

*** Az éves ráta az időszak átlag, az Egyesült Államokban a három hónapos kincstárjegyek átlagos hozama, Japánban a három hónapos kötvényhozamok a visszavásárlási megállapodással, az Eurózónában 1998-ig a nemzeti három hónapos pénzügyi kamatlábak súlyozott átlaga, 1998 után a három hónapos EURIBOR, Nagy-Britanniában a három hónapos londoni bankközi ajánlati kamatlábak, Kanadában a három hónapos kincstárjegyek hozama.

**** Az éves adat a periódus átlaga. Egyesült Államokban a tízéves kincstárjegyek átlaghozama, Japánban a tízéves államkötvények hozama, az Eurózónában 1998-ig a nemzeti tízéves államkötvények átlagos hozamának súlyozott átlaga, 1998-tól a tízéves eurókötvényhozamok, Nagy-Britanniában és Kanadában a tízéves államkötvényhozamok.

Forrás: *World Economic...* [2003a] 195. old.

Az aktívák árfolyamának mozgása szorosan összefügg a gazdasági tevékenység aggregált mutatóival. (Az aktívák a pénzkínálat azon részét jelentik, amelyek aktívan forognak a fizetések közötti időtartamok által meghatározott hosszúságú időszakokban.) A makrogazdasági változásokkal kapcsolatos várakozások lényeges hatást gyakorolnak az aktívák folyó árfolyamaira, ezért azok befolyásolják a gazdaság állapotát.

– A részvényárfolyamok esései az egyes országok között az állótőkék szerepéhez hasonlóan, nagyfokú szinkronizáltságot mutattak a 2000-rel induló dekonjunkció idején is. A jelenleg is szinkronizálódó recessziós

időszakban az árfolyamcsökkenést tapasztaló országok száma felülmúlta a recessziót elszenvedőket, ami az értékpapírpiacok szoros összefonódását, a pénzügyi globalizáció elmélyülését jelzi.

– A ciklikus monetáris politika még nyilvánvalóbbá vált 2000 után, a szinkronizált recessziók idején. Ez azt jelzi, hogy a központi bankok egy időben dezinflációs politikát folytattak, és azt is, hogy a monetáris politikai ciklusoktól eltérő tényezők a nem szinkronizált recessziókban fontosabb szerepet játszanak (leginkább a kis országokban), ami azzal függ össze, hogy ezeket a recessziókat gyakran a nettó export összehúzódása kíséri. Ezekben az esetekben a felgyorsuló infláció akár hiányozhat is, vagyis a recessziót megelőzően igazából nincs ok megszorító monetáris politikára, sőt az szerepet játszhat a valutaárfolyam felülértékelttségében és a nettó export visszaesésében. Vagyis, a recessziók valójában összefüggésbe hozhatók a megfelelő monetáris politika hiányával.

– Azon recesszióknál, ahol a kamatláb csúcspontja megelőzi a kibocsátás csúcspontját, a kamatláb mértékének alakulása összefügg a recesszió mérséklésével (*Cohen [2000]*).

Az elmúlt 12-13 esztendő nemzetközi gazdaságát meghatározóan befolyásoló tényezővé vált, hogy a 90-es évek folyamán az amerikai piacon nem csak a részvényárak értékeldtek túl. A dollár túlértékelt állapota is hozzájárult ahhoz, hogy a magas növekedési ráták, a tőzsdei árfolyamok mellett az erős dollár is vonzotta a külföldi tőkét az Egyesült Államokba. A külföldi tőke beáramlása még tovább erősítette a dollár árfolyamát, és ezzel együtt rontotta a külkereskedelmi mérleg egyenlegét, mivel az országba beözönlő olcsó importárúk mennyisége és a fogyasztás megnőtt. Az ugyanakkor dráguló amerikai export viszont rontotta a krónikus hiánnyal küzdő folyó fizetésimérleg-egyenleget. 2002 elején azonban megindult a dollár gyengülése, és 2003 első hónapjaira 2002 januárjához képest 23 százalékot veszített értékéből az euróval szemben. A 2002 elejével kezdődő 17 hónapban a jenhez képest is 12 százalékot veszített értékéből az amerikai fizetési eszköz. A dollár gyengülő pozíciójának megítélése ellentmondásos. Abban egyetértenek a nemzetközi szakértők, hogy ez a folyamat a világ gazdaság kialakult egyensúlytalansága orvoslásának egyik fontos eszköze. Ugyanakkor az euró számottevő erősödése nehéz helyzetbe hozza az európai gazdaságokat. Általában, az árfolyamok ilyen mértékű drasztikus változásához nem képes hasonló gyorsasággal alkalmazkodni a reálgazdaság, és az export csökkenésén keresztül visszaveti a már meggyengült gazdasági növekedést. Az európai térség eddig is gyenge növekedésének egyetlen motorja a kivitel volt, mivel a belső kereslet igen gyenge az euró zóna térségében. Ez további terhet ró az európai állami költségvetésekre, amelyeknél, mint láttuk, már korábban megindult a hiány felhalmozása.

A „tőzsdei buborék” kipukkadásával ellentétben a dollár gyengülése a jelenlegi világ-gazdasági strukturális viszonyok között kedvező az amerikai gazdaságnak. Rövid távon drágítja ugyan az exportot, és ideiglenes adójelleggel sújtja a fogyasztókat. Ez hordoz veszélyt, mivel bizonytalan a munkahelyek megtartása, ami fékezően hat a lakossági kiadásokra. Lényeges veszély tehát, hogy a dollár gyengülése az első 1-2 évben „deflációs” adóként hat, mivel a lakosság és a vállalatok is csak egy idő elteltével módosítják vásárlási szokásaikat. Addig a drágább importárúk iránti kereslet nem csökken, így az olcsóbb dollár lenyomja a reálbéreket és a vállalati nyereséget, mivel a vállalatok jó része nemzetközi beszállítók importinputjával működik. Sok termék termelését helyezték ki külföldre, amit nehéz kiváltani hazai termeléssel, ezek importja fontos a gazdaság működéséhez. Ugyanakkor az importárúk emelkedése mérsékli a defláció kialakulásának veszélyét. Az 500 legnagyobb cég együttes árbevételének egynegyede külföldi részlegektől származik. A legtöbb cég nem a külföldi értékesítésből profitál, és nem is az olcsó importtal szembeni védettségből. A nyereség oka, hogy a gyengébb dollárral számítva nő a

külföldön elért nyereségük, ami jótékonyan hat a vállalati mutatókra, tőzsdékre, és gyarapszik a befektetői vagyon. Ezzel enyhülhet a vállalatokra nehezedő nyomás, hogy a költségek lefaragásával érjenek el magasabb profitokat. Hosszabb távon pedig a gyenge dollár miatt a külkereskedelmi deficitnek apadnia kell. A jelenlegi hiány minden idők második legnagyobb hiánya. Az is tény, hogy a dollár gyengülése rövid távon kedvezőtlen a japán vagy európai exportőrök számára, de alapvetően a globális gazdaság élénkülésén keresztül ösztönözheti az amerikai gazdaságot, annak importkeresletét, ami lényegében a világgazdaság motorja volt a 90-es években.

Az amerikai gazdaság élénkítése számára kedvező a dollár értékvesztése. Rendszeresen a fizetőeszköz romlása kedvezőtlen, mert inflációs nyomást visz a gazdaságba, és kamatemelésre készíti a monetáris politikát. Jelen pillanatban azonban inkább deflációs veszély fenyeget, a feldolgozóipar kapacitáskihasználtsága alig 73 százalék. A defláció viszont tovább rontaná a vállalati jövedelmezőséget, negatívan hatna a tőzsdére.

Az euró- és jenövezetben kamatcsökkentéssel és fiskális politikával megakadályozható lenne, hogy fizetőeszközeik tovább erősödjenek a dollárral szemben, és ez erősíthetné a belföldi keresletet. Ezáltal Japán és Európa is hozzájárulhatna, hogy fellendüljön a világgazdaság. Ez meg is történt. 2003. június 5-én az Európai Központi Bank fél százalékponttal, 2 százalékra csökkentette az irányadó kamatlábat. Egyes szakértők szerint az 1,15-ös váltás lenne célszerű.

A dollár további gyengülése viszont veszélyes lenne, mivel a külföldi befektetők tömegesen kivonnák pénzüket az amerikai részvény- és kötvénypiacról, miáltal pénzügyi válság alakulhat ki, ami a dollárkamatokat ugrásszerűen megemelné (*Review...* [2002]).

A tőzsdék volatilitását jól bizonyítja az a tény, hogy a nyilvánosságra hozott 2003-as III. negyedévi amerikai makromutatók hatására azonnal emelkedtek a tőzsdei árfolyamok és erősödött a dollár jegyzése. (A tőzsdeindexek változása 2003 elejétől X. hó 13-ig: +WIG 20, Varsó: 47,6 százalék, +Nasdaq, New York 43,4 százalék, +PX 50, Prága 37,8 százalék, +BUX, Budapest 25,3 százalék, +Dax 30, Frankfurt 22,2 százalék, +DJIA, New York 16,0 százalék, +FTSE 100, London 10,3 százalék (*Isbell* [2003])).

Térségünkben a külföldiek vásárlásai mozgatják a tőzsdéket. A globális tőke érdeklődése bizonyára összefügg a 2004. májusi csatlakozási dátummal. Az itteni részvények jelenleg alulértékelték, így a jövőben biztos felértékelődés, a tulajdonosok számára nyereség várható. A térségünk mindhárom országában 10-12 százalékon áll a P/E mutató, (árfolyam/egy részvényre jutó eredmény), ami elérheti majd a fejlett piacok jellemző 18-20-as értékét, vagyis ezek a vállalatok a jövőben sokkal többet érnek majd, mint ma. A régióinkban folyó kereskedelem összege még csak töredéke a globális tőkepiaci forgalomnak, a tőzsdei kapitalizáció tartósan gyarapszik. A csatlakozó országok egy részében most élénkül a privatizáció, ez is dinamizálhatja az uniós tőkevonást. Ehhez az amerikai tőzsdék húzóereje is kellett. Az amerikai gazdaság- és kamatpolitika, az adócsökkentések és az árfolyampolitika mellett sikerült túljutni az Enron-botrány szerteágazó sokkhatásain is. A vállalatok racionalizálási törekvései is jó eredményeket hoztak. Ez az optimista hangulat tovagyűrűzött a globális tőzsdéken, így ez éreztette hatását térségünkben is. Az év nyertese a technológiai szektor, az internetpiacokon kiemelkedik az Amazon árfolyam 206, a Yahoo pedig 162 százalékkal. A technológiai szektor erejét jelzi, hogy a félvezetőgyártás élénkülése és más egyéb meggyőző fundamentumok hatására a Dow komponensei közül az Intel nyújtotta a legjobb teljesítményt. 2004 első hó-

napjaira két és fél éves csúcsra emelkedett az amerikai elektronikus tőzsde, a Nasdaq indexe. Kevesebb, mint négy évvel a dotcom „luftballon” után, újabb „technobuborék” van kialakulóban.⁴

Az európai tőzsdék mozgása ellentmondásos. A volatilitás nagyobb volt, mint Amerikában, a nyereségszintek pedig alacsonyabbak. Az EU kulcsgazdaságainak problémái, a megtorpanó növekedés és a gyenge dollár is nehéz körülményeket teremt. (Az Ahold cég számviteli botránya megingatta az európai cégbeszámolókból vetett bizalmat is.) Az ideiglenes Európában is a technológiai szektor.

*

Összegzésként megállapítható, hogy az EU országai a vizsgált időszakban anticiklikus fiskális és monetáris politikát folytattak, míg az Egyesült Államok az igen aktív monetáris politika mellett a dekonjunktúra fékezése érdekében erőteljes fiskális ösztönző politikát vezetett be, ami a pozitív költségvetés mellett kezdetben nem okozott gondot, mivel az infláció a hosszú konjunktúra időszakában sem nőtt. A rugalmas munkaerőpiacok, a magas növekedés által csökkentett munkanélküliség, és az alacsony bérek is az Egyesült Államok termelékenységbeli előnyét erősítették. Ehhez járultak a 90-es évek második felében a technológiaigényes beruházások. Mára azonban, az ikerdeficit szorításában, minden lépés hatékonysága veszélyben van. Egyértelművé vált az is, hogy az EMU monetáris politikát érintő előírásainak makrogazdasági következménye részben az lett, hogy a világgazdasági alkalmazkodás terhei jórészt a reálszférára hárulnak. A rövid idősorok ellenére megállapítható, hogy 1999 és 2003 között mérséklődött az üzleti szektor termelékenysége. A GDP-dinamika visszaesését az európai vállalatok többsége nem a drasztikus elbocsátásokkal kívánta ellensúlyozni. Így az EMU megalakításával járó nyomás a termelékenység javítására a recesszió idején nem működött.

Mivel az EMU megvalósulásával 1999. január 1-jétől a monetáris politika közösségi hatáskörbe került, az Európai Központi Banknak jelentős szerepe lehetett volna a nemzetközi recessziós kihívás közösségi szintű hatékony kezelésében. Ez több okból sem sikerült. Egyrészt az EKB monetáris politikájának szinte egyetlen célja az árstabilitás biztosítása. Ezért mind a deflációt, mind az inflációt 2 százaléknál gyorsabb ütemű növekedését elkerülendőnek tartja. Nem tekinti feladatának az euró árfolyamának védelmét, sem a gazdasági növekedés ösztönzését, vagy a foglalkoztatás élénkítését. Az árstabilitást a pénzkínálat szabályozásával kívánja elérni. A pénzkínálat (M3) növelésének referenciaértéke 4,5 százalék, aminek a feltételei, hogy:

- a fogyasztóiár-indexszel definiált éves inflációs ráta 2 százalék alatt marad, de nem megy 0 százalék alá;
- a pénzmennyiség (M3) forgási sebessége 0,5-1 százalék között van évente;
- a gazdasági és monetáris unió éves GDP-dinamikája nem haladja meg a 2,5 százalékot.

⁴ 2003-ban a vezető amerikai indexek 20-25 százalékkal erősödtek, a Nasdaq összes papírját tartalmazó Composite Index 2003. januártól decemberig 50 százalékkal emelkedett. A rekordalacsony amerikai kamatszint mellett (1 százalék), a GDP 2003. negyedévi utolsó, majd 2004. első negyedévi növekedése, az egész évre előre jelzett 4 százalékos gazdasági növekedés új lendületet adott a befektetők beruházási kedvének. Azok ellenére van ez így, hogy erre az évre nem várható az elmúlt évihez hasonlóan magas növekedés, a cégek alig vesznek fel új munkaerőt, a költségek csökkentése és a növekvő kibocsátás javítja a termelékenységet. Az inflációs veszély helyett még mindig realitás a deflációs veszély. Néhány cég papírja 100 százalékos P/E (árfolyam/nyereség) mutató feletti értéket mutat. Az 500 legfontosabb amerikai céget tartalmazó S&P 500 index P/E mutatója 2004-re 25-ös értékét előrelézők nem tartják irreálisnak a 2004-re várt üzemi eredmények alapján. Az alacsony kamatláb, a 4 százalék alá csökkent 10 éves államkötvényhozam mellett feltehetően reális az a félelem, hogy újabb technológiai buborék alakul ki.

*A világtermelés és a világkereskedelem (áru és szolgáltatások) volumenének alakulása
2001 és 2004 között (éves változás százalékban)*

Ország, térség	Tényadatok		Aktuális előrejelzés		Eltérés a 2003. évi áprilisi előrejelzéstől	
	2001.	2002.	2003.	2004.	2003.	2004.
Kibocsátás						
A világ összesen	2,4	3,0	3,2	4,1	–	–
Fejlett országok	1,0	1,8	1,8	2,9	–0,1	–
Egyesült Államok	0,3	2,4	2,6	3,9	0,4	0,3
Japán	0,4	0,2	2,0	1,4	1,2	0,4
Eurózána	1,5	0,9	0,5	1,9	–0,6	–0,4
Németország	0,8	0,2	–	1,5	–0,5	–0,4
Franciaország	2,1	1,2	0,5	1,9	–0,6	–0,4
Olaszország	1,8	0,4	0,4	1,7	–0,7	–0,6
Nagy-Britannia	2,1	1,9	1,7	2,4	–0,3	–0,1
Kanada	1,9	3,3	1,9	3,0	–0,9	–0,2
Kína	7,5	8,0	7,5	7,5	–	–
India	4,2	4,7	5,6	5,9	0,5	–
Brazília	1,4	1,5	1,5	3,0	–1,3	–0,5
Ázsia-4**	4,2	4,7	5,6	5,9	0,5	–
Átmeneti gazdaságok	5,1	4,2	4,9	4,7	0,9	0,6
Közép-Kelet-Európa	3,1	3,0	3,4	4,1	–	–0,2
FÁK-országok és Mongólia	6,4	4,9	5,8	5,0	1,4	1,0
Oroszország	5,0	4,3	6,0	5,0	2,0	1,5
A világ áru- és szolgáltatás- kereskedelmének volumenváltozása	0,1	3,2	2,9	5,5	–1,8	–0,7
Import						
Fejlett országok	–1,0	2,2	2,8	4,8	–1,9	–1,1
Fejlődő országok	1,6	6,0	5,1	7,8	0,4	–0,2
Átmeneti gazdaságok	11,9	6,3	6,6	8,1	0,5	5,0
Export						
Fejlett országok	–0,8	2,2	1,6	5,2	–2,2	–0,6
Fejlődő országok	2,7	6,5	4,3	6,9	0,6	–0,7
Átmeneti gazdaságok	6,0	6,3	5,8	5,6	–0,1	2,9
Fogyasztóiár-változás						
Fejlett országok	2,2	1,5	1,8	1,3	–0,1	–0,4
Fejlődő országok	5,8	5,3	5,9	4,9	0,1	–0,2
Átmeneti gazdaságok	16,2	11,1	9,7	9,1	0,3	1,7
Kőolajár*	–14,0	2,8	14,2	–10,5	–10,0	8,8
Londoni hathónapos bankközi dollárkamat (éves átlag, %)	3,7	1,9	1,3	2,0	–0,4	–1,5
Eurókamatok	4,2	3,3	2,2	2,4	–0,1	–0,1
Japán jen kamatok	0,2	0,1	0,1	0,2	–	–0,1

* Brent, dollár/hordó, a dubai, valamint a nyugat texasi nyersolaj hordónkénti éves átlaga, 2002-ben, barrelenkénti átlagban 24,96 dollár volt, 2003-ra előrejelzés átlagosan 28,50 dollár, 2004-es előre jelzés 25,50 dollár/barrel.,

** Indonézia, Malájföld, Fülöp-szigetek, Thajföld.

Forrás: *World Economic...* [2003b] 2. old.

Az EKB mereven elzárkózik a kamatláb gyors és kihívásoknak megfelelő módosításától, ezzel tudatosan le is mond egyfajta válságkezelő szerepről. Ez, recesszió idején,

hátrányos az Unió számára. Hiszen, ha csökken a nominális GDP, hiába alacsony szintű az infláció, a bérkövetelések fennmaradnak. Ez esetben pedig a csekély mértékű béremelés is reálbér-növekedéssel jár, ami, ha nem ellensúlyozzák elbocsátásokkal a tendenciát, versenyképességet rontó tényező. A munkanélküliség növekedése, a társadalmi árat leszámítva, önmagában is tovább mélyíthetné a recessziót. A 2004. januári előrejelzések kissé derülátóbbak a 2003. szeptemberinél. Figyelembe véve azonban például azt, hogy a végleges adatok szerint Németország a 2003. évet 0,2 százalékos recesszióval zárta, az alábbi előrejelzésben lényegi elmozdulás nem várható.

Magyarországnak érdeke, hogy egy hatékony, világgazdasági viszonylatban is versenyképes, jól koordinált, a nemzetközi szinten is cselekvőképes integrációhoz csatlakozzék. A mai európai gazdasági dekonjunktúrában sokan vitatják leendő csatlakozásunk előnyeit, hátrányait. Az egész térség pozíciójának megítélésében is több a tévhit, mint az alátámasztó objektív elemzés. Az OECD-erőközpontok (Egyesült Államok, Japán, EU) strukturális helyzetének vizsgálata jóval árnyaltabbá teszi a képet a jövőbeli pozíciók várható alakulásáról és azok világgazdasági kibontakozást befolyásoló hatásairól.

Az elemzések alapján úgy tűnik, hogy az Egyesült Államok külső és belső egyensúlyi problémái jószerivel súlyosabbak és nehezebben orvosolhatók, mint az EU-országoké. A nemzetközi erőforrás bevonásának növelése nélkül nincs esélye a megbomlott külső és belső problémák kezelésére. Az Egyesült Államok az „ikerdeficit” problémájával szembesült az utóbbi két évben. A rendkívül nagy arányú költségvetési, kereskedelmi és folyó fizetési mérleghiány súlyos strukturális teher a világgazdaság egésze számára. Nemzetközi gazdasági lokomotív szerepe középtávon minden bizonnyal fennmarad, de súlya csökken a 90-es évekhez képest. A világ multipolaritása, interdependenciája erősödött az utóbbi években. (Ez nemcsak gazdasági, hanem katonai és kulturális értelemben is igaz.) A kettős egyensúlyhiányt a technológiai buborék kipukkadása (újabbán annak ismételt kialakulási veszélye), a nagyvállalati szektor gazdálkodásába vetett bizalom alacsony szintje és a deflációs veszély kíséri. Jelentős kockázati tényező maradt a dollár kétséges pozíciója. Ha tovább gyengül a dollár az euróval szemben, az inflációs nyomást gyakorolhat Amerikára, Európában pedig fékezheti a növekedést. Ugyanakkor egy esetleges defláció az amerikai belső kereslet esetleges kifulladásához vezethet. Az amerikai magánszemélyek nettó adós pozíciója nagyon lassan változik. Ez a fogyasztásösztönzés mellett hosszú távon a belső mozgósítható növekedési tartalékokat csökkenti. Az Egyesült Államok gazdasága maga előtt görgeti ezt a hiányt. Ez csak úgy lett volna megrázó kódtatás nélkül fenntartható, ha a nemzetközi tőkeelszívó képessége fennmarad, és töretlen marad az amerikai konjunktúrában való nemzetközi bizalom. A recesszió a várakozások módosulásának legkisebb jelére ismét kibontakozhat.

Japán felismerte a térségbeli pozíciójának megingását, Kína regionális dominanciájának valós veszélyét. Ezért a jövőben nemzetközi pozícióit minden bizonnyal mind regionális integrációkkal, mind bilaterális szerződésekkel erősíteni igyekszik.

Az Unióban egyértelművé vált, hogy a gazdasági stagnálást csak úgy tudja maga mögött hagyni, ha megtörténik az áttörés, és valódi politikai elhatározássá válik a halasztott strukturális reformok megkezdése és következetes végigvitele. A 2003. október 16. és 17. közötti brüsszeli csúcstalálkozón elfogadott „Európai Növekedési Kezdeményezés” elnevezésű program mellett az Európa nagygazdaságaiban beinduló reformok (mindenekellett a nyugdíjrendszer és a munkaerőpiacok területén), az „Európai Foglalkoztatási Stratégia”

gyakorlati megvalósulása, a nemzetközi konjunktúra által élénkülő exportlehetőségek arra adnak reményt, hogy egy 2-3 éves lassú gazdasági növekedés után, 2010-re, a térség egy főre jutó GDP-jének bővülése akár meg is haladja az amerikaiét. Ez, belátható időn belül, jelentős növekedési hozadékkal járna a Közös Belső Piacok széttöredezettségének felszámolása, a pénz- és tőkepiacok egységesülése által növelt tőkevonzás révén. A nagy infrastrukturális projektek beindulása és azok multiplikátorhatása vagy a munkaerő-piaci reformok révén nyert termelékenység-többlet, a térség jelentős problémáját okozó belső fogyasztás alacsony szintjének fokozatos növelése, illetve az egységnyi munkaerőköltség csökkentése által hozhatna felzárkózási pluszt. A kibővülő integráció intézményrendszerében már ma is a világ legdinamikusabban megújuló régiója. Figyelembe kell venni azt is, hogy – a lisszaboni folyamat keretében – felgyorsul az ágazati szerkezeti modernizáció az Unióban. A világ egészében néhány Uniós északi tagállam eredményei máris kiemelkedők. Mindennemű sommás ítélet csak árthat a csatlakozási elkötelezettségnek.

Azt is figyelembe kell vennünk, hogy a WTO cancúni értekezletének eredménytelensége miatt a világgazdasági kapcsolatokban a közeljövőben a regionális és bilaterális nemzetközi kereskedelmi játékszabályok nagyobb súlyt kaphatnak, mint a multilaterális keretek, így közép- és hosszú távra is érdekünk egy adott regionális integrációhoz való tartozás. A bevonható pótlólagos erőforrásainkat és piaci pozícióinkat érintő döntéshozatali rendszerben való részvétel közvetlen előnyökkel járhat egy, a remélhetőleg világgazdasági pozícióit erősítő európai integrációban.

IRODALOM

- AHN, S. – HEMMINGS, P. [2002]: *Policy influences on economic growth in OECD countries: an evaluation of the evidence*. OECD Economics Department Working Paper. 246. sz. OECD. Paris.
- AIGINGER, K. – LANDESMANN, M. [2002]: *Competitive Economic Performance: USA versus EU*. Overview, November, 2002. 291. sz. The Vienna Institute for International Economic Studies. Vienna.
- BLANCHARD, O. – GIAVAZZI, F. [2001]: *Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets*. NBER Working Paper Series. 8120. sz. National Bureau of Economic Research, Cambridge. Massachusetts.
- COHEN, B. J. [2000]: *Life at the top: international currencies in the 21st Century*. International Economics Section. OECD. Paris.
- The EU Economy, 2002 Review*. [2002] EU Commission. Brussels.
- Information society statistics*. [2003] Pocketbook. EU Commission. Brussels.
- ISBELL, P. [2003]: *La internacionalización del euró: estado actual y aspectos críticos*. Real Instituto Elcano de Estudios Internacionales y Estratégicos. 22. sz. Documento de trabajo, 18 de diciembre de 2003. Madrid.
- Monthly Bulletins* [2003] ECB. Frankfurt. <http://www.ecb.int>
- SOLANA, J. [2003]: *Multilateralismo eficaz: una estrategia para la UE*. *Política Exterior*. XVII. évf. 95. sz. 37–47. old.
- NYITRAI F.-NÉ [1999]: *A termelékenység alakulása Magyarországon nemzetközi összehasonlításban*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- OECD Economic Outlook, 2003* [2003a] April, OECD. Paris.
- OECD Economic Outlook, 2003* [2003b] September, OECD. Paris.
- Regulation, productivity and growth evidence*. [2003] Economics Department Working Papers. 347. sz. OECD. Paris.
- Review of International Role of the Euro*. [2002] Banco Central Europeo. Frankfurt.
- SCARPETTA, S. – TRESSEL, T. [2002]: *Productivity and convergence in a panel of OECD industries: Do regulations and institutions matter?* OECD Economics Department Working Papers. 342. sz. OECD. Paris.
- Science, Technology and Innovation for the 21st Century*. [2004] Meeting of the OECD Committee for Scientific and Technological Policy at Ministerial Level, 29–30 January. Final Communiqué. OECD. Paris.
- SERRES, A. DE [2003]: *Structural policies and growth: a non-technical overview*. OECD Economics Working Papers. OECD. Paris.
- SZILÁGYI GY. [2002]: *A gazdaságstatisztika és az „új gazdaság”*. *Statisztikai Szemle*. 80. évf. 12. sz. 1070–1081. old.
- The Sources of Economic Growth*. [2003] OECD. Paris.
- Toward a European Research Area Science, Technology and Innovation*. [2003] European Commission Directorate-General for Research. www.cordis.eu/indicators
- United Nations Conference on Trade and Development. [2002] *Trade and Development Report*. United Nations. New York and Geneva.
- World Economic Outlook, 2003. Growth and Institutions*. [2003a] April, International Monetary Fund. Washington.

- World Economic Outlook*. 2003. [2003b] September, International Monetary Fund. Washington.
- World Development Report Building Institutions for Markets*. [2002] World Bank. Washington.
- World Investment Report. Transnational corporations and export competitiveness*. [2002] UNCTAD. New York and Geneva. www.unctad.org/wir
- World Investment Report. FDI Policies for Development: National and International Perspectives*. [2003] UNCTAD. New York and Geneva, www.unctad.org/wir

SUMMARY

The paper describes the macroeconomic state of the main centres of the world economy, as well as their resource mobilisation capacity, and analyses their structures and the foreseeable tendencies. Structural factors, i.e. the internal disparities of the factors of aggregate demand conserve international imbalances. Those factors also determine long-term productivity and growth and, by this, chances of recuperation, as well. It can be noted that recuperation takes various decades and it cannot be considered irreversible even among the most developed regions where two thirds of FDI flows is observed and the transnational firms have emerged in the most natural way.

The essay tries to find replies to three questions:

1. Can the US remain the main engine of the world economy as it was in the nineties and can the dependence on the US economy be reduced?
2. Can the structural conditions of the Japanese dynamism that started be maintained and what are the possible changes in the relations of China and Japan to the US that could influence the world economy?
3. Is it realistic that the enlarged EU could increase its influence on world economy by launching structural reforms and ambitious development programs, so will Hungary turn into a member of a region capable of improving its position in the world economy?

A FOGYATÉKOS EMBEREK HELYZETE*

DR. TAUSZ KATALIN – DR. LAKATOS MIKLÓS

A 2001. évi népszámlálás felvételi programjában fontos témaként szerepelt a fogyatékos-ság kérdése, mely az ún. érzékeny adatok közé tartozik. Ezért a népszámlálást elrendelő törvény e kérdés vonatkozásában biztosította az önkéntes válaszadás lehetőségét. A jelen tanulmány a 2001. évi népszámlálás fogyatékos emberekkel kapcsolatos információit foglalja össze. Összehasonlíja a fogyatékos és nem fogyatékos emberek demográfiai, foglalkozási összetételét, családi kötődéseit és lakáskörülményeit, részletesen elemzi a fogyatékos emberek fogyatékos-ság típusa szerinti összetételét, a fogyatékos-ság okát, információkat közöl a több fogyatékos-ságban szenvedő emberekről. A teljes körű felvételből adódó lehetőséget kihasználva bemutatja az intézetben lakó fogyatékos emberek helyzetét, adatokat közöl a fogyatékos-sággal élők lakóhelyéről, régióik, megyék és statisztikai kistérségek szerinti bontásban.

TÁRGYSZÓ: Népszámlálás. Fogyatékos népesség.

Az utóbbi évtizedekben nemcsak Magyarországon, hanem a világ más országaiban is növekedett a rokkantak és a különböző fogyatékos-sággal élők száma és aránya. E növekedést sok tényező (demográfiai, egészségügyi, általában jogkiterjesztést tartalmazó társadalombiztosítási rendelkezések, az életkörülmények változása, a tudományos-technikai fejlődésből adódó változások stb.) befolyásolja. A fogyatékos emberek a magyar társadalom leghátrányosabb helyzetű csoportjai közé tartoznak. Nagy részük életét nemcsak az egészségi állapotuk, hanem a mostoha társadalmi körülmények is nehezítik, s szinte lehetetlenné teszik a társadalmi normaként elfogadott életvitelt. Már a XIX. század második felének magyar társadalmában is felmerült e társadalmi csoport vizsgálata. Ezért döntött úgy az akkori „szociálisan érzékenyen” kormányzat, hogy felveszi ezt a kérdést a népszámlálások programjába. Ennek köszönhető, hogy a fogyatékos emberekkel kapcsolatos témakör már a legrégebbi magyar népszámlálásokban is szerepel: az 1870 és 1949 közötti valamennyi népszámlálásban megtalálhatók voltak a „testi és szellemi fogyatékosokra” vonatkozó kérdések.¹

Bár az 1960., 1970. és 1980. évi népszámlálási programokból kimaradtak a fogyatékos-ságot tudakoló kérdések, de a KSH különböző kismintás lakossági adatfelvételeiben, különösen az 1980-as évtizedben, már foglalkoztak a témával. Ezt követően a fogyatékos

* A jelen tanulmány a 2001. évi népszámlálás kötetorozatában (12. A fogyatékos emberek helyzete) közölt kiadvány elemző részének átdolgozott változata.

¹ Dr. Lakatos M. [1996]: A fogyatékos-ság számbavétele a magyar népszámlálásokban 1869–1949. *Statisztikai Szemle*. 74. évf. 8–9. sz. 694–713. old.

személyek vizsgálata az 1990. évi és a 2001. évi népszámlálások programjában az egészségi állapottal kapcsolatos egyedüli kérdésként szerepelt. (1990. évi népszámlálásnál csak a népesség 20 százalékát kérdezték meg erről a témáról, míg a 2001. évi népszámlálás a lakosság teljes körétől tudakolta ezt a kérdést.)²

DEMOGRÁFIAI JELLEMZŐK

A 2001. évi népszámlálás adatai szerint 577 ezer fogyatékos ember élt Magyarországon, a népesség 5,7 százaléka. Az 1990. évi népszámláláshoz képest a fogyatékos emberek létszáma és aránya jelentősen emelkedett. A létszámnövekedés azzal is összefügg, hogy 2001-ben a fogyatékos emberek – többek között a jól előkészített és végrehajtott kommunikáció eredményeképpen – többen vállalták fogyatékoságukat, mint 1990-ben. Ugyanakkor az is elképzelhető, hogy a fogyatékoság mind pontosabb meghatározása következtében többen vannak tisztában egészségi állapotuk fogyatékosággal kapcsolatos jellegével.

Míg a fogyatékos emberek nemek szerinti összetételében 1990-ben – a népesség egészétől eltérően – férfifébblet mutatkozott (53,6%), 2001-ben – az össznépségghez hasonlóan – a nők aránya volt magasabb (51%). Ez összefügg azzal, hogy a legutóbbi népszámlálás során jóval több időskorú ember került a fogyatékos személyek közé, mint 1990-ben (ismeretes, hogy az időskorúak között a nők aránya jóval magasabb).

A fogyatékos és nem fogyatékos személyek korstruktúrája mindkét adatfelvétel idején jelentősen eltért egymástól. (Lásd az 1. táblát.) A fogyatékosággal élők körében a nem fogyatékos emberekhez viszonyítva alacsonyabb volt a gyermekek és jóval magasabb a 60 éves és idősebb személyek aránya. Az elmúlt évtized legfontosabb változásának az arányok további „eltolódása” tekinthető: míg a nem fogyatékos népességben érzékelhető csökkenés csupán a gyermekkorúak között tapasztalható, a fogyatékos népességben belül számottevően megnőtt a 40 éves és idősebbek aránya (1990-ben 68,3, 2001-ben 80,4 százalék).

1. tábla

A népesség számának megoszlása fogyatékoság és korcsoport szerint, 1990, 2001 (százalék)

Korcsoport (éves)	1990		2001	
	fogyatékos	nem fogyatékos	fogyatékos	nem fogyatékos
0–14	9,1	21,0	5,0	17,3
15–39	22,6	35,8	14,6	36,3
40–59	30,6	24,9	35,6	27,5
60–X	37,7	18,3	44,8	18,9
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

² Az összeírókat fel kellett készíteni a fogyatékos emberekre vonatkozó kérdésekkel kapcsolatos különösen nagy beleérző képességet kívánó módszerek alkalmazására. A számlálóbiztosi utasítás – mindkét népszámlálási felvétel során – felhívta a számlálóbiztosok figyelmét arra, hogy „a fogyatékosággal kapcsolatos kérdések a megkérdezettek életének olyan területét érintik, amelyről mások (a nyilvánosság) előtt esetleg nem szívesen nyilatkoznak, ilyen esetekben a kikérdezés a számlálóbiztosok részéről igen nagy tapasztalatot, továbbá – főleg az idősebb, betegebb személyeknél – nagy figyelmet és türelmet igényel”. Az oktatások során e témával kapcsolatban különösen hangsúlyozni kellett, hogy a népszámlálás során az összeírók tudomására jutott információk titkosak.

1990 és 2001 között a nem fogyatékos népességben emelkedett a nőtlenek és hajadonok aránya, s csökkent a házasságban élőké. A fogyatékosok csoportjában azonban csökkent a nőtlenek és hajadonok aránya, közöttük a fogyatékos hajadonoké kifejezetten erőteljesen, ám a házasságban élőké változatlan maradt. A legnagyobb különbség az özvegyek csoportjában látszik: a fogyatékos nők több mint egyharmada (a nem fogyatékos nőknél mért érték kétszerese) özvegy. A nem fogyatékos népességhez hasonlóan, nőtt az elváltak aránya, a nem fogyatékos népességtől eltérően, a férfiak körében erőteljesebben.

A családi állás szerinti adatok jelzik, hogy a fogyatékos emberek körében nagyobb az egyedülálló és az intézeti lakók aránya, mint a nem fogyatékos személyek között. Az egyedülálló fogyatékos emberek magasabb aránya összefügg azzal, hogy körükben magas az időskorúak hányada. A fogyatékos emberek körében – hasonlóan a teljes népességhez – emelkedett az élettársi kapcsolatok aránya, de még mindig alacsonyabb, mint a nem fogyatékos személyek körében.

2. tábla

A népesség számának megoszlása fogyatékoság és családi állás szerint, 1990, 2001 (százalék)

Családi állás	1990		2001	
	fogyatékos	nem fogyatékos	fogyatékos	nem fogyatékos
	Családháztartásban élő			
Férj/feleség	39,9	45,2	41,9	41,7
Élettárs	2,5	2,4	4,2	5,4
Apa, anya	3,8	4,4	4,9	4,6
Gyermek	17,1	31,0	12,4	32,0
Felmenő rokon	4,2	2,0	4,4	1,8
Egyéb	1,8	0,9	1,4	0,6
Nem rokon	0,4	0,3	0,2	0,1
	Nem családháztartásban élő			
Egyedülálló	13,9	8,8	18,5	9,5
Intézeti lakó	11,5	2,1	7,9	2,1
Egyéb	4,9	3,0	4,2	2,2
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Az esélyegyenlőség megteremtésének egyik legfontosabb intézménye az iskola. Az iskola nemcsak a szocializáció fontos színtere, hanem itt dőlnek el a munkaerő-piaci lehetőségek is. A fogyatékos emberek munkavállalási lehetőségeit egyértelműen meghatározza az össznépességnél alacsonyabb iskolai végzettség. A népesség többségéhez hasonlóan, a fogyatékos emberek körében is emelkedett az iskolai végzettség szintje. Ennek ellenére a fogyatékos emberek iskolai végzettsége 2001-ben is jóval alacsonyabb a nem fogyatékosokénál. A fiatalabb korosztályokba tartozó fogyatékos emberekre is igaz, hogy iskolai végzettségük tíz év múltán magasabb szintű (kivéve az értelmi fogyatékos embereket). (Lásd a 3. táblát.)

A népszámlálási felvételek lehetővé teszik, hogy a fogyatékos emberek adatait részletes területi metszetben is bemutassuk (ez jelentős előny az ún. kismintás lakossági adatfelvételekkel szemben). A fogyatékos és a nem fogyatékos emberek régiónkénti területi

megoszlása jelentősen eltér egymástól. A több szempontból is hátrányos helyzetű dél-alföldi és észak-magyarországi régióban nagyobb volt a fogyatékos emberek aránya. A településtípus szerinti adatok azt mutatják, hogy a fogyatékosok magasabb arányban élnek a községekben és kevésbé a fővárosban, valamint más városokban, mint a nem fogyatékos népesség. Így társadalmi hátrányaikat a települési egyenlőtlenségből adódó nehézségek tovább súlyosbítják. (Lásd a 4. táblát.)

3. tábla

A 7 éves és idősebb népesség számának megoszlása fogyatékoság és a legmagasabb befejezett iskolai végzettség szerint, 1990, 2001 (százalék)

Iskolai végzettség	1990		2001	
	fogyatékos	nem fogyatékos	fogyatékos	nem fogyatékos
Általános iskola 8. évfolyamnál alacsonyabb	50,1	30,6	31,6	19,3
Általános iskola 8. évfolyam	30,6	31,8	38,8	30,2
Középiskola érettségi nélkül, szakmai oklevéllel	5,7	13,2	10,3	17,1
Középiskola érettségivel	9,7	17,0	14,3	23,3
Egyetem, főiskola stb.	4,0	7,4	5,0	10,2
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

4. tábla

A népesség számának megoszlása fogyatékoság szerint, településtípusonként, 1990, 2001 (százalék)

Településtípus	1990		2001	
	fogyatékos	nem fogyatékos	fogyatékos	nem fogyatékos
Főváros	18,1	19,5	14,2	17,6
Megyeszékhely (m.j.v.)	17,5	17,8	15,9	18,0
Többi megyei jogú város (m.j.v.)	2,0	2,1	1,7	2,1
Többi város	25,5	26,6	27,9	27,0
Községek, nagyközségek	36,8	34,0	40,3	35,3
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Ha a településtípust és az iskolai végzettséget vetjük egybe, a fogyatékos emberek iskolai végzettsége alacsonyabb a nem fogyatékos emberekénél, ám a nem fogyatékos községi lakosok iskoláztatási hátrányainál is súlyosabbak az ugyanilyen településtípusban élő fogyatékosoké. Több mint egyharmaduk az általános iskolát sem végzi el, 80 százalékuk legfeljebb alapfokú végzettséggel rendelkezik, s ha továbbtanulnak, akkor sem a városban élő fogyatékos fiatalok által választott, s a felsőfokú tanulmányokat előkészítő középiskolába járnak, hanem szakmát szereznek.

A fogyatékoság típusa

A fogyatékos népességen belül továbbra is a mozgássérülteké a legnépesebb csoport. Jelentősen emelkedett az egyéb, pontosan meg nem határozott fogyatékoságban szenvedők

aránya. (Valószínűleg ebbe a kategóriába kerültek azok a személyek, akik nem tudták elhatalolni fogyatékosukat tartós betegségüktől, ezért az egyéb fogyatékosokkal bírók között többen lehetnek olyanok, akik nem fogyatékosban, hanem tartós betegségben szenvednek.) A fogyatékosokkal élők között minden tizedik ember az értelmi fogyatékos személyek közé tartozott. A fogyatékos férfiak és nők fogyatékosstípus szerinti megoszlása némileg különbözik egymástól, a férfiak körében magasabb az értelmi fogyatékosok, alsó, felső végtag hiányából adódó fogyatékosok és az egyéb testi fogyatékosok aránya, a mozgássérültek, gyengén látók hányada viszont a nők között nagyobb.

5. tábla

A fogyatékos személyek számának megoszlása a fogyatékosstípusa és nemek szerint, 1990, 2001 (százalék)

A fogyatékosstípusa	1990			2001		
	összesen	férfi	nő	összesen	férfi	nő
Mozgássérült	29,9	29,8	30,1	36,4	33,6	39,0
Alsó, felső végtag hiánya	2,6	4,0	1,2
Egyéb testi fogyatékos	9,7	11,6	7,6	4,6	5,4	3,9
<i>Együtt</i>	<i>39,7</i>	<i>41,3</i>	<i>37,7</i>	<i>43,6</i>	<i>43,0</i>	<i>44,1</i>
Gyengén látó	11,8	9,2	14,9	9,6	7,6	11,5
Egyik szemére nem lát	4,8	5,2	4,4	3,2	3,4	3,0
Vak	2,1	1,8	2,4	1,6	1,4	1,9
<i>Együtt</i>	<i>18,8</i>	<i>16,2</i>	<i>21,8</i>	<i>14,4</i>	<i>12,4</i>	<i>16,4</i>
Értelmi fogyatékos	19,5	20,3	18,6	9,9	11,1	8,7
Nagyothalló	10,9	10,5	11,4	7,7	7,9	7,6
Siket, siketnéma, néma	2,1	2,0	2,2	1,5	1,6	1,5
Beszédhibás	2,3	2,8	1,7	1,3	1,7	0,9
Egyéb	6,7	6,9	6,5	21,6	22,3	20,9
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

6. tábla

A fogyatékos személyek számának megoszlása korcsoport és a fogyatékosstípusa szerint, 1990, 2001 (százalék)

A fogyatékosstípusa	1990				2001			
	0–14	15–39	40–59	60– X	0–14	15–39	40–49	60– X
	éves az összes százalékában							
Mozgássérült	3,4	17,2	39,3	40,2	1,6	7,5	36,4	54,6
Alsó, felső végtag hiánya	1,8	8,8	32,8	56,6
Egyéb testi fogyatékos	5,5	22,5	39,5	32,4	4,1	14,8	45,0	36,2
Gyengén látó	7,1	20,1	25,9	46,9	5,0	18,5	26,0	50,5
Egyik szemére nem lát	3,6	17,8	28,9	49,7	2,4	11,8	27,6	58,2
Vak	13,1	12,0	18,6	56,3	3,5	10,5	21,9	64,1
Értelmi fogyatékos	23,5	40,8	19,6	16,1	18,5	42,3	23,7	15,5
Nagyothalló	3,4	9,4	19,7	67,6	3,5	10,3	20,5	65,7
Siket, siketnéma, néma	10,4	28,6	29,0	32,1	7,8	25,6	30,1	36,5
Beszédhibás	16,6	30,6	27,2	25,6	17,0	25,5	28,9	28,6
Egyéb	10,4	21,9	43,9	23,8	5,3	13,8	50,6	30,3

A látás-, hallás- és mozgássérültek aránya az életkor előrehaladtával fokozatosan nő. Eltérő tendencia tapasztalható az értelmi fogyatékos emberek esetében, akik gyermekkorban a többiekénél jóval népesebb csoportot alkotnak, 15–39 éves korukban arányuk ug-rásszerűen nő, majd fokozatosan csökken. Mindebben szerepet játszhat a fogyatékos-ság válás oka, a mára kiterjedté váló óvodai és iskolai szűrőrendszer és főleg az alacsonyabb várható élettartam. (Lásd a 6. táblát.)

Az értelmi fogyatékosok 60 százaléka alapfokú iskolai végzettséggel sem rendelkezik. Ugyanakkor az adatok arra utalnak, hogy az értelmi fogyatékos emberek fogyatékos-ságának súlyossága is különböző lehet, mivel egyharmaduk rendelkezik befejezett általános, és csekély hányaduk még ennél is magasabb iskolai végzettséggel. A vak emberek helyzetét megkönnyíti, hogy körükben viszonylag jelentős azoknak az aránya, akiknek van alapfokú vagy annál magasabb iskolai végzettségük. Nyilván ezzel az adattal is összefügg, hogy azok a vakságban szenvedő fogyatékos emberek, akik el tudnak helyezkedni a munkaerő-piacon, főleg szellemi tevékenységet igénylő munkakörökben dolgoznak.

7. tábla

A 15 éves és idősebb fogyatékos személyek számának megoszlása legmagasabb befejezett iskolai végzettség és a fogyatékos-ság típusa szerint, 2001 (százalék)

Fogyatékos-ság típusa	Az általános iskola első évfolyamát sem végezte el	Általános iskola			Középiskola		Egyetem, főiskola stb.	Összesen
		1–3.	4–7.	8.	érettségi nélkül, szakmai oklevéllel	érettségivel		
		évfolyam						
Mozgássérült	1,1	1,5	25,2	41,6	10,0	15,3	5,3	100,0
Alsó, felső végtag hiánya	0,9	1,7	22,8	43,9	11,2	14,2	5,3	100,0
Egyéb testi fogyatékos	1,4	1,6	16,0	42,5	15,9	17,1	5,5	100,0
Gyengén látó	0,9	1,9	26,7	37,0	9,0	17,9	6,7	100,0
Egyik szemére nem lát	0,9	2,0	27,5	38,7	9,4	14,9	6,6	100,0
Vak	3,5	3,0	33,0	36,1	5,0	13,9	5,5	100,0
Értelmi fogyatékos	34,5	6,2	19,7	33,3	3,2	2,5	0,6	100,0
Nagyothalló	1,4	2,7	33,4	37,2	7,5	12,4	5,4	100,0
Siket, siketnéma, néma	10,1	3,3	18,9	43,6	14,6	7,2	2,4	100,0
Beszédhibás	4,7	4,2	20,8	41,3	12,2	12,5	4,2	100,0
Egyéb	1,0	1,3	14,3	42,6	16,1	18,8	5,9	100,0
<i>Összesen</i>	<i>4,1</i>	<i>2,1</i>	<i>22,7</i>	<i>40,2</i>	<i>10,7</i>	<i>14,9</i>	<i>2,2</i>	<i>100,0</i>

A megkérdezettek mindkét népszámlálás időpontjában a fogyatékos-ság leggyakoribb okaként a betegséget jelölték meg. Jelentősebb változás a veleszületett fogyatékosok arányának csökkenésében figyelhető meg, melynek oka részben az egészségügy fejlődése, részben az időskorú fogyatékosok számának gyarapodása. A baleset miatt fogyatékos-ságban szenvedők között kiugróan magas – több mint kétharmad – a férfiak aránya, ami-nek valószínűleg az az oka, hogy egy részük munkatevékenység közben, baleset miatt vált fogyatékos-sá, és mivel a férfiak által végzett munkák nagyrésze balesetveszélyesebb is, ezért érthető a férfiak túlréprezentáltsága. Nyilvánvaló, hogy a fogyatékos-ság oka erő-sen korszpecifikus, mert amíg például a 0–14 éves fogyatékos gyermekek között a vele-

születettek aránya több mint kétharmad, addig ez a mutató a 70 éves és idősebb fogyatékos emberek körében mindössze 4 százalék volt.

8. tábla

A fogyatékos személyek számának megoszlása a fogyatékosok oka és korcsoport szerint, 1990, 2001 (százalék)

Korcsoport (éves)	A fogyatékosok oka									
	veleszü-	baleset	betegség	nem tudja	ismeretlen	veleszü-	baleset	betegség	nem tudja	ismeretlen
	tett					tett				
	az összes százalékában									
	1990					2001				
0–14	85,1	1,8	9,0	1,7	2,4	66,8	1,7	12,7	8,0	10,8
15–39	57,3	13,9	23,7	1,9	3,2	46,5	11,1	24,4	8,1	9,8
40–59	22,1	21,2	48,6	3,8	4,3	12,6	14,9	57,7	6,0	8,8
60–69	14,7	17,5	56,5	5,7	5,6	7,2	14,0	63,5	5,9	9,4
70– X	9,0	12,3	61,3	9,7	7,6	4,0	12,0	65,8	7,8	10,4
<i>Összesen</i>	<i>31,8</i>	<i>15,4</i>	<i>43,3</i>	<i>4,7</i>	<i>4,8</i>	<i>17,0</i>	<i>12,7</i>	<i>53,8</i>	<i>6,9</i>	<i>9,6</i>

A legsúlyosabb fogyatékosok típusa és keletkezésének oka között jelentős összefüggés tapasztalható; például a 2001. évi népszámlálás szerint az értelmi fogyatékos emberek 65 százaléka születése óta fogyatékos volt. A siket, siketnéma, néma és beszédhibás fogyatékos emberek között szintén magas a születésük óta fogyatékosokban szenvedők aránya. A mozgássérült, az egyéb testi fogyatékos, vak és gyengén látó emberek többségének valamilyen betegség okozta fogyatékoságát.

9. tábla

A fogyatékos személyek számának megoszlása a legsúlyosabb fogyatékosok típusa és oka szerint, 1990, 2001 (százalék)

A legsúlyosabb fogyatékosok típusa	A fogyatékosok oka									
	veleszü-	baleset	betegség	nem tudja	ismeretlen	veleszü-	baleset	betegség	nem tudja	ismeretlen
	letett					letett				
	az összes százalékában									
	1990					2001				
Mozgássérült	18,4	24,3	51,8	2,4	3,2	9,8	18,1	60,4	3,1	8,6
Alsó, felső végtag hiánya	6,2	40,5	46,8	0,4	6,1
Egyéb testi fogyatékos	23,3	34,6	37,3	2,8	2,0	13,4	24,5	50,7	4,2	7,2
<i>Együtt</i>	<i>19,6</i>	<i>26,8</i>	<i>48,2</i>	<i>2,5</i>	<i>2,9</i>	<i>10,0</i>	<i>20,1</i>	<i>58,5</i>	<i>3,0</i>	<i>8,3</i>
Gyengén látó	27,2	5,7	51,0	8,6	7,6	20,1	4,0	43,2	17,1	15,6
Egyik szemére nem lát	14,3	37,7	42,0	2,3	3,7	11,8	30,2	42,9	6,3	8,7
Vak	29,4	9,6	52,9	3,8	4,4	19,2	10,4	57,0	6,2	7,2
<i>Együtt</i>	<i>24,1</i>	<i>14,3</i>	<i>48,9</i>	<i>6,4</i>	<i>6,2</i>	<i>18,1</i>	<i>10,6</i>	<i>44,7</i>	<i>13,5</i>	<i>13,1</i>
Értelmi fogyatékos	73,2	2,3	18,8	1,3	4,5	64,7	2,3	15,5	5,2	12,3
Nagyothalló	13,0	7,4	54,4	16,5	8,8	10,3	7,6	51,5	18,0	12,7
Siket, siketnéma, néma	69,4	3,5	22,8	2,3	2,0	42,6	6,5	37,1	5,7	8,1
Beszédhibás	56,4	4,9	30,9	2,0	5,8	40,8	5,6	32,3	9,6	11,7
Egyéb	16,4	9,0	62,8	5,3	6,5	7,7	6,7	71,2	7,0	7,4
<i>Összesen</i>	<i>31,8</i>	<i>15,4</i>	<i>43,3</i>	<i>4,7</i>	<i>4,8</i>	<i>17,0</i>	<i>12,7</i>	<i>53,8</i>	<i>6,9</i>	<i>9,6</i>

A fogyatékos személyek több mint 86 százalékának egy, 12 százalékának két, és mindössze 2 százalékának van három fogyatékosága. A fogyatékos emberek körében a fogyatékoság halmozódása szempontjából nincs a férfiak és nők között érdemleges különbség. A fogyatékoság halmozódása jelentősen befolyásolja a tanulási és munkavállalási esélyeket. Az egy fogyatékosággal élők között az általános iskola 8. évfolyamánál alacsonyabb végzettségűek aránya 30 százalék, két fogyatékoság esetén ez az érték 44 százalék, míg a három fogyatékosággal rendelkezők körében 57 százalék. Bár az egy fogyatékosággal élők foglalkoztatottsága is rendkívül alacsony (10%) ám a halmozottan fogyatékos emberek gyakorlatilag teljesen kiszorultak a munkaerőpiacról. (A két fogyatékosággal bírók 5, a három fogyatékosággal élők 2,5 százaléka talált munkát magának.)

A népszámlálási adatfelvétel lehetővé teszi a fogyatékos emberek nemzetiség szerinti összetételének vizsgálatát is. A hazai nemzeti etnikai kisebbségek körében a cigányok között magas a fogyatékos emberek aránya: a cigány etnikumhoz tartozott 1990-ben a népesség 1,4 százaléka, illetve a fogyatékos személyek 2,5 százaléka. 2001-ben ezek az arányok a következők voltak: 1,9 százalék, illetve 2,1 százalék. Ez azt jelenti, hogy míg a népesség egészében nőtt a cigány etnikumhoz tartozók hányada, addig a fogyatékos emberek között némileg csökkent az arányuk, de még így is magasabb maradt a cigány nemzetiségűek reprezentációja a fogyatékos emberek körében.

Ha az adatokat iskolai végzettség szerint vizsgáljuk, akkor azt látjuk, hogy a cigány származású fogyatékos emberek igen hátrányos helyzetben vannak.

10. tábla

A fogyatékos személyek számának megoszlása fogyatékoság, nemzetiség és legmagasabb befejezett iskolai végzettség szerint (százalék)

Iskolai végzettség	Összes fogyatékos	Ebből: cigány		
		összesen	férfi	nő
Általános iskola 8. évfolyamnál alacsonyabb	32,5	64,6	58,8	72,2
Általános iskola 8. évfolyam	38,3	30,8	35,2	25,2
Középiskola érettségi nélkül, szakmai oklevéllel	10,2	3,0	4,1	1,6
Középiskola érettségivel	14,1	1,2	1,5	0,9
Egyetem, főiskola stb.	4,9	0,3	0,4	0,1
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

A cigány fogyatékos emberek tanulási esélyei a nem cigány fogyatékosokénál is rosszabbak: majdnem kétharmaduk az általános iskolát sem fejezte be, s továbbtanulni mindössze 4,5 százalékuknak volt lehetősége. A cigány fogyatékos nők hátrányai a férfiakénál jelentősebbek: közel háromnegyedük nem fejezte be az általános iskolát sem.

A fogyatékoság típusa szerint a cigány és nem cigány nemzetiségű fogyatékos emberek összehasonlításánál két jelentős különbség figyelhető meg: az előbbieket körében jóval alacsonyabb a mozgássérültek és magasabb az értelmi fogyatékos emberek aránya.

A cigány fogyatékos emberek korstruktúrájának alakulása a nem fogyatékos népességét követi, ám rossz egészségi állapotuk következtében alacsonyabb várható élettartamuk miatt a cigány fogyatékos embereknek kevésbé van esélyük megélni a 60 évesnél idősebb kort.

A FOGYATÉKOS EMBEREK MUNKAERŐ-PIACI HELYZETE

Egy társadalom erkölcsi-jogi és mentális állapotát jól jellemzi az, hogy miképpen tudja segíteni különböző okokból, például egészségügyi állapot miatt hátrányos helyzetbe került tagjainak munkavállalását, munkaerő-piaci elhelyezkedését. A fogyatékos emberek beilleszkedését a társadalomba, elfogadottságukat elősegíti, ha dolgoznak, ha megélhetésüket munkából származó jövedelemből tudják biztosítani. Természetesen a fogyatékos-ság jellege, súlyosságának foka erőteljesen befolyásolja a munkavállalás lehetőségét, ennél is fontosabb azonban, hogy egy adott országban milyen a foglalkoztatottság mértéke, a munkanélküliek aránya, a munkaerőpiac általános helyzete.

Magyarországon, az 1990-es évtizedben, jelentősen visszaesett a foglalkoztatottság, és ez a fogyatékos emberek munkaerő-piaci helyzetére is hatással volt.

A gazdasági aktivitást vizsgálva a fogyatékos és nem fogyatékos emberek között már 1990-ben is jelentős különbséget tapasztalhattunk. Míg az előbbi csoportban a foglalkoztatottak aránya csupán közel 17 százalék volt, addig az utóbbiban meghaladta a 44 százalékot. Az 1990-es évtized alapvető munkaerő-piaci változásai 2001. évre a fogyatékos személyek körében még ezt az alacsonynak mondható foglalkoztatotti arányt is 9 százalékra csökkentették. (Ez 7,6 százalékpontos csökkenést jelent, a nem fogyatékosok között a visszaesés mértéke ennél közel egy százalékponttal kevesebb volt.)

11. tábla

A népesség számának megoszlása fogyatékos és gazdasági aktivitás szerint, 1990, 2001 (százalék)

Gazdasági aktivitás	1990			2001		
	Az összes	A fogyatékos	A nem fogyatékos	Az összes	A fogyatékos	A nem fogyatékos
	személyek					
Foglalkoztatott	43,6	16,6	44,6	36,2	9,0	37,8
Munkanélküli	1,1	0,7	1,1	4,1	2,0	4,2
Inaktív kereső	25,6	57,5	24,5	32,4	76,7	29,8
Eltartott	29,7	25,2	29,8	27,3	12,2	28,2
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

A munkanélküliek aránya azonban a fogyatékos személyek körében kevésbé nőtt, mint a nem fogyatékos emberek között. Ennek talán részben az lehet a magyarázata, hogy a munkaerő-piaci szervezetrendszer kevésbé fogadta be a fogyatékos munkát keresőket, s az aktív korú fogyatékos emberek kevésbé tartják lehetségesnek, hogy munkát találjanak, és lemondanak az aktív munkakeresésről is. A 15 éves és idősebb fogyatékkal élők döntő többsége nem keres munkát, illetve nem tartozik a munkanélküliek közé. Ennek ellenére négy százalékuk, több mint 20 ezer fő, ezen belül 12 ezer fő munkanélküli nyilatkozott úgy, hogy munkát keres, megélhetése érdekében szívesen dolgozna. A munkát keresők olyan fogyatékosok közül kerülnek ki, akiknek fogyatékos-sága kevésbé súlyos, és úgy gondolják, hogy még ilyen nehéz egészségi állapot mellett is tudnának dolgozni. Leginkább a mozgássérült és a bizonytalan kategóriájú egyéb fogyatékos szemé-

lyek keresnek munkát, de a gyengén látók és nagyothallók közül is többen jelezték munkába állási szándékukat.

Ugyancsak a 2001. évi népszámlálást megelőző évtized gazdasági és társadalompolitikai gyakorlatának a következménye, hogy megnőtt az inaktív keresők száma. A rendszerváltozást követő években meglehetősen széles körben biztosítottak lehetőséget a korengedményes nyugdíj, majd az előnyugdíj igénybevételére. Emellett, a piacgazdaság térhódításából adódóan, a korábbinál szűkebbé vált a valamilyen egészségkárosodásban szenvedő munkavállalók szervezett foglalkoztatásának a lehetősége, ezért e munkavállalók közül sokan a rokkantsági nyugdíjat választották; mások – akiket egészségügyi problémáik a „teljes foglalkoztatottság” időszakában érdemlegesen nem gátoltak az aktív keresőtevékenységben – a létszámcsökkentések miatt elvesztett munkahelyük helyett nem az átmeneti munkanélküli segélyt vagy támogatást kérték, hanem inkább a rokkantsági nyugdíjazás lehetőségével éltek. Végeredményben – a fiatalabb korcsoportokat is érintően – erőteljesen bővült a rokkantsági nyugdíjban részesülők köre. Ez a tendencia jól látható a fogyatékosok gazdasági aktivitás szerinti összetételében, mivel körükben sokkal jobban emelkedett az inaktív keresők aránya, mint a nem fogyatékos személyek között. Ez természetesen a korösszetétel módosulásából is következik, tekintettel arra, hogy a fogyatékos emberek körében az időskorúak aránya a nem fogyatékosokénál jobban emelkedett. A rokkantsági nyugdíjasok számának növekedése is hasonló tendenciát jelez, mivel a fogyatékos emberek között nagyobb volt e növekedés, mint amit a fogyatékoságban nem szenvedők körében tapasztaltunk.

Más megközelítésben a rokkantsági nyugdíjasok között 1990-ben 25 százalék volt a magukat fogyatékosnak tekintő emberek aránya, 2001-re ez a mutató 34 százalékra emelkedett. Figyelemre méltó, hogy még 2001-ben is a rokkantsági nyugdíjasok közel kétharmada nem jelezte, hogy fogyatékoságban szenved, mely részben azt jelentheti, hogy – főleg a fiatalabb korosztályoknál – a rokkantsági nyugdíjasok egészségi állapota nem olyan súlyos, hogy ne tudnának elhelyezkedni, ha lenne munka.

A fogyatékos emberek gazdasági aktivitása a fogyatékoság típusától is függ. Nyilvánvaló, hogy főleg azok tudnak munkát vállalni, akiknek a fogyatékosága kevésbé súlyos. (Az más kérdés, hogy egy jól működő szociálpolitikai rendszerben meg kellene találni annak a módját, hogy minden fogyatékos embernek, aki képes valamilyen munkatevékenységre, legyen munkája, hiszen a rehabilitációban nagy szerepe van a munkavégzésnek.) (Lásd a 12. táblát.)

Az összevont kategóriákon belül a vakok (5,8%), a mozgássérültek (6,3%) foglalkoztatottsága volt a legalacsonyabb értékű, az értelmi fogyatékosok 7 százalékos aránya is az átlagnál alacsonyabb. Ugyanakkor a nagyothallók, illetve a gyengén látók körében a foglalkoztatottak aránya 10,7, illetve 15,7 százalékot ért el. Általánosságban is figyelemre méltó, hogy a fogyatékos emberek döntő többsége valamilyen jövedelemmel – főleg nyugdíjból származóval – rendelkezik, ebből a szempontból az értelmi fogyatékosok vannak nehezebb helyzetben, mivel körükben legnagyobb az eltartottak aránya. (Ez természetesen azzal is összefügg, hogy ebben a kategóriában a legnagyobb a gyermekkorúak aránya, amit az is jelez, hogy az összes 0–14 éves fogyatékos gyermek közel 37 százaléka értelmi fogyatékos.)

Gazdasági aktivitás tekintetében az ország területileg erősen megosztott, a nyugati régiókban magasabb, a keleti régiókban alacsonyabb a foglalkoztatottság. Ez a megál-

lapítás a fogyatékos és a nem fogyatékos emberek foglalkoztatottságára egyaránt igaz. A fogyatékos emberek körében a legmagasabb a foglalkoztatottak aránya a közép-magyarországi régióban (11,1%) és a legalacsonyabb Észak-Magyarországon (6,3%). Településtípus szerint vizsgálva az adatokat, míg a Budapesten lakó fogyatékosok 12,5 százaléka dolgozott, addig ez a mutató a községek esetében csak 6,7 százalék volt. Az alapvető különbség a város és község között van, mert a megyei jogú városokban lakó fogyatékosok 11,5 százaléka, a többi városban élők 8,9 százaléka talált magának munkát.

12. tábla

A fogyatékos személyek számának megoszlása gazdasági aktivitás és a fogyatékoság összevont típusa szerint (százalék)

A fogyatékoság összevont típusa	Foglalkoztatott	Munkanélküli	Inaktív kereső			Eltartott	Összesen
			együtt	ebből:			
				saját jogú nyugdíjas, járadékos	rokkantsági nyugdíjas, baleseti járadékos		
Testi fogyatékos	7,0	1,5	85,7	42,0	37,1	5,8	100,0
Látássérült	13,0	2,9	72,3	44,1	18,8	11,7	100,0
Értelmi fogyatékos	7,0	1,2	47,2	8,5	33,1	44,6	100,0
Hallássérült	11,0	2,0	77,2	52,1	16,4	9,8	100,0
Egyéb fogyatékos	10,3	2,9	75,0	24,4	45,7	11,8	100,0
<i>Összesen</i>	<i>9,0</i>	<i>2,0</i>	<i>76,7</i>	<i>35,9</i>	<i>34,1</i>	<i>12,2</i>	<i>100,0</i>

A kis számú, de a munka világában elhelyezkedni tudó fogyatékos személyek adatait elemezve megállapítható, hogy körükben is érzékelhetők azok az átalakulási folyamatok, melyek az összes foglalkoztatottat jellemezték. A dolgozók foglalkozási főcsoport szerinti összetétele 1990 óta jelentősen megváltozott. A foglalkoztatottak között a vezető, értelmiségi és egyéb szellemi foglalkozásúak aránya az 1990. évi 33–34 százalékról 2001-re 41 százalékra nőtt. E tendencia mögött az is meghúzódik, hogy az elmúlt évtizedben a foglalkoztatottak számának csökkenése – elsősorban a munkanélkülivé válás következtében – főleg a fizikai foglalkozásúakat érintette. A fizikai foglalkozásúak számának csökkenése egyben azt is jelzi, hogy az ország gazdasági szerkezete mindjobban a képzetesebb munkaerő alkalmazását igénylő gazdasági ágazatok, tevékenységek irányába mozdult el. (A nemzetgazdasági ág szerinti összetétel változása is mutatja ezt a tendenciát azzal, hogy a szolgáltatás jellegű ágazatokban foglalkoztatottak aránya az 1990-es évtizedben jelentősen megnőtt.)

A munkát találó fogyatékos emberek körében is lezajlottak ezek a folyamatok, 1990-ben közel 27 százalék, 2001-ben 37 százalék volt a szellemi tevékenységet folytatók aránya. Ebből a szempontból 1990-ben sokkal nagyobb volt a különbség a fogyatékos és nem fogyatékos emberek foglalkozási összetételében, mint 2001-ben. A fogyatékos emberek iskolai végzettségének alacsonyabb szintjével is összefügg, hogy körükben nagyobb azoknak az aránya, akik rövidebb betanulási időt kívánó egyszerűbb, segédmunkás jellegű munkakörökben dolgoznak.

13. tábla

*A foglalkoztatottak számának megoszlása összevont nemzetgazdasági ág,
foglalkozási főcsoport és fogyatékoság szerint, 1990, 2001
(százalék)*

Foglalkozási főcsoport	A foglalkoztatott személyek					
	összesen	fogyatékos	nem fogyatékos	összesen	fogyatékos	nem fogyatékos
	1990			2001		
Mezőgazdaság és erdőgazdálkodás	15,6	16,1	15,6	5,5	6,5	5,5
Ipar, építőipar	37,6	46,2	37,5	32,9	38,1	32,8
Szolgáltatási jellegű ágazatok	46,8	37,7	46,9	61,6	55,4	61,7
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
Vezető, értelmiségi	16,4	12,4	16,4	20,5	18,3	20,5
Egyéb szellemi	17,1	14,5	17,2	20,3	18,7	20,4
Szolgáltatási	8,6	5,6	8,7	15,8	11,3	15,8
Mezőgazdasági	4,0	4,5	4,0	3,1	4,3	3,1
Ipari, építőipari	40,1	40,3	40,1	31,5	33,4	31,4
Egyéb	13,7	22,8	13,6	8,8	14,1	8,8
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

A fogyatékoság típusa is befolyásolja a munkavégzést. A kis létszámú értelmi fogyatékos réteg, amely még tud munkát vállalni, fizikai munkát végez. A munkát végző emberek körében viszont jelentős a szellemi tevékenységet, főleg irodai jellegű munkát végzők aránya (80%). A foglalkoztatottak több mint kétharmada hetenként 36–40 órát teljesít, vagyis a heti szokásos munkaidőkeretben dolgozik. Egytizedük 41 órát vagy annál többet dolgozik, további egytizedük olyan tevékenységet folytat, amelynek időigénye erősen változó; ezért a heti munkaidőt nem lehet egyértelműen megállapítani. A megkérdezett dolgozók csupán 6 százaléka mondta, hogy munkaidejének heti átlagos hossza 36 óránál kevesebb. Ez azt bizonyítja, hogy a Nyugat-Európa számos országában elterjedt, és Magyarországon szintén régóta szorgalmazott részidejű foglalkoztatás csak szűk körben honosodott meg.

A fogyatékos emberek közül nagyobb az aránya azoknak, akik rövidebb, illetve kötetlen munkaidőben dolgoznak, mint a nem fogyatékos személyek. Ezek az adatok arra utalnak, hogy a munkáltatók valamennyire figyelembe veszik a fogyatékoságból adódó munkavégzést befolyásoló egészségügyi tényezőket, és ily módon is segítik a fogyatékos emberek foglalkoztatottságát. A fogyatékos emberek foglalkoztatottságának növelése úgy is lehetséges lenne, hogy körükben tovább növekedjék a részmunkaidőben, illetve kötetlen munkaidőben foglalkoztatottak aránya.

A piactudomány hatása abban is jelentkezett, hogy az egyéni és társas vállalkozók, valamint segítő családtagjaik aránya az 1990-es évtizedben jelentősen megemelkedett, a szövetkezeti tagok hányada viszont elhanyagolható mértékűre zsugorodott. Az alkalmazásban állók – más fejlett piactudománnyal rendelkező országokhoz hasonlóan – a foglalkoztatottak döntő többségét, 84 százalékát képviselik. Ez az arány az elmúlt évtizedben stabilnak bizonyult, helyzetükben mégis lényeges változások következtek be: 1990-ben ugyanis meghatározó hányaduknak munkáltatója maga az állam volt, 2001-ben viszont többségük már a magánszektorban dolgozott.

A fogyatékos emberek körében is magasabb lett az egyéni és társas vállalkozásban, valamint a segítő családtagként dolgozók aránya. A dolgozó fogyatékos emberek körében némileg csökkent az ingázók aránya. Nyilvánvaló, hogy a fogyatékos emberek, már csak egészségi állapotuknál fogva sem képesek „mindenáron” munkát vállalni, így nem mindig tudják vállalni az ingázással járó nehézségeket.

A foglalkoztatottak lakóhelye és munkahelye közötti kapcsolat fontos mutatója – az ingázáson kívül – a munkahelyre való bejárás időtartama, módja, vagyis a közlekedési eszköz. A munkába járó fogyatékos és nem fogyatékos emberek között főleg abban van eltérés, hogy igénybe vesznek-e közlekedési eszközt vagy sem. Érthető, hogy a fogyatékos emberek inkább otthon dolgoznak, ha pedig tehetik, olyan munkahelyet választanak, melyet gyalog is megközelíthetnek.

A 2001. évi népszámlálást megelőző évben a népesség számottevő része végzett kiegészítő tevékenységként mezőgazdasági munkát. (Kiegészítő tevékenységnek minősült a mezőgazdasági munka a főfoglalkozásban nem mezőgazdasági tevékenységet folytató foglalkoztatottak, valamint a munkanélküliek, továbbá a 14 éven felüli inaktív keresők és eltartottak esetében.)

A fogyatékos emberek egészségi állapotából adódóan kevésbé végeztek mezőgazdasági kiegészítő tevékenységet, mint a fogyatékoságban nem szenvedő személyek. E különbség ellenére is megállapítható, hogy a fogyatékosok életében is számottevő életmódbeli tényező a mezőgazdasági munka.

A fogyatékos inaktív keresők és eltartottak – egészségi állapotukra tekintettel – kevésbé tudnak ilyen típusú tevékenységet végezni, ugyanakkor a foglalkoztatott és munkát kereső munkanélküli fogyatékos emberek fogyatékosága már nem olyan súlyos, hogy ne tudnának a mezőgazdasági munkák bizonyos részében dolgozni. A már jelentős lekötöttséget jelentő évi 90 napot meghaladó mezőgazdasági munkavégzés terheit a fogyatékos emberek már kevésbé tudják vállalni, de még így is a 15 éves és idősebb fogyatékos személyek közel 4 százaléka végzett évente jelentős lekötöttséget igénylő mezőgazdasági tevékenységet. A fogyatékoság súlyossága ezt a tevékenységet is befolyásolta, míg az értelmi fogyatékos embereknek csak 5,5 százaléka végzett mezőgazdasági munkát, addig például a gyengén látók több mint 19 százaléka dolgozott ezen a területen.

A FOGYATÉKOS EMBEREK HÁZTARTÁSI, CSALÁDI KÖTÖDÉSEI

A 2001. évi népszámlálás adatai szerint a népesség túlnyomó többsége (97,5%) 3 millió 863 ezer magánháztartásban élt, az intézeti háztartásban élők száma 249 ezer fő volt. Az 1990. évi népszámlálás adataihoz képest – a népesség csökkenéséhez hasonlóan – a háztartások száma is kismértékben mérséklődött. Az elmúlt évtizedben folytatódott a családháztartások arányának csökkenése, illetve az egyszemélyes háztartások hányadának az emelkedése, ám a váltás üteme elmaradt a korábbi években megszokottól.

A fogyatékos emberek döntő többsége szintén magánháztartásban él (92%), azonban körükben az átlagnál jóval nagyobb az intézeti háztartásban élők hányada (8%).

Azokban a háztartásokban, amelyekben fogyatékos emberek élnek, az átlagnál erősebben csökkent a családháztartásokban élők aránya, és nagyobb mértékben emelkedett az egyszemélyes háztartások hányada. Ez nyilvánvalóan összefügg azzal, hogy a 2001. évi népszámlálás által összeírt fogyatékos emberek között jelentősen megnőtt az időskorúak száma és aránya. Ennek ellenére a fogyatékos emberek 2001-ben is főleg magánháztartásban éltek, döntő többségük (80%) más személyeket is magába foglaló háztartásban él, miáltal nagy valószínűséggel számíthat a vele együtt lakók segítségére.

14. tábla

A háztartások összetétele a háztartásban élők fogyatékosága szerint, 1990, 2001
(százalék)

Háztartás-összetétel	1990		2001	
	A háztartásban fogyatékos személy			
	él	nem él	él	nem él
Egy családból álló háztartás				
Házaspár és élettársi kapcsolat együtt	61,5	58,9	57,2	57,0
Egy szülő gyermekkel	11,2	10,5	10,5	10,7
Együtt	72,6	69,4	67,7	67,7
Két családból álló háztartás	4,3	2,4	4,8	2,8
Három vagy több családból álló háztartás	0,2	0,1	0,3	0,1
Családháztartás együtt	77,1	71,8	72,8	70,6
Egyszemélyes háztartás	17,3	24,5	22,7	26,7
Egyéb összetételű háztartás	5,6	3,7	4,5	2,6
Nem családháztartás együtt	22,9	28,2	27,2	29,4
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0

15. tábla

A háztartásban élő fogyatékos személyek számának megoszlása
háztartás-összetétel és a fogyatékoság típusa szerint
(százalék)

A fogyatékoság típusa	Családháztartás összesen	Egy családból álló háztartás			Két vagy több családból álló háztartás	Nem családháztartás		Összesen
		együtt	házaspár és élettársi kapcsolat	egy szülő gyermekkel		összesen	ebből: egyedülálló	
Mozgássérült	73,6	68,3	59,5	8,8	5,3	26,4	21,9	100,0
Alsó, felső végtag hiánya	79,1	72,6	64,8	7,7	6,6	20,9	16,9	100,0
Egyéb testi fogyatékos	77,0	71,1	60,8	10,3	5,9	23,0	18,7	100,0
Együtt	74,2	68,8	60,0	8,9	5,4	25,8	21,3	100,0
Gyengén látó	70,0	65,3	54,9	10,4	4,7	30,0	25,2	100,0
Egyik szemére nem lát	71,2	66,1	57,6	8,5	5,1	28,8	23,9	100,0
Vak	72,3	67,3	56,7	10,6	5,0	27,7	20,7	100,0
Együtt	70,5	65,7	55,7	10,0	4,8	29,5	24,4	100,0
Értelmi fogyatékos	86,0	76,7	54,3	22,4	9,3	14,0	8,8	100,0
Nagyothalló	68,8	63,9	55,5	8,5	4,9	31,2	26,1	100,0
Siket, siketnéma, néma	78,1	71,0	59,8	11,2	7,1	21,9	17,2	100,0
Beszédhibás	79,6	73,1	59,4	13,7	6,5	20,4	16,2	100,0
Egyéb	80,4	74,5	63,6	10,8	5,9	19,6	15,8	100,0
Összesen	75,5	69,8	59,4	10,4	5,7	24,5	19,9	100,0

A fogyatékoság típusa szerint vizsgálva az adatokat, azt tapasztaljuk, hogy az értelmi fogyatékosokban szenvedők élnek leginkább olyan családi környezetben, ahol feltételezhető, hogy kellőképpen képesek róluk gondoskodni. Náluk a legmagasabb azoknak az aránya, akik családháztartásban élnek (86%), és ebben a körben a legjellemzőbbek a két vagy több családból álló háztartások is. Különösen nehéz azoknak az értelmi fogyatékos embereknek a helyzete (arányuk közel 9 százalék), akik egyedülállóként élnek és közvetlen környezetüktől kevésbé várhatnak segítséget. (Lásd a 15. táblát.)

Azokban a háztartásokban, amelyekben fogyatékos emberek élnek, a családháztartások aránya Budapesten a legkisebb (65%), a községekben pedig a legnagyobb (75%). Ugyancsak eltérők e mutatók értékei a két vagy több családból álló háztartások esetén is, ahol 3, illetve 7 százalékot tesznek ki. Ezekből az adatokból is következik, hogy az egy személyes háztartások aránya viszont a fővárosban magasabb – közel 30 százalék –, míg a falvakban csak 21 százalék. A községekben tehát jóval több fogyatékos ember él olyan családi környezetben, ahol számíthat a vele együtt élők segítségére. A falvakban egyedül élő, fogyatékosokban szenvedők nehezebb helyzetben vannak, mint a fővárosban, megyeszékhelyen vagy más városokban élő társaik.

A népesség és a fogyatékos emberek korstruktúrájának változása jól követhető a háztartásokat alkotó személyek korösszetételében is. Már több évtizede folyamatosan és számottevően csökken a csak fiatalokból, azaz a csak 30 évesnél fiatalabb személyekből álló háztartások aránya, míg a csak idősek alkotta háztartásoké emelkedett. Ez a folyamat 1990 és 2001 között is fennállt: azokban a háztartásokban, amelyekben fogyatékos személyek élnek, a csak időskorúak alkotta háztartások aránya 25 százalékról 31 százalékra emelkedett.

A népesség korstruktúrájából, de főként a gazdasági rendszerváltozásból az 1990-es évtized első felében megváltozott a háztartásokban élők gazdasági aktivitás szerinti összetétele. 1990 és 2001 között jelentősen csökkent azoknak a háztartásoknak az aránya, amelyekben csak foglalkoztatott személy volt, ezzel párhuzamosan emelkedett a csak inaktív keresőket magukba foglaló háztartások részesedése.

16. tábla

A háztartások számának megoszlása gazdasági aktivitási összetétel és fogyatékoság szerint, 1990, 2001 (százalék)

A háztartásban fogyatékos személy	Összesen	1	2	3	4 és több	Nem él foglalkoztatott, de			100 háztartásra jutó foglalkoztatott		
						munkanélküli	inaktív kereső	csak eltartott			
						foglalkoztatott él			van		
1990											
Él	100,0	28,8	19,7	5,4	1,4	1,3	42,0	1,3	90		
Nem él	100,0	31,2	29,6	6,6	1,6	1,1	28,3	1,6	117		
2001											
Él	100,0	25,2	12,3	2,9	0,6	5,0	53,4	0,6	61		
Nem él	100,0	31,5	24,1	4,8	1,2	4,2	32,9	1,3	99		

A fogyatékos emberek gazdasági aktivitás szerinti megoszlásából következik, hogy 2001-re az e körbe tartozók több mint fele olyan háztartásban élt, amelynek nem volt fog-

lalkoztatott, viszont volt inaktív kereső és/vagy eltartott tagja. A fogyatékossgal élők nehéz helyzetét jelzi, hogy háztartásaikban a száz háztartásra jutó foglalkoztatottak száma csak 61, míg a fogyatékos személyek nélküli háztartásokban 99. Ugyanakkor szerencsére minimális azoknak a háztartásoknak az aránya, ahol csak eltartottak élnek, tehát a háztartás semmiféle jövedelemmel nem rendelkezik. (Lásd a 16. táblát.)

A családok száma 1980-ig folyamatosan nőtt, majd csökkenni kezdett. Jelenleg 2 millió 869 ezer családban 8 millió 360 ezer személy él, ami azt jelenti, hogy a népesség 82, a háztartásban élők 84 százaléka családban él, vagyis a család szerepe továbbra is meghatározó.

2001-ben több fogyatékos személyt írtak össze, mint 1990-ben, tehát emelkedett azoknak a családoknak a száma, ahol fogyatékos ember él. 1990-hez képest a házaspáros családok aránya lényegében nem változott, az egyszülős családokon belül az anyagyermek összetételű családok hányada némileg emelkedett. Ha a családok közül kiemeljük a házaspár alkotta családokat, valamint az élettársi kapcsolatban élőket, és megvizsgáljuk, hogy a férfiek, illetve a feleségek között van-e fogyatékos, akkor azt találjuk, hogy a fogyatékossgal által érintett házaspárok (élettársak) közül 35 ezer olyan házaspár (élettárs) van, ahol mindketten fogyatékosok. A mozgássérült feleségeknél, illetve férjeiknél például megállapítható, hogy mindkét házastársnak azonos típusú fogyatékossga van: a több mint 13 ezer mozgássérült feleség 59 százalékának a férje is mozgássérült. A siket, siketnéma, néma feleségek 80 százalékának a férje is súlyosan hallássérült. Valószínűleg jobb helyzetben vannak azok a házaspárok, ahol csak az egyik házastárs él valamilyen fogyatékossgal. Így például 32 843 mozgássérült, 1055 vak, 501 siket, siketnéma, néma és 1629 értelmi fogyatékos feleségnek van olyan férje, akinek nincs fogyatékossga. A fogyatékos férfiek szempontjából ezek a számok a következők: 50 392, 1611, 1007, 1908. Ezek az adatok azt jelentik, hogy a családokban házastársként élő fogyatékosok feltehetően jelentős számban és arányban számíthatnak házastársuk támogatására, segítségére.

A családok életvitelét jelentősen befolyásolja, hogy a családban él-e fogyatékos gyermek vagy sem. A fogyatékos személyeket magukba foglaló családok 19 százalékában van fogyatékos gyermek. A házaspáros családoknál ez a mutató 15, az egyszülős családoknál 45 százalék. Különösen nehéz helyzetben vannak azok a családok, ahol mindkét, illetve mindhárom gyermek fogyatékos. (A fogyatékos gyermeket gondozó családok 2,9, illetve 0,3 százaléka tartozik ebbe a körbe.) A gyermekek életkora szerint a 15 évesnél fiatalabb fogyatékos gyermekeket gondozó családok aránya azok között a családok között, ahol fogyatékos személyek élnek, 6 százalék. Tehát sok az olyan fogyatékos gyermeket nevelő család, ahol 15 éven felüli gyermek gondozását kell vállalni. Még nehezebb a helyzet azoknál a családoknál, ahol a szülők is fogyatékosok, a fogyatékos gyermekeket gondozó családok 19 százaléka tartozik ebbe a körbe. Nyilvánvaló, hogy azoknak a szülőknek, akik egyedül nevelik gyermeküket és maguk is fogyatékosok, igen nagy nehézséggel kell szembe nézniük: az egyszülős, fogyatékos gyermeket nevelő családok 18 százalékáról van szó. (Lásd a 17. táblát.)

A fogyatékos emberek jelentős számban és arányban laktak/laknak intézetekben (1990-ben 12 százalékuk, 2001-ben 8 százalékuk) tekintettel egészségi állapotukra és arra, hogy súlyos fogyatékossgal esetén szakszerű gondozást és ellátást kaphassanak. A fogyatékos és nem fogyatékos intézeti lakók demográfiai összetétele jelentősen eltér egy-

mástól; míg az előbbieik körében a gyermekkorúak és az időskorúak száma és aránya meghatározó, addig az utóbbiak között a fiatalkorúak hányada a legmagasabb. A fogyatékossgal élő intézeti lakók körében 1990-hez képest csökkent a gyermekkorúak, és nőtt az időskorúak aránya.

17. tábla

A fogyatékos gyermekkel élő családok adatai

Megnevezés	Összesen (család)	Egy- gyermekes családban a gyermek	Kétgyermekes családban		Háromgyermekes családban			Négy- és több- gyermekes családban legalább egy gyer- mek
			egy gyermek	mindkét gyermek	egy gyermek	két gyermek	mindhá- rom gyermek	
fogyatékos								
Szám								
Házaspáros családok	41 802	15 858	15 370	1 198	5 376	576	120	3 304
Ebből:								
szülőknek nincs fo- gyatékossguk	33 751	12 135	12 911	806	4 619	419	70	2 791
szülőknek van fogyá- tékossguk*	8 051	3 723	2 459	392	757	157	50	513
Egy szülő gyermekkel	24 150	15 570	5 606	706	1 346	199	52	671
Ebből:								
apa, anya nem fogyá- tékos	19 778	12 476	4 810	528	1 183	154	42	585
apa, anya fogyatékos	4 372	3 094	796	178	163	45	10	86
Összesen	65 952	31 428	20 976	1 904	6 722	775	172	3 975
Ebből:								
15 évesnél fiatalabb fo- gyatékos gyermekkel élő családok	20 569	4 970	8 563	468	3 790	311	61	2 406
Százalék								
Házaspáros családok	100,0	37,9	36,8	2,9	12,9	1,4	0,3	7,9
Ebből:								
szülőknek nincs fo- gyatékossguk	100,0	36,0	38,3	2,4	13,7	1,2	0,2	8,3
szülőknek van fogyá- tékossguk*	100,0	46,2	30,5	4,9	9,4	2,0	0,6	6,4
Egy szülő gyermekkel	100,0	64,5	23,2	2,9	5,6	0,8	0,2	2,8
Ebből:								
apa, anya nem fogyá- tékos	100,0	63,1	24,3	2,7	6,0	0,8	0,2	3,0
apa, anya fogyatékos	100,0	70,8	18,2	4,1	3,7	1,0	0,2	2,0
Összesen	100,0	47,7	31,8	2,9	10,2	1,2	0,3	6,0
Ebből:								
15 évesnél fiatalabb fogyatékos gyer- mekkel élő családok	100,0	24,2	41,6	2,3	18,4	1,5	0,3	11,7

* Mindkét szülő, illetve az egyik szülő fogyatékos.

18. tábla

Az intézeti háztartásban élők számának megoszlása fogyatékoság, korcsoport és a legmagasabb befejezett iskolai végzettség szerint, 1990, 2001
(százalék)

Korcsoport (éves), iskolai végzettség	1990		2001	
	fogyatékos	nem fogyatékos	fogyatékos	nem fogyatékos
személy				
Az összes intézeti háztartásban élő				
0–14	26,5	14,2	12,9	7,6
15–29	24,9	64,4	20,2	66,9
30–39	9,6	6,0	9,0	4,9
40–49	8,4	4,0	11,0	3,9
50–59	8,6	3,2	11,5	2,8
60–X	22,0	8,2	35,3	13,9
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
A 15 éves és idősebb korú intézeti háztartásban élő				
Általános iskola 8. évfolyamnál alacsonyabb	73,8	10,3	55,0	12,9
Általános iskola 8. évfolyam	20,7	51,4	28,6	24,2
Középiskola érettségi nélkül, szakmai oklevéllel	1,3	10,2	7,3	25,5
Középiskola érettségivel	3,1	24,1	7,5	34,3
Egyetem, főiskola stb.	1,1	3,9	1,7	3,2
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Az intézetben élő 15 éves és idősebb fogyatékos személyek iskolai végzettségének szintje jóval alacsonyabb, mint a nem fogyatékosoké. Ez főleg abból adódik, hogy a fogyatékosokkal élő intézeti lakók körében kiugróan magas az értelmi fogyatékosok aránya (48%).

Az intézetben lakó fogyatékos emberek között szintén magas a mozgássérültek (15%) és az egyéb fogyatékosokban szenvedők hányada (14%). Ezek az adatok jelzik, hogy a magánháztartásokban, illetve az intézetekben élő fogyatékos személyek fogyatékoságuk szerinti megoszlása élesen eltér egymástól.

19. tábla

A magán- és intézeti háztartásban élő fogyatékos személyek számának megoszlása a fogyatékoság típusa szerint
(százalék)

Megnevezés	Összesen	Testi fogyatékos	Látássérült	Hallássérült	Értelmi fogyatékos	Egyéb fogyatékos
Magánháztartásban él	100,0	45,6	14,8	9,5	6,6	23,5
Intézeti háztartásban él	100,0	20,1	10,2	6,4	47,5	15,7

Az adatok arról is tájékoztatnak, hogy a fogyatékosokkal élő intézeti lakók milyen rendeltetésű és gazdálkodási formájú intézetben élnek. A gyermekkorú fogyatékosok főleg a gyermekvédelmi és gyerekJóléti szociális intézményekben, az ifjúkorú fogyatékosokban szenvedők a diákotthonokban, kollégiumokban laknak. A fogyatékosokkal élő

intézeti lakók döntő többsége az időskorúak, illetve a fogyatékosok szakellátását (ápolását, gondozását) biztosító intézetek lakói.

A FOGYATÉKOS EMBEREK LAKÁSKÖRÜLMÉNYEI

A fogyatékos emberek életében a lakás módja különösen fontos szerepet játszik, hiszen a közlekedésre, a kommunikációra alkalmassá tett környezet híján – kiszorulva a munka világából – idejük java részét lakásukban töltik. A település jellege, a lakás tágabb környezete fokozottan beleszól az életesélyek alakulásába.

20. tábla

A lakott lakások a lakásban lakók fogyatékosága és a lakás komfortossága szerint, 1990, 2001 (százalék)

Komfortosság	A lakásban él fogyatékos személy					A lakásban nem él fogyatékos személy				
	összesen	főváros	megyei jogú város	többi város	község	összesen	főváros	megyei jogú város	többi város	község
1990-ben										
Összkomfortos	31,7	43,5	47,9	28,8	19,1	40,1	47,9	56,3	38,0	27,0
Komfortos	29,8	36,5	30,6	30,8	25,2	29,9	34,3	28,6	31,7	26,4
Félkomfortos	9,6	7,7	6,8	10,3	11,7	8,5	6,8	4,9	9,1	11,2
Komfort nélküli	24,5	9,1	11,3	25,3	39,0	18,0	8,1	7,7	17,2	31,1
Szükség- és egyéb lakás	4,3	3,3	3,4	4,8	5,0	3,6	2,9	2,5	3,9	4,4
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
2001-ben										
Összkomfortos	43,1	56,8	58,3	42,7	31,7	52,8	62,4	65,6	51,2	40,0
Komfortos	33,2	31,4	29,5	34,5	34,6	29,8	28,9	26,3	31,4	31,4
Félkomfortos	6,5	4,8	3,8	6,7	8,2	4,8	3,3	2,4	5,0	7,0
Komfort nélküli	13,2	3,6	5,3	12,1	20,9	8,9	2,4	3,2	8,5	17,1
Szükség- és egyéb lakás	4,0	3,4	3,0	4,0	4,5	3,6	3,0	2,6	3,8	4,6
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

A népszámlálási adatok azt mutatják, hogy Magyarországon a lakások minőségi összetétele népszámlálásról népszámlálásra javult. A lakások egyre nagyobbak és komfortosabbak lettek. Az újonnan épült lakások építőanyagai, szerelvényei minőségileg jobbak lettek, ezzel biztosítva az életmód, illetve életminőség javulását. Ezt mutatják azok az adatok, melyek a felszereltséget és a fűtési módot ötvöző ismérv, a komfortosság vizsgálatán alapulnak. E szerint 1990 és 2001 között a lakások komfortossága mérsékeltebben, de tovább javult. 2001-ben már a lakott lakások több mint fele (52 százalék) volt összkomfortos, ami 1990-hez képest 12 százalékpontos növekedést jelent.

A lakások minőségi javulása a fogyatékos emberek lakáskörülményeit is befolyásolta oly módon, hogy emelkedett az összkomfortos, illetve a komfortos lakásban élő fogyatékos emberek aránya, és csökkent a félkomfortos, komfort nélküli, szükség- és egyéb lakásban élő fogyatékos személyek hányada. Ezen belül különösen öröndetes, hogy míg 1990-ben a fogyatékos emberek 25 százaléka élt komfort nélküli lakásokban, addig 2001-re ez az arány 13 százalékra csökkent. Ezt a képet beárnyékolja, hogy a fogyatékos és

nem fogyatékos emberek lakáskörülményei továbbra is eltérnek egymástól, azaz a fogyatékos személyek lakásainak komfortossága alacsonyabb szintű, mint amit a nem fogyatékosoknál tapasztalunk. Az utóbbiaknál az összkomfortos lakások aránya jóval magasabb. (Lásd a 20. táblát.)

Bármilyen más lakásmutatót veszünk alapul, azt találjuk, hogy a fogyatékos emberek valamivel kisebb, korszerűtlenebb, felszereltségében hiányosabb lakásokban laknak, mint fogyatékosokban nem szenvedő társaik. Csak példaszerűen említve, a fogyatékos emberek által lakott lakásokban kisebb arányban található meleg folyóvíz, hálózati gáz, vízvezeték, vízöblítéses WC, mint azokban a lakásokban, ahol nem laknak fogyatékosok. Az általuk lakott lakások 54 százaléka egyedi fűtésű, ugyanez a mutató a nem fogyatékos személyek által lakott lakásokban 44 százalék. A lakások nagysága és minősége településtípus szerint nem tér el lényegesen egymástól, kivéve ha az adatokat város, illetve község szempontjából vizsgáljuk, ugyanis a falvakban található lakásállomány komfortossága például sokkal kedvezőtlenebb, mint a városi lakásoké. Ezek a különbségek mind a fogyatékos, mind a nem fogyatékos emberek által lakott lakások esetében kimutathatók.

21. tábla

A lakásban lakó fogyatékos személyek a lakás komfortossága és a fogyatékoság típusa szerint (százalék)

A fogyatékoság típusa	Összkomfortos	Komfortos	Félkomfortos	Komfort nélküli	Szükség- és egyéb lakás	Összesen
Mozgássérült	42,4	35,4	6,4	12,1	3,7	100,0
Alsó, felső végtag hiánya	42,6	34,0	6,4	12,5	4,4	100,0
Egyéb testi fogyatékos	43,5	31,8	6,9	13,4	4,5	100,0
<i>Együtt</i>	<i>42,5</i>	<i>35,0</i>	<i>6,4</i>	<i>12,2</i>	<i>3,8</i>	<i>100,0</i>
Gyengén látó	41,7	33,1	6,9	14,2	4,0	100,0
Egyik szemére nem lát	40,5	33,3	7,0	15,5	3,8	100,0
Vak	45,1	32,7	6,4	12,2	3,5	100,0
<i>Együtt</i>	<i>41,8</i>	<i>33,1</i>	<i>6,9</i>	<i>14,3</i>	<i>3,9</i>	<i>100,0</i>
Értelmi fogyatékos	35,8	28,1	7,7	23,4	5,0	100,0
Nagyothalló	42,1	33,0	7,0	14,1	3,9	100,0
Siket, siketnéma, néma	42,6	31,2	6,8	15,2	4,2	100,0
Beszédhibás	36,6	29,0	8,0	21,1	5,4	100,0
Egyéb	47,4	31,5	6,0	11,1	4,0	100,0
<i>Összesen</i>	<i>43,0</i>	<i>33,2</i>	<i>6,6</i>	<i>13,3</i>	<i>4,0</i>	<i>100,0</i>

A különböző fogyatékosokban szenvedő emberek lakáskörülményei némileg eltérnek egymástól. Ebben az összefüggésben is kimutatható az értelmi fogyatékos személyek hátrányos helyzete, mely szerint körükben a komfort nélküli, szükség- és egyéb lakásban lakók aránya az átlagnál (17,3%) jóval magasabb értéket mutatott (28,4%). (Meg kell jegyezni, hogy 1990-ben ez az arány még ennél is magasabb, 40,3 százalék volt.) Rajtuk kívül még a beszédhibában szenvedő fogyatékos emberek laktak közel hasonló arányban ilyen a lakásokban (26,4%). Ugyanakkor a meglehetősen súlyos fogyatékoságnak tekinthető vakságban szenvedő emberek lakáskörülményei a legjobbak közé tartoztak, több mint 45 százalékuk összkomfortos lakásban lakott. (Lásd a 21. táblát.)

Végezetül néhány szóval leírjuk az összeírás módszereit, és a fogyatékos emberek helyzetét mai magyar társadalomban.

Az összeírás módszereit meghatározta az a körülmény, hogy az adatfelvétel személyi kikérdezésen alapult, a megkérdezettek maguk minősítették fogyatékoságukat. (Természetes, hogy az ilyen típusú felvételnél orvosi kontrollra nincs lehetőség.) Ez a módszertani jellegzetesség nyilvánvalóan bizonyos pontatlanságot eredményez a fogyatékosok számát és különböző ismervek szerinti megoszlását illetően. Továbbá azt is figyelembe kell venni, hogy a fogyatékos személyek ismeretei is – különösen egyes fogyatékos típusnál (például gyengén látó) – pontatlanok lehetnek saját fogyatékoságukról. Módszertanilag problematikus például az a modern gyógypedagógiában mára már alapvetéllé vált megállapítás, hogy a siketnémaság elhibázott fogalom, nem használható. Eldöntetlen maradt továbbra is, hogy az idősek inkább idősként határozzák meg magukat, vagy a korukkal járó mozgásszervi, hallás- és látásgondjaikat fogyatékoságnak tekintés-e. Mindezek ellenére a népszámlálás a jelzett hiányosságokkal együtt is átfogó képet ad a fogyatékosok életkörülményeiről, életmódjáról. A népszámlálási adatfelvételnek nem is az a célja, hogy a fogyatékosokat hivatalosan nyilvántartó szervek adataival megegyező pontossággal megszámlálja, hanem az, hogy a népszámlálás egyéb információival együtt értékelve próbálja feltárni a fogyatékosok életviszonyait. Ugyanakkor az is nyilvánvaló, hogy egyes fogyatékosgát típusokat – például az értelmi fogyatékoság – lakossági kikérdezés alapján szinte lehetetlen volt teljeskörűen felmérni, mert a kérdezett személy környezete nehezen tárta fel az összeíró előtt ezt a típusú fogyatékoságot.

A rendszerváltozás óta eltelt időszak törvényalkotási munkája több lényeges kérdésben érintette a fogyatékos embereket. A teljesség igénye nélkül foglalkozva e kérdéskörrel, elsőként a közoktatási törvényt kell kiemelnünk, mely a fogyatékos gyermekek jogává tette az integrált oktatásban való részvételt. Az ún. szociális törvény rendszerbe foglalta a pénzbeli és természetbeni juttatásokat, valamint a szociális szolgáltatásokat, s az ellátási felelősséget a helyi önkormányzatok szintjére delegálta. A fogyatékos emberek esélyegyenlőségével foglalkozó, hosszú vajúdas után megszületett törvény megerősítette a fogyatékos emberek Alkotmányban is biztosított, teljes jogú társadalmi tagsághoz fűződő jogát, kijelölte a társadalmi részvétel megvalósulásának célterületeit, s különféle intézkedéseket is megfogalmazott.

Jóllehet a fogyatékos emberek állampolgári jogai erősödtek, a piacgazdaságra való átéréshez kapcsolódó folyamatok következtében deklarált szociális jogaik megvalósulásán azonban van még mit javítani.

A fogyatékos embereknek az átlagnál nagyobb szükségük van – az esetleges munkából szerzett jövedelmen túl – olyan szociális transzferjövedelmekre (rokkantsági nyugdíj, járadék, segélyek stb.), melyek kompenzálják a fogyatékoság tényéből következő többletköltségeket (például a magasabb gyógyszerköltséget, otthoni gondozás, ellátás iránti igényt). A fogyatékos embereket a területi és települési egyenlőtlenségek fokozottan sújtják. Különösen a falvakban élő fogyatékos személyek vannak nehéz helyzetben munkavállalási lehetőségeiket, a szabad iskolaválasztást és életkörülményeiket tekintve.

Mindezen hátrányok leküzdéséhez elégtelenek a jelenlegi szociális ellátórendszer eszközei, szélesebb körű társadalompolitikai beavatkozást igényelnének. A társadalmi integráció megvalósítása nem szűkíthető le az akadályok elhárítása kérdésére, hiszen a

problémák elsősorban a deklarált jogok megvalósulatlanságában és a társadalmi attitűdökben gyökereznek.

Az ENSZ már 1975-ben deklarálta a fogyatékos emberek gazdasági és társadalmi biztonságához, azaz a megfelelő életszínvonalhoz, a foglalkoztatáshoz, a családban éléshez, a társadalmi életben való részvételhez, a szabadidős tevékenységekhez fűződő jogait. A fogyatékkal élők helyzete az Európai Unióban a foglalkoztatáson túlmutató politikai és társadalompolitikai kérdéssé az 1997-es Amszterdami Szerződés nyomán vált, amikor a szociális integrációt a közösség céljainak meghatározó elemeként fogalmazták meg. Az Amszterdami Szerződés az Unió elsődleges jogába a következő diszkrimináció elleni cikkelyt emelte be: „A jelen Szerződés egyéb rendelkezéseinek sérelme nélkül [...] a Tanács – a Bizottság javaslata alapján és az Európai Parlamenttel való konzultáció után – egyhangúsággal olyan intézkedéseket hozhat, amelyek a nemre, a fajra vagy az etnikai hovatartozásra, a vallásra vagy meggyőződésre, a fogyatékosagra, korra vagy szexuális irányultságra alapított mindenfajta megkülönböztetés elleni küzdelem érdekében szükségesek.” „A befogadó társadalom alapja a diszkriminációmentességgel párosuló pozitív cselekvés” – fogalmazta meg a Madridban megtartott Európai Fogyatékosügyi Kongresszus 2002-ben. E gondolat jegyében nyilvánították a 2003. évet az „Európai Fogyatékos Emberek Év”-nek. Ugyanezen szemlélet alapján született 2003 májusában a fogyatékkal élők integrálásával kapcsolatos politikáért felelős miniszterek második európai konferenciáján megfogalmazott, „A fogyatékkal élők életminőségének javítása: a teljes körű részvételre irányuló és annak révén működő politika erősítése” címet viselő politikai nyilatkozat is.

Az új évezred progresszív fogyatékosügyi politikája a fogyatékos emberek helyzetét már elsősorban nem egészségügyi, rehabilitációs vagy szociálpolitikai kérdésnek tekinti, hanem az emberi jogok közé emelik be a fogyatékkal élő emberek jogait. A társadalmi korlátok diszkriminációt és szociális kirekesztést eredményeznek. „A fogyatékos emberek heterogén csoportot alkotnak. Mint a társadalom minden rétege, a fogyatékos emberek is igen sokrétű csoportot képeznek, és csak az a szakmapolitika sikeres, amely tiszteltben tartja ezt a sokféleséget.” – írja a Madridi Nyilatkozat. A fogyatékos emberek nem jótékonykodást, hanem esélyegyenlőséget akarnak – fogalmaznak. Ezért nem elég az állampolgári jogok kinyilvánítása és a negatív diszkrimináció, valamint a társadalmi mechanizmusai elleni küzdelem, hanem pozitív cselekvés, pozitív diszkriminációs eszközök is szükségesek a társadalmi kirekesztés és a fogyatékos emberek társadalmi hátrányainak mérsékléséhez.

SUMMARY

The paper provides a summary of the information collected by Census 2001 related to the disability of the population. A comparison of the demographic and the occupational structure and the family relations of the persons with and without disabilities, as well as the description of the disability structure of the handicapped and information on the population with multiple disabilities is given.

A CSŐDESEMÉNY LOGIT-REGRESSZIÓJÁNAK KISMINTÁS PROBLÉMÁI

DR. HAJDU OTTÓ

A tanulmány módszertani útmutatás arra a kismintás esetre, amikor bináris kimenetű változó értékének a bekövetkezési valószínűségét *alacsony* elemszámú minta alapján vagyunk kénytelenek modellezni, adott magyarázóváltozók értékeinek ismeretében. Ekkor ugyanis a konvencionális nagymintás (aszimptotikusan kedvező tulajdonságú) maximum likelihood módszer nem mindig definiálható, de ha definiálható, akkor is félrevezető, torzított eredményt produkálhat. A mintából való statisztikai következtetés speciális módszertani részleteit a dichotom logisztikus regresszió kapcsán mutatom be, de a polichotom esetre is kiterjeszthetők.

TÁRGYSZÓ: Logisztikus regresszió. Feltételes maximum likelihood. Permutációs eloszlás.

A diszkrét kategóriáskálán mért Y változó kimenetének az előrejelzését klasszifikációnak nevezzük. Ennek során magyarázóváltozók szintjeinek ismert x kombinációja – kovariánsa – mellett kalkuláljuk Y kategóriáinak a feltételes valószínűségeit, és a vizsgált i megfigyelési egységet a legvalószínűbb kategóriához rendeljük. Például egy hitelkérelem minősítése során, csőd kockázati szempontból kockázatosként vagy kockázatmentesként minősíthetünk egy gazdasági egységet (többek között mérlege és eredménye, tevékenységi köre, működési formája, stb. ismeretében) a döntés pénzügyi következményeivel együtt. A logisztikus regresszió a klasszifikálás egyik klasszikus módszere, így alkalmazása a csőd kockázat mérésében is kézenfekvő.

Ha az eredmény jellegű (dependent, response) változó bináris, vagyis két lehetséges kimenete „1” és „0”, „igen/nem”, akkor dichotom (binomiális) logisztikus regresszióról beszélünk. A függő változó eloszlásának az ismeretében a logisztikus regresszió paramétereinek a becslésére a maximum likelihood (ML) módszer kínálkozik, viszont a maximum likelihood eljárás kedvező tulajdonságai (például minimum variancia, konzisztencia) aszimptotikusan, *nagymintás* esetben érvényesülnek. Ugyanakkor a csődhelyzet klasszifikálása a kismintás következtetés tipikus esete, hiszen a csődesemény *relatív*e ritka jelenség. Kiváltképp alacsony gyakoriságú bizonyos tevékenységi körökben, (szak)ágazatokban, tehát egy szakágazati szintre lebontott „csődmodell” kismintás becslése kényeszerű adottság. Jelen tanulmány alapvető célja, hogy a csőd kockázat mérése kapcsán a logisztikus regresszió ML becslési problémáira fölhívja a figyelmet, és fölismérésükre, kezelésükre megfelelő módszertant javasoljon.

A feltétel nélküli maximum likelihood eljárás alkalmazása szempontjából alapvető probléma a *kiegyensúlyozatlan* minta esete, melyben (tekintet nélkül a mintanagyságra) relatíve nagyon alacsony (akár 5 százalék alatti) a csődesemények aránya, másfelől a *szeparált* minta esete, melyben a csődesemény egyértelműen a magyarázó változó egy adott szegmenséhez, a komplementer „működő” események pedig egy jól elhatárolt, másik szegmenséhez tartoznak. Míg az előbbi esetben van egyedi ML-megoldás, de az torzított és magas mintavételi varianciával bír, addig az utóbbi esetben *nem is létezik* a ML-megoldás. A harmadik lényeges problémát az okozza, mikor *a priori* információk van a csődesemények arányáról a sokaságban (ez az információ a nemzetgazdaságban rendelkezésre áll) és ez az arány jelentősen eltér a megfelelő mintabeni aránytól, további torzítást okozva a paraméterek becslésében.

A ritka „1” esemény kezelését az aszimptotikus logisztikus regresszió megfelelő korrekcióval való alkalmazása, vagy a csőd/működés események egzakt permutációin alapuló ún. egzakt (nem aszimptotikus) logisztikus regresszió (ELR) egyaránt szolgálja. Az ELR-eljárás a regressziós paraméterek *elégséges statisztikáinak* az egzakt, feltételes, permutációs eloszlásán alapuló módszertana. Mikor az aszimptotikus ML-becslés nem létezik, az ELR-módszer használatával akkor is következtetni tudunk a regressziós paraméterekre.

Jelen tanulmány az eredmények értelmezése végett előbb áttekinti magát a döntési problémát, amely döntés érdekében a döntéshozó regressziós megalapozásra támaszkodik. Ezt követően foglalkozunk a kiegyensúlyozatlanság, torzítottság és a szeparáltság problémáival, majd az egzakt logisztikus regresszió módszertanának elméleti részleteit tárgyaljuk dichotom Y esetén. Ennek során olyan gyakorlati példákon követjük nyomon a statisztikai következtetés (hipotézisek tesztelése, pont- és intervallumbecslés) menetét, sajátosságait, melyek az aszimptotikus ML-módszerrel nem elemezhetők. Végül néhány, a becslések torzítottságát kezelő algoritmust ajánlunk az elemzők figyelmébe. Az illusztratív példák csődbement és működő gazdasági vállalkozások klasszifikálását tárgyalják, a mindenkorai módszertani mondanivalóhoz igazodó adatállományok alapján.¹

1. A DICHOTOM DÖNTÉSI MODELL

Tekintsük független, bináris $Y_i = \{1, 0\}$ változók ($i=1, 2, \dots, n$) sorozatát, amely változók kimenete az x_1, x_2, \dots, x_p magyarázó változók szintjeinek valamely $\mathbf{x}_k = (x_{k1}, x_{k2}, \dots, x_{kp})$ rögzített kombinációja mellett következik be. Az \mathbf{x}_k kombinációt *kovariánsnak* nevezzük, és adott kovariáns mellett több megfigyelést is végezhetünk. Az $Y=1$ kimenet adott tulajdonság meglétét, $Y=0$ pedig a hiányát jelzi. Esetünkben $Y=1$ gazdasági vállalkozások „csődjét”, $Y=0$ pedig „működését” jelenti. Jelölje π_x a $\Pr(Y=1|\mathbf{x})$ esemény feltételes valószínűségét, mely a $\pi_x / (1 - \pi_x)$ ún. odds-arány alapján

$$\pi_x = \frac{\pi_x / (1 - \pi_x)}{1 + \pi_x / (1 - \pi_x)} = \frac{\text{odds}_x}{1 + \text{odds}_x} \quad /1/$$

¹ A számítások a SAS-programmal készültek.

A logisztikus regresszió szerint az odds-arány logaritmus (egyben a π_x valószínűség *logitja*) az

$$\ln(\text{odds}_x) = \text{logit}(\pi_x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad /2/$$

lineáris „prediktor” szerint alakul, mellyel

$$\pi_x = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p}} = \frac{e^{\beta' \mathbf{x}}}{1 + e^{\beta' \mathbf{x}}} = \frac{1}{1 + e^{-\beta' \mathbf{x}}}, \quad /3/$$

ahol

$$\beta' = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$$

az ismeretlen regressziós koefficiensek vektora és x_0 a tengelymetszethez rendelt összegző vektor. Értelemszerűen a komplementer esemény valószínűsége

$$1 - \pi_x = \frac{1}{1 + e^{\beta' \mathbf{x}}} = \frac{e^{-\beta' \mathbf{x}}}{1 + e^{-\beta' \mathbf{x}}}.$$

A regressziós paraméterek értelmezését az e^{β_j} inflátor (deflátor) faktor szolgálja, mely az x_j magyarázó változó egységnyi *abszolút* növekményének az odds-arányra gyakorolt *multiplikatív* hatását mutatja, a többi magyarázó változó szinten tartása mellett:

$$\text{odds}_{x_j+1} = \text{odds}_{x_j} \cdot e^{\beta_j}. \quad /4/$$

Ha a $\Delta x_j = 1$ változásnak a csődvalószínűsége gyakorolt hatását mérjük, akkor előbb felírható a $\beta' \mathbf{x}$ szerinti derivált

$$\frac{\partial \pi_x}{\partial (\beta' \mathbf{x})} = \frac{\partial \frac{e^{\beta' \mathbf{x}}}{1 + e^{\beta' \mathbf{x}}}}{\partial (\beta' \mathbf{x})} = \pi_x (1 - \pi_x), \quad /5/$$

ahonnan

$$\frac{\partial \pi_x}{\partial x_j} = \beta_j \pi_x (1 - \pi_x).$$

Az előrejelzés érdekében a β' regressziós paramétereket egy y_1, y_2, \dots, y_n független, véletlen minta alapján becsülünk kell, majd a becslések birtokában Y előrejelzése egy döntési kritérium alapján történik, az alábbiak szerint. A π_x valószínűség magas vagy alacsony voltának az elhatárolásához rögzítünk egy alkalmasan megválasztott kritikus C_π

„cut-off-value” értéket, és e kritikus érték alapján az előrejelzés: $\hat{Y} = 1 \mid \pi_x \geq C_\pi$, egyébként az előrejelzés 0. A C_π érték rögzítését a mintán verifikált „klasszifikációs” mátrix és a veszteség (haszon) függvény együtt segíti:

$$Loss = c_{11}D_{11} + c_{10}D_{10} + c_{01}D_{01} + c_{00}D_{00},$$

ahol D_{11} és D_{00} a korrekt, D_{10} és D_{01} az inkorrekt előrejelzések gyakorisága, c_{ij} pedig a döntéssel járó fajlagos költség (haszon) koefficiens. Pozitív c_{10} és c_{01} választással veszteséget minimalunk, míg pozitív c_{11} és c_{00} választással hasznot maximálunk. Speciálisan, ha $c_{11} = c_{00} = 0$, és $c_{10} = c_{01} = 1$, akkor az összes inkorrekt klasszifikáció gyakoriságát minimalizáljuk.

Döntési szabályként azt a kritikus értéket célszerű választani, amely mellett a veszteség minimális, vagy a haszon maximális. Mindazonáltal célszerű figyelembe venni, hogy általában (különösen a csődesély minősítésekor) a kétféle inkorrekt előrejelzés nem egyforma pénzügyi következményű, és adott kimenet mellett (például csődbement a vállalkozás) a korrekt és az inkorrekt klasszifikáció pénzügyi következményei nem föltétlenül zérus összegűek. Ezt az aszimmetriát illusztrálja egy hitelt nyújtó szempontjából az 1. tábla költségmátrixa egységnyi hitel odaitélése felől történő döntés során, miközben veszteséget kíván minimalizálni.

1. tábla

*Egyféle változat egységnyi hitel nyújtásának
pénzügyi veszteségeiről*

Tény	Előrejelzés	
	Csőd	Működés
Csőd	0	1
Működés	0	-0,2

A tábla azt sugallja, hogy a döntést elősegítő kritikus „cut-off-value” értéket nem gyakorisági, hanem pénzügyi alapon indokoltabb behatárolni. A kölcsön nyújtását szigoríthatjuk (lazíthatjuk), ha a „csőd/működés” hibás döntés egységnyi veszteségét felnagyítjuk (kicsinyítjük) a „működés/csőd” hiba zéró veszteségéhez képest.

Hangsúlyozzuk, hogy a „cut-off-value” értékének a rögzítésével tulajdonképpen a modell illeszkedésének a jóságát befolyásoljuk „korrekt-klasszifikálás” értelemben, aminek a javítása konkrét minta esetén igényelhet olyan magyarázó változót, melyet hipotézisvizsgálat alapján egyébként kizárnánk a modelltől.

2. A LOGISZTIKUS REGRESSZIÓ KISMINTÁS KÉRDÉSEI

Kismintás esetben a logisztikus regresszió alkalmazása számos becslési és hipotézisvizsgálati problémát vet fel. A kismintás probléma mind a teljes mintanagyság, mind az „1” egyedek relatív számossága tekintetében értelmezhető.

2.1. A ritka esemény problémája

A csődvalószínűség modellezésének alternatív, de a fentivel ekvivalens megközelítést teszi lehetővé a *logisztikus eloszlás* alapján való döntés, az alábbiak szerint. Tekintsük az Y^* folytonos, de közvetlenül nem megfigyelhető (latens) „csődmérték”-változót, amelynek x feltétel mellett várható értéke η_x . A logisztikus eloszlás sűrűségfüggvénye ekkor:

$$\text{Logistic}(Y^* | \eta_x) = \frac{e^{-(Y^* - \eta_x)}}{\left(1 + e^{-(Y^* - \eta_x)}\right)^2},$$

ahol

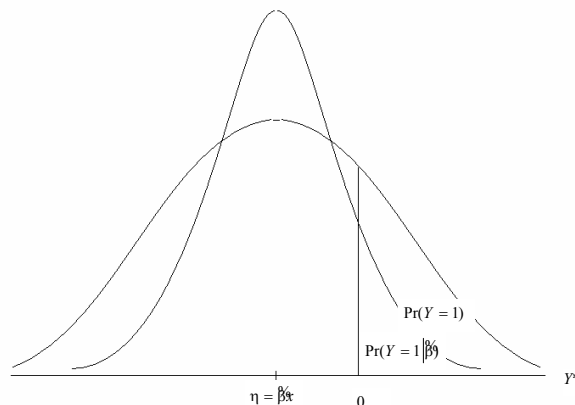
$$\eta_x = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p.$$

Képezve a

$$\Pr(Y^* > 0) = \int_0^\infty \text{Logistic}(Y^* | \eta_x) dY^* = \frac{1}{1 + e^{-\eta_x}} = \frac{e^{\eta_x}}{1 + e^{\eta_x}} \quad /6/$$

kumulatív valószínűséget, ha az Y^* változót úgy diszkrétizáljuk, hogy az $Y^* > 0$ eseményt „1”, a komplementer eseményt pedig „0” definiálja, akkor /3/ és /6/ láthatóan ekvivalens valószínűségi modellek. Ez arra hívja fel a figyelmet, hogy *kiegyensúlyozatlan* minta esetén, mikor is az „1” egyedek ritkán fordulnak elő a mintában (f/n relatív gyakoriságuk kicsiny, akár kisebb mint 5 százalék), akkor a π_x valószínűségnek egy $\tilde{\beta}$ pontbecslésből származó $\tilde{\pi}_x$ pontbecslése akkor is alulbecsült, ha $\tilde{\beta}$ egyébként torzítatlan becslése a megfelelő regressziós paraméternek (King–Zeng [2001a]). Ezt illusztrálja az 1. ábra.

1. ábra. A feltételes valószínűség alulbecslése



Az ábrán a nagyobb szórású logisztikus sűrűségfüggvény a populáció eloszlását írja le a latens „csődmérték” változó tekintetében. Így ezen görbe alatt az $Y^*=0$ értéktől jobbra lévő terület a $\Pr(Y=1)$ sokasági valószínűséget jelenti. A sokasági szórás az egyelemű minta standard hibája reprezentálja. A többelemű mintavétel eredményeként nyert torzítatlan $\tilde{\beta}$ becslések által generált eloszlás szükségszerűen alacsonyabb szórású, és ezt az ábrán a csúcsosabb függvény írja le. Az alacsonyabb szórású esetben láthatóan kisebb az $Y^*=0$ értéktől jobbra eső terület, vagyis a $\Pr(Y=1|\tilde{\beta})$ valószínűség. A $\tilde{\pi}_x$ pontbecslés tehát az „1” esemény valószínűségét alulbecsli.

2.2. Aszimptotikus, torzított paraméterbecslés

A regressziós paraméterek becslése és tesztelése mind a legkisebb négyzetek elvén, mind a maximum likelihood módszeren alapulhat. Tekintsünk egy n -elemű y_i ($i=1,2,\dots,n$) független mintát, melyben n_k számú megfigyelés tartozik az x_k kovariánshoz, és ezek között f_k az „1” tulajdonságúak gyakorisága.

Az *iterative újrásúlyozott legkisebb négyzetek* módszere a

$$\sum_k \frac{1}{n_k \hat{\pi}_k (1 - \hat{\pi}_k)} (f_k - n_k \hat{\pi}_k)^2 \rightarrow \min \quad /7/$$

súlyozott négyzetösszeget minimalja, ahol adott becslés birtokában a súly újrászámításra kerül új paraméterekhez vezetve mindaddig, míg az eredmények nem változnak jelentősen.

Természetesen a *maximum likelihood* elv alkalmazása is kézenfekvő, hiszen egzakt ismeretünk van az eredményváltozó eloszlását illetően, mely *Bernoulli*-folyamatot követ. Pontbecsléskor a minta együttes likelihoodját maximáljuk, melyet súlyozatlan formában az alábbi szorzat definiál

$$L = \Pr(Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_n = y_n) = \prod_{\{y_i=1\}} \pi_i \prod_{\{y_i=0\}} (1 - \pi_i) = \prod_{i=1}^n \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{1-y_i}.$$

A /2/ logit modellt behelyettesítve, a likelihood értékét többféle formában is felírhatjuk attól függően, hogy melyik formula használata egyszerűsíti inkább a számításokat:

$$L = \prod_{i=1}^n \frac{(\text{odds}_i)^{y_i}}{1 + \text{odds}_i} = \frac{e^{\sum_{i=1}^n y_i \sum_{j=0}^p \beta_j x_{ij}}}{\prod_{i=1}^n \left(1 + e^{\sum_{j=0}^p \beta_j x_{ij}} \right)} = \frac{e^{\sum_{j=0}^p \beta_j \sum_{i=1}^n y_i x_{ij}}}{\prod_{i=1}^n \left(1 + e^{\sum_{j=0}^p \beta_j x_{ij}} \right)} = \frac{e^{\mathbf{\beta}' \mathbf{t}}}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{\mathbf{\beta}' \mathbf{x}_i})}, \quad /8/$$

ahol a $\mathbf{t} = (t_0, t_1, \dots, t_p)'$ vektor általános eleme

$$t_j = \sum_{i=1}^n y_i x_{ij} \quad (j = 0, 1, 2, \dots, p)$$

egyben a β_j paraméter ún. *elégéses statisztikája*, mely jelen tanulmány központi fogalma.² Mivel y értéke csak 1 vagy 0 lehet, ezért a t_j statisztika értéke az x_j magyarázó változó $y=1$ esetekben felvett mintabeli értékeinek az összege. Például β_0 elégéses statisztikája t_0 , mely az „1” esemény f előfordulási gyakorisága a mintában:

$$t_0 = f.$$

Így a „log-likelihood”

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^n y_i \ln(\text{odds}_i) + \sum_{i=1}^n \ln \frac{1}{1 + \text{odds}_i} = \sum_{j=0}^p \beta_j \left(\sum_{i=1}^n y_i x_{ij} \right) + \sum_{i=1}^n \ln(1 - \pi_i) = \\ &= \sum_{j=0}^p \beta_j t_j + \sum_{i=1}^n \ln(1 - \pi_i). \end{aligned} \quad /9/$$

Ekkor a /9/ kifejezés alapján képzett $\partial \ln L / \partial \beta_j = 0$ maximum-likelihood egyenletrendszer – felhasználva közben a /5/ azonosságból származó $\partial \pi_x / \partial \beta_j = x_j \pi_x (1 - \pi_x)$ deriváltat is – a

$$t_j = \sum_{i=1}^n y_i x_{ij} = \sum_{i=1}^n \pi_i x_{ij} \quad (j = 0, 1, 2, \dots, p) \quad /10/$$

módon írható fel.

A /8/ maximálási feladat numerikus megoldása egyben a /7/ minimálási feladatot is megadja (lásd *Jennrich–Moore* [1975]). A *Fisher-scoring* módszert alkalmazva, a becült paraméterekben történő ellépésvektort az alábbi formula határozza meg:

$$\Delta \hat{\beta} = (\mathbf{X}' \mathbf{W} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{W} \mathbf{z},$$

ahol a \mathbf{z} vektor általános eleme $(f_k - n_k \hat{\pi}_k) / n_k \hat{\pi}_k (1 - \hat{\pi}_k)$, a súlymátrix általános eleme pedig

$$W_{kk} = n_k \pi_k (1 - \pi_k).$$

A becült paraméterek aszimptotikus variancia-kovariancia mátrixa ekkor (az általános lineáris modell paraméterbecslésének megfelelően) a Fisher-féle információs mátrix inverze, amely most (*Garthwaite–Jolliffe–Jones* [1995] 245. old.):

$$\mathbf{C}_{\hat{\beta}} = \left[\sum_{i=1}^n \pi_i (1 - \pi_i) \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i' \right]^{-1} = \left[\sum_k n_k \pi_k (1 - \pi_k) \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k' \right]^{-1}, \quad /11/$$

² Nem tévesztendő össze a klasszikus Student- t statisztikával. Az elégéses statisztika fogalmát lásd *Hunyadi* [2001] vagy *Garthwaite–Jolliffe–Jones* [1995]. Hozzáteesszük, hogy a későbbiek megértése nem igényli az elégéses statisztika pontos definiálását.

illetve mátrixformában

$$C_{\hat{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{X})^{-1}.$$

Alapvető probléma, hogy /8/ maximálása a paraméterek *torzított* becslését eredményezi bármilyen véges mintában, akkor is, ha egyébként a minta kiegyensúlyozott. A torzítás mértéke a mintanagyság növelésével csökken, és az irodalom szerint $n=200$ fölött elhanyagolhatóvá válik (*Schaefer* [1983]). *McCullagh* és *Nelder* [1989] megmutatták, hogy a torzítás mértéke bármely általános lineáris modellre az alábbiak szerint számítható:

$$\text{Bias}(\hat{\beta}) = (\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{x}, \quad /12/$$

ahol $\xi_k = -0,5\mu_k'' Q_{kk} / \mu_k'$, és az általános lineáris modell klasszikus jelöléseinek megfelelően az eredményváltozó várható értéke $\mu_k = E(Y_k)$, a lineáris prediktor $\eta_k = \beta' \mathbf{x}_k$, továbbá μ_k' és μ_k'' az első és másodrendű deriváltak η_k tekintetében, végül Q_{kk} az $\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'$ ún. *hat* mátrix megfelelő diagonális eleme.

Mindemellett, mivel a csődhelyzet elemzése során nem a paramétereken, hanem a belőlük számított odds-arányon és csődvalószínűségeen van a hangsúly, ezek a jellemzők (a nemlineáris) átvitel miatt akkor is torzítottak lennének, ha maguk a paraméterek egyébként torzítatlanok.

A ML-becslés alkalmazása szempontjából még kritikusabb probléma, hogy bizonyos esetekben véges, egyedi ML-megoldás *nem is létezik*.

2.3. Szeparáltság és átfedés

Egyedi, véges maximum likelihood becslés nem létezik akkor, ha a megfigyelések a magyarázó változók bármelyike tekintetében *teljesen*, vagy *kvázi* módon *szeparáltak* (*Albert-Anderson* [1984]). A problémát az alábbi példa világítja meg.

Egyetlen magyarázó változó esetén, ha valamennyi csődbe ment vállalkozás veszteséges (negatív az eredménye) és valamennyi működő vállalkozás nyereséges (pozitív az eredménye), akkor a vállalkozások teljesen szeparáltak. A zéró nyereség mint szeparáló érték minden vállalkozást korrekten klasszifikál. Ha eközben zéró eredményt mind a csődbe ment, mind a működő vállalkozások között megengedünk, akkor a vállalkozások, úgymond, kváziszeparáltak. Két magyarázóváltozót tekintve, ha a vállalkozásokat az eredményük és a likviditásuk tekintetében a síkban ábrázoljuk, és húzható egy olyan egyenes, melynek egyik oldalán csak csődbe ment, másik oldalán pedig csak működő vállalkozások vannak, akkor a vállalkozások teljesen szeparáltak.

Általánosságban az y_1, y_2, \dots, y_n minta *teljesen szeparált*, ha léteznek $a_0, a_1, a_2, \dots, a_p$ konstansok, melyek közül legalább egy pozitív indexű nem zéró, és

$$a_0 + a_1x_{i1} + a_2x_{i2} + \dots + a_px_{ip} > 0$$

minden $y_i=0$ esetre, és

$$a_0 + a_1x_{i1} + a_2x_{i2} + \dots + a_px_{ip} < 0$$

minden $y_i=1$ esetre. Ugyanakkor az y_1, y_2, \dots, y_n minta kváziszeparált, ha

$$a_0 + a_1x_{i1} + a_2x_{i2} + \dots + a_px_{ip} \geq 0$$

minden $y_i=0$ esetre, és

$$a_0 + a_1x_{i1} + a_2x_{i2} + \dots + a_px_{ip} \leq 0$$

minden $y_i=1$ esetre. Ha a mintában sem teljes, sem kváziszeparáltság nem található, akkor a minta *átfedéses*. E konfigurációk következménye a ML-megoldás létezésére a következő.

– Ha a mintabeli megfigyelések teljesen szeparáltak, akkor nem létezik egyedi véges megoldás a ML normál egyenletekre. Ha a likelihood függvényt maximáló iterációs eljárást mégis folytatjuk, a loglikelihood zéróhoz csökken, a paraméterek szóródási mátrixa pedig nemkorlátossá válik.

– Ha a mintabeli megfigyelések kváziszeparáltak, akkor nem létezik egyedi véges megoldás a ML normál egyenletekre. Ha a likelihood függvényt maximáló iterációs eljárást mégis folytatjuk, akkor a loglikelihood egy nemzéró konstanshoz csökken, a paraméterek szóródási mátrixa pedig nemkorlátossá válik.

– Ha a mintabeli megfigyelések átfedésesek, akkor létezik egyedi véges megoldás a ML normál egyenletekre.

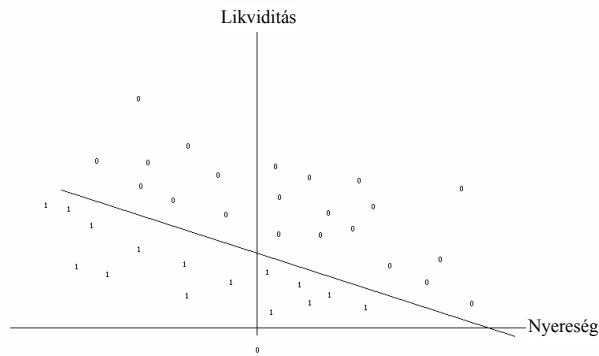
Két magyarázóváltozó esetén a szeparáltság és átfedésség problémáját illusztrálja a 2. és a 3. ábra. Az ábrák mutatják, hogy hiába vannak átfedések mind x_1 , mind x_2 tekintetében külön-külön, a (teljes vagy kvázi-) szeparáltság esetével állunk szemben. Ha bármelyik magyarázóváltozó tekintetében fennáll legalább a kvázi szeparáltság, vagyis az átfedés hiánya, akkor ez elégséges feltétel az egyedi, véges ML-módszer nemlétezéséhez, de hiába van átfedés akár mindegyik magyarázóváltozó tekintetében is külön-külön, ez önmagában nem elégséges feltétel a véges, egyedi ML-megoldás létezéséhez.³ *Santner* és *Duffy* [1986] ad egy lineáris programozáson alapuló algoritmust azt meghatározandó, hogy a ML-beclés mikor nem létezik.

Főntartással kell fogadni mindenképpen a ML-elven alapuló következtetéseket akkor is (*King–Ryan* [2002]), ha a véges ML-beclés létezik ugyan, de

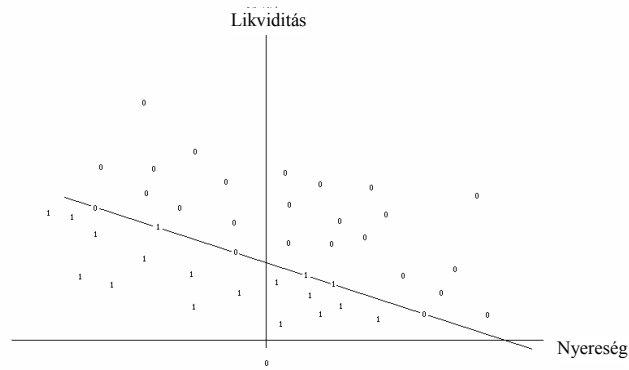
- ritkán fordulnak elő vagy az „1”, vagy a „0” egyedek (zéróközele az arányuk) a mintában,
- csekély mértékű az „1” és „0” egyedek *átfedése* a mintában.

³ Egyféle empirikus közelítés a szeparáltság meglétének az ellenőrzésére a következő lehet. A log-likelihood maximálása során, ha nyolc iterációs lépésen belül az algoritmus konvergál, akkor nem ellenőrizzük a szeparáltságot. A nyolcadik iterációs lépést követően valamennyi megfigyelésre meghatározzuk az $\hat{\theta}$ megfelelő feltételes valószínűségét. Ha ez minden megfigyelésre 1, akkor az adatok teljesen szeparáltak, a maximálási eljárást megállítjuk. Ha teljes szeparáltság nincs a mintában, de egy megfigyelésre extrém nagy valószínűség (nagyobb vagy egyenlő mint 0,95) adódik, akkor két lehetőség van. Egyfelől lehet átfedéses a minta, és ekkor a maximálási eljárás leáll, ha elérte a maximumot. Másfelől, az adatok lehetnek kváziszeparáltak, ekkor a szóródási mátrix nem korlátos. Ezt a helyzetet jelzi, ha a standardizált magyarázóváltozók szóródási mátrixa valamennyi diagonális eleme meghaladja az 5000 értéket.

2. ábra. Teljesen szeparált megfigyelések két magyarázóváltozó síkjában



3. ábra. Kváziszeparált megfigyelések két magyarázóváltozó síkjában



Az ML-egyenletrendszer megoldhatóságának a kérdése az elégséges t -statisztika lehetséges terjedelmének az oldaláról is megközelíthető.

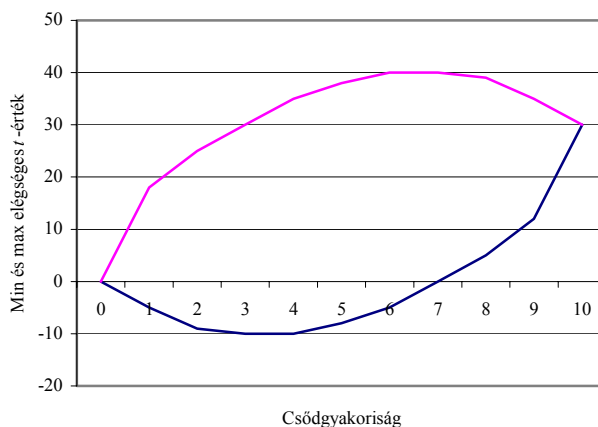
2. tábla

A t_1 elégséges statisztika határai f számú „1” esemény mellett, tízelemű mintában

$f=t_0$	x	Kumuláns	
		t_1 alsó határ	t_1 felső határ
0		0	0
1	-5	-5	18
2	-4	-9	25
3	-1	-10	30
4	0	-10	35
5	2	-8	38
6	3	-5	40
7	5	0	40
8	5	5	39
9	7	12	35
10	18	30	30

Tekintsünk 10, a veszteségük tekintetében sorba rendezett gazdálkodó egységet. (Az adatokat a 2. tábla közli.) Ha a 10 elemű mintában például négy „1” tulajdonságú (csőd) cég található, akkor t_1 értéke (támaszkodva x rendezettségére) legalább -10 , de legfeljebb 35 . Most, ha egy konkrét mintában négy csődbement mellett t_1 értéke éppen -10 , vagy éppen 35 , akkor véges, egyedi ML-megoldás nem létezik. Ábrázoljuk a 4. ábrán látható módon t_0 függvényében t_1 alsó és felső határát, mely a $0 \leq t_0 \leq n$ tartományon egy ún. *konvex kiterjesztést* alkot. Akkor van egyedi megoldása a ML-egyenletrendszernek, ha a t_1 statisztika mintabeli értéke e konvex kiterjesztés *belső pontja*.

4. ábra. Konvex kiterjesztés



Világos, hogy az elégséges t -statisztika akkor veszi fel a szélső értékeit, ha a csődbement „1” vállalkozások az x szerinti rangsorban mind egymást követve legalul, vagy mind egymást követve legfelül helyezkednek el. Ez pedig a (kvázi- vagy teljes) szeparáltság esete.

A 2. tábla adatait használva, az egyedi ML-bebecslés nemlétezését illusztrálja az 5. ábra, 4 teljesen szeparált csődeseményt feltételezve az eloszlás felső szegmensén a 10 elemű mintában: $y=(0,0,0,0,0,0,1,1,1,1)$. Ekkor az elégséges t_1 -statisztika egybeesik a felső határával, azaz $t_1 = 35$. A megoldandó ML-egyenletrendszer /10/ alapján most:

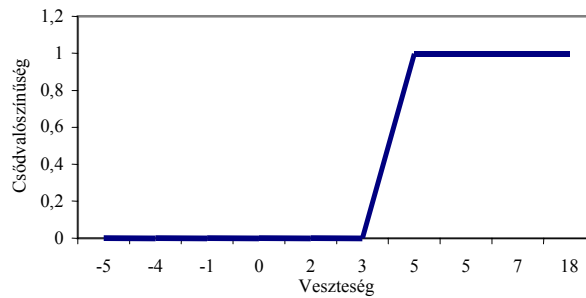
$$t_0 = \sum_{i=1}^{10} y_i = 4 = \sum_{i=1}^{10} \pi_i$$

$$t_1 = \sum_{i=1}^{10} y_i x_i = 35 = \sum_{i=1}^{10} \pi_i x_i .$$

A 2. táblát tekintve látható, hogy ez az egyenletrendszer végtelen sok olyan β_0, β_1 paraméterpáros mellett teljesül, melyek a 5. ábrának megfelelően az első 6 megfigyeléshez közel zéró, az utolsó 4 megfigyeléshez pedig közel 1 valószínűséget becsülnek. (Az olva-

só kipróbálhatja például a $\beta_0=-50$, $\beta_1=12,6568$, vagy a $\beta_0=-55$, $\beta_1=13,9225$ paraméterekkel.) Ekkor a likelihood 1-hez, a loglikelihood pedig zéróhoz konvergál.

5. ábra. Teljesen szeparált csődesemények becsült valószínűségei



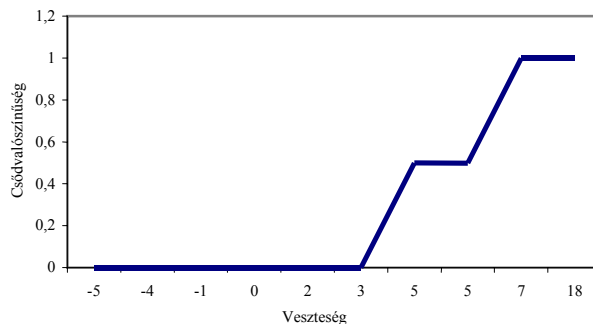
Újra a 2. tábla adatait használva, tekintsünk most egy „háromcsődős”, kváziszeparált esetet oly módon, hogy az első hét megfigyelés $y=0$, az utolsó három viszont $y=1$ tulajdonságú. Így, mivel $x_7=x_8=5$, a minta kvázi-szeparált. Egyedi ML-becslés ebben az esetben sem létezik, mert az elégséges t_1 -statisztika most is egybeesik a felső határával, ami $t_1=30$. Mivel $t_0=3$, ezért a megoldandó ML-egyenletrendszer a következő:

$$t_0 = \sum_{i=1}^{10} y_i = 3 = \sum_{i=1}^{10} \pi_i$$

$$t_1 = \sum_{i=1}^{10} y_i x_i = 30 = \sum_{i=1}^{10} \pi_i x_i .$$

A 2. táblát tekintve látható, hogy ez az egyenletrendszer végtelen sok olyan β_0 , β_1 paraméterpáros mellett teljesül, melyek az első 6 megfigyeléshez közel zéró, az utolsó 2 megfigyeléshez közel 1 valószínűséget, a 7. és 8. megfigyelésekhez pedig egyaránt 0,5 közeli valószínűséget becsülnek. (Az Olvasó kipróbálhatja például a $(\beta_0=-38, \beta_1=7,6)$, vagy a $(\beta_0=-45, \beta_1=9)$ paraméterekkel.) Most a likelihood a $0,5^2$, a $-2 \cdot \log$ likelihood cél-függvény pedig a 2,773 értékhez konvergál. Az elmondottakat a 6. ábra szemlélteti.

6. ábra. Kváziszeparált csődesemények becsült valószínűségei



Mikor a tengelymetszet tekintetében nem, csak a regressziós meredekség tekintetében kell optimálnunk, akkor természetesen rögzített β_0 mellett már létezik egyedi ML-becslés a β_1 paraméterre, hiszen a csődvalószínűség β_1 tekintetében szigorú monoton változik. Ha például a „négycsődös” teljesen szeparált minta esetén β_0 rögzített értéke $-0,40547$ (az $x=0$ melletti ML-becslés), akkor e feltétel mellett β_1 ML becslése $0,413$, és a β_1 paraméterhez tartozó ML-egyenlet más becslés mellett nem teljesül. Ugyanebben a példában, ha β_0 rögzített értéke zéró, akkor β_1 ML becslése $0,375$. Ebben az értelemben a tengelymetszetet *zavaró*, „*nuisance*” paraméterként is szokás kezelni.

3. EGZAKT LOGISZTIKUS REGRESSZIÓ

Abban az esetben, mikor /8/ definiálható, és a tengelymetszetre való következtetés nem célunk, a becslést alapozhatjuk az aszimptotikus, de *feltételes* maximum likelihood módszerre. Ha /8/ nem definiálható, akkor egyetlen lehetséges megoldás az $\mathbf{y}=(y_1, y_2, \dots, y_n)$ mintabeli szekvencia minden lehetséges permutációján alapuló *egzakt* módszert használni.

3.1. Feltételes, egzakt permutációs likelihood

Ha célunk a parciális regressziós paraméterek egy szűk csoportjára való következtetés, akkor a többi paraméter – elégséges statisztikáik rögzítése révén – eliminálható a likelihood függvényből a következők szerint. Tekintsük az elégséges statisztikák $\mathbf{t}=(t_0, t_1, t_2, \dots, t_p)'$ vektorát a mintában, ahol a korábbiaknak megfelelően

$$t_j = \sum_{i=1}^n y_i x_{ij} . \quad /13/$$

A minta /8/ likelihoodjának a felhasználásával az elégséges statisztikák együttes eloszlása:

$$\Pr(\mathbf{T} = \mathbf{t}) = \frac{c(\mathbf{t})e^{\beta' \mathbf{t}}}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{\beta' \mathbf{x}_i})} ,$$

ahol $c(\mathbf{t})$ mindazon \mathbf{y} szekvenciák száma (count), melyek éppen a \mathbf{t} vektort eredményezik. Particionáljuk most a magyarázó változókat az $\mathbf{X}=[\mathbf{X}_0, \mathbf{X}_1]$ módon két csoportba, és legyen feladatunk az \mathbf{X}_1 változók β_1' paramétereire való következtetés a t_1 elégséges statisztikáik alapján. Ennek érdekében tekintsük a $\sum_{i=1}^n y_{iR} x_{ij} = u_j$ jellegű összeget a mintatér egy másik \mathbf{y}_R szekvenciáján is, megfelelő értékeit foglaljuk az $\mathbf{u}=(\mathbf{u}_0, \mathbf{u}_1)'$ vektorba, majd képezzük a t_0 elégséges statisztikák bekövetkezésének az együttes valószínűségét:

$$\Pr(\mathbf{T}_0 = \mathbf{t}_0) = \sum_u \frac{c(\mathbf{u}_1, \mathbf{t}_0) e^{\beta'_1 \mathbf{u}_1 + \beta'_0 \mathbf{t}_0}}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{\beta'_i x_i})},$$

ahol $c(\mathbf{u}_1, \mathbf{t}_0)$ mindazon \mathbf{y} vektorok száma melyekre $\mathbf{X}_1 \mathbf{y} = \mathbf{u}_1$ és $\mathbf{X}_0 \mathbf{y} = \mathbf{t}_0$. Ekkor az elégséges statisztikák *feltételes* együttes likelihoodja:

$$\begin{aligned} \Pr(\mathbf{T}_1 = \mathbf{t}_1 | \mathbf{T}_0 = \mathbf{t}_0) &= \frac{\Pr(\mathbf{T} = \mathbf{t})}{\Pr(\mathbf{T}_0 = \mathbf{t}_0)} = L(\mathbf{t}_1 | \beta'_1) \\ &= \frac{c(\mathbf{t}) e^{\beta'_1 \mathbf{t}_1 + \beta'_0 \mathbf{t}_0}}{\sum_u c(\mathbf{u}_1, \mathbf{t}_0) e^{\beta'_1 \mathbf{u}_1 + \beta'_0 \mathbf{t}_0}} = \frac{c(\mathbf{t}) e^{\beta'_1 \mathbf{t}_1}}{\sum_u c(\mathbf{u}_1, \mathbf{t}_0) e^{\beta'_1 \mathbf{u}_1}}. \end{aligned} \quad /14/$$

Mint látható, a „*nuisance*” paramétereket elimináltuk a feltételes likelihoodból, az $L(\mathbf{t}_1 | \beta'_1)$ feltételes permutációs eloszlás ismeretében pedig egzakt módon következtethetünk a β'_1 paraméterekre, ami végül a $c(\mathbf{t})$ gyakoriságok generálását igényli. Ezt szolgálja az ún. *multivariate shift* algoritmus.

3.2. A „*multivariate shift*” algoritmus

Az egzakt feltételes következtetés alapja annak számszerűsítése, hogy az összes lehetséges 2^n számú \mathbf{y} elrendezés tükrében az adott mintabeli szekvencia milyen eséllyel következik be. Egyféle megoldás generálni valamennyi olyan \mathbf{y} vektort, melyekre $\mathbf{X}_0 \mathbf{y} = \mathbf{t}_0$, és összeszámolni mindazon \mathbf{y} vektorok számát, melyekre $\mathbf{X}_1 \mathbf{y} = \mathbf{t}_1$ adódik.

A feladat méreteinek érzékeltetésére, tekintsünk egy háromváltozós (y, x_0, x_1) adatállományt, és keressük x_1 elégséges statisztikájának egzakt eloszlását az x_0 változó elégséges statisztikájának adottsága mellett.

3. tábla

Illusztratív adatok			
Megfigyelés (i)	y	x_0	x_1
1	0	1	1
2	1	1	1
3	0	1	2
4	1	1	0

Most a mintabeli szekvencia $\mathbf{y}=(0,1,0,1)'$, $\mathbf{X}_0=(1,1,1,1)'$ és $\mathbf{X}_1=(1,1,2,0)'$. Ezért az elégséges statisztikák vektora: $\mathbf{t}=(t_0, t_1)=[0(1,1)+1(1,1)+0(1,2)+1(1,0)]=(2,1)$. Így t_1 permutációs eloszlását keressük a $t_0=2$ feltétel mellett. Foglaljuk táblába a lehetséges 16 \mathbf{y} vektort és a hozzájuk tartozó (t_0, t_1) értékeket:

4. tábla

A teljes mintatér: valamennyi lehetséges y vektor

Mintatér	y_1	y_2	y_3	y_4	t_0	t_1
1	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	1	1	0
3	0	0	1	0	1	2
4	0	0	1	1	2	2
5	0	1	0	0	1	1
6	0	1	0	1	2	1
7	0	1	1	0	2	3
8	0	1	1	1	3	3
9	1	0	0	0	1	1
10	1	0	0	1	2	1
11	1	0	1	0	2	3
12	1	0	1	1	3	3
13	1	1	0	0	2	2
14	1	1	0	1	3	2
15	1	1	1	0	3	4
16	1	1	1	1	4	4

Képezzük most a különböző (t_0, t_1) vektorok, majd a $(t_0=2, t_1)$ vektorok gyakorisági eloszlását, melyeket az 5. és a 6. táblák közölnek:

5. tábla

A különböző (t_0, t_1) vektorok gyakorisági eloszlása

t_0	t_1	Gyakoriság	Valószínűség
0	0	1	1/16
1	0	1	1/16
1	1	2	2/16
1	2	1	1/16
2	1	2	2/16
2	2	2	2/16
2	3	2	2/16
3	2	1	1/16
3	3	2	2/16
3	4	1	1/16
4	4	1	1/16
<i>Összesen</i>		16	1

6. tábla

A különböző $(t_0=2, t_1)$ vektorok gyakorisági eloszlása

t_0	t_1	Gyakoriság	Valószínűség
2	1	2	2/6
2	2	2	2/6
2	3	2	2/6
<i>Összesen</i>		6	1

Látható, hogy a feltételes eloszlást a feltétel nélküliből származtatni kézenfekvő, de magasabb mintanagyság mellett nem ésszerű. Gyorsabb megoldást eredményez a *Hirji–Mehta–Patel* [1987] által javasolt „multivariate shift” algoritmus, amit a 1. ábra illusztrál. Az algoritmus az alábbi rekurzív formulára épül:

$$\mathbf{t}_{i+1} = \mathbf{t}_i + y_{i+1} \mathbf{x}_{i+1}.$$

Az ábra egy fadiagram, melynek sorszámozott szintjei a megfigyelések egymásutáni-ságát jelzik, minden számpár egy t_0, t_1 páros értékét mutatja, míg a mindenkori baloldali ágakat $y=0$, a jobboldali ágakat pedig $y=1$ azonosítja. Ennek megfelelően a következő (t_0, t_1) értéket mindig aszerint növeljük meg 0-val vagy x_r -vel ($0x$ vagy $1x$) értékkel, hogy baloldali, avagy jobboldali ágon szerepel.

A következő észrevételek a számlálási algoritmus gyorsítását szolgálják.

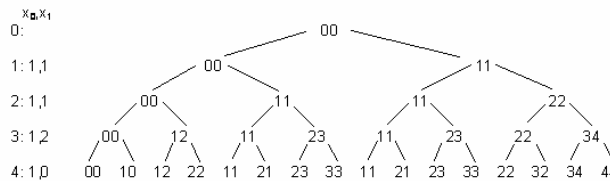
1. A második lépésben két (1,1) ág van mivel egymás után két azonos megfigyelés következik. E két (1,1) ág alatt azonos eredményekre jutunk, tehát az (1,1) ág alatti eredményeket vehetjük kétszeres gyakorisággal.

2. A 3. lépésben sem a (0,0) állapotból, sem a $(3, t_1)$ állapotból nem tudunk egylépéses (1,2) hozzáadással $(2, t_1)$ állapotba jutni. Ez a *megvalósíthatatlanság-kritérium* (*Hirji–Mehta–Patel* [1987]).

3. A megvalósíthatatlanság-kritérium annál hatékonyabban működik, minél magasabb kovariánszon kezdjük el előbb végrehajtani. Ha például példánkban a 4. x_0 érték 1 helyett 2 lenne, akkor a (0,0) állapotból rögtön $(2, t_1)$ ágra kerülhetünk, ha ezzel kezdjük az eljárást.

4. Mivel az első két megfigyelés azonos kovariánsokkal bír, ezért a kombinálásukkal a 0. lépésről rögtön a második lépésre ugorhatunk úgy, hogy az induló (0,0) állapotot az $i=0,1,2$ csomópontokban $i(1,1)$ értékkel növeljük, miközben a csomópontok gyakorisága $\binom{2}{i}$. Ezzel a keresési időt csökkentjük, de binomiális együtthatókat kell számítani.

7. ábra A „multivariate shift” algoritmus menete



3.3. Következtetés egyetlen paraméterre

Az egyedi β_1 paraméterre való következtetés a \mathbf{T} változó azon *feltételes* eloszlásán alapul, mely csak a β_1 paraméter tekintetében változik, a többi paramétert pedig mint „zavaró” paramétert rögzíti:

$$L(t_1 | \beta_1) = \frac{c(t_0, t_1, t_2, \dots, t_p) e^{\beta_1 t_1}}{\sum_u c(t_0, u, t_2, t_2, \dots, t_p) e^{\beta_1 u}}, \quad /15/$$

ahol $c(t_0, u, t_2, \dots, t_p) \geq 1$.

Az elégséges T_1 -statisztika egzakt eloszlásának a használatát illusztrálja a következő kis esettanulmány. Egy 46 elemű véletlen minta struktúráját mutatja a 7. tábla, ahol 3 magyarázó változó 8 *különböző* kovariánsa magyarázza összesen $f=29$ darab $y=1$ előfordulását. A minta vállalkozásokat tartalmaz, melyekre $y=1$, ha felszámolási eljárás van el-lene folyamatban (*csőd*), egyébként $y=0$, miközben a vállalkozás esetében $x_1=1$, ha az átlagosnál alacsonyabb a hosszú távú eladósodottsága, $x_2=1$, ha az átlagosnál jövedelme-zőbb, és $x_3=1$, ha rövid távú likviditása az átlagosnál jobb, egyébként valamennyi másik x értéke zéró. A magyarázó változók \mathbf{x}_k kovariánsa rendre n_k gyakorisággal fordul elő, melyből f_k számú $y=1$ tulajdonságú.

7. tábla

Különböző kovariánsok megoszlása a mintában
a „csőd” gyakorisága szerint

Elemszám		Kovariáns (x)		
n_k	f_k	x_1	x_2	x_3
3	3	0	0	0
2	2	0	0	1
4	4	0	1	0
1	1	0	1	1
5	5	1	0	0
5	3	1	0	1
9	5	1	1	0
17	6	1	1	1
<i>t</i> -statisztika	$t_0=29$	$t_1=19$	$t_2=16$	$t_3=12$

Vegyük észre, hogy az x_1 változó tekintetében a minta kváziszeparált, hiszen $x_1=0$ mellett nem fordul elő $y=0$ esemény. Következésképp a minta likelihoodja β_1 tekintetében nem maximálható. A mintában a β_j ($j=0,1,2,3$) paraméterek elégséges statisztikai /13/ felhasználásával rendre: $t_0=f=29$, $t_1=19$, $t_2=16$, $t_3=12$. Az Olvasó könnyen ellenőrizheti, hogy a t_1 elégséges statisztika megszorítás nélküli alsó határa $t_1=19$, felső határa pedig $t_1=29$, vagyis a minta t_1 tekintetében nem belső pontja az ún. konvex kiterjesztésnek.

A T_1 változó feltételes eloszlását jellemzendő, tekintsük a 8. táblát, mely a 7. tábla 29 *csőd* vállalkozásának egy olyan szekvenciában való elrendezését tartalmazza, mely megőrzi a $[t_0=29, t_2=16, t_3=12]$ mintabeli értékeket, viszont a t_1 statisztika a $t_1=26$ értékre emelkedik. A 29 *csőd* vállalkozás természetesen sokféle szekvenciában elrendezhető, de mint arra a későbbiekben utalni fogunk, úgy nem, hogy a $[t_0=29, t_2=16, t_3=12]$ feltétel mellett t_1 értéke magasabb legyen mint 26. Itt emlékeztetünk arra, hogy a $[t_0=29, t_2=16, t_3=12]$ feltétel elhagyásával t_1 maximális értéke 29 volt.

8. tábla

Elégséges statisztikák a 29 csőd eseménynek egy „alternatív” szekvenciája alapján

Elemszám		Kovariáns (x)		
n_k	f_k	x_1	x_2	x_3
3	3	0	0	0
2	0	0	0	1
4	0	0	1	0
1	0	0	1	1
5	5	1	0	0
5	5	1	0	1
9	9	1	1	0
17	7	1	1	1
<i>t</i> -statisztika	$t_0=29$	$t_1=26$	$t_2=16$	$t_3=12$

Csődvizsgálatunkban a t_1 statisztika egzakt, feltételes eloszlását a 9. tábla közli. Mint látható, a $[t_0=29, t_2=16, t_3=12]$ feltétel mellett nem található olyan szekvencia, mely kisebb t_1 értéket produkálna, mint 19, vagy nagyobbat, mint 26. Látható, hogy a konkrét minta t_1 terjedelmének a minimális értékéhez tartozik, és ez a \mathbf{t} struktúra 29445360 különböző szekvencia esetén következik be. A \mathbf{t} vektortól a csak a $t_1=26$ értékben különbözőt produkáló szekvenciák száma pedig 19448. Mint látható, az elégséges statisztika feltételes, permutációs eloszlásának a meghatározása számításigényes feladat, mely igen gyors algoritmust igényel. (Lásd *Trichler* [1984], *Hirji–Mehta–Patel* [1987], *Hirji* [1992], *Mehta–Patel–Senchaudhuri* [2000].) Az alkalmazott „multivariate shift” algoritmus lényegét a korábbiakban már tárgyaltuk.

9. tábla

A t_1 -statisztika egzakt, feltételes eloszlása

t_1	$c(29, t_1, 16, 12)$
19	29,445,360
20	147,312,480
21	271,271,448
22	231,819,344
23	95,325,644
24	17,473,144
25	1,204,008
26	19,448
<i>Összesen</i>	<i>793,870,896</i>

A tábla gyakoriságait használva, például a $t_1=19$ esemény feltételes valószínűsége rögzített β_1 paraméter mellett:

$$L(t_1 = 19 | \beta_1) = \frac{c(29, 19, 16, 12)e^{19\beta_1}}{\sum_{t_1=19}^{26} c(29, t_1, 16, 12)e^{t_1\beta_1}}.$$

Az elégséges statisztika feltételes eloszlását hipotézisvizsgálatra az alábbi módon használjuk.

Hipotézisek tesztelése

A parciális regressziós paraméterek tesztelése érdekében tekintsük az alábbi hipotézispárt:

$$H_0 : \beta_1 = 0, \quad H_1 : \beta_1 \neq 0 .$$

Az egzakt p -értéket úgy nyerjük, hogy a /15/ valószínűség H_0 melletti értékeit összegezzük a specifikált \mathbf{K} kritikus tartományon:

$$p = \sum_{v \in \mathbf{K}} L(v | \beta_1 = 0) .$$

Kritikus tartományt két alapvető módon képezhetünk. Egyfelől a *feltételes valószínűség*, másfelől a *feltételes score* elv alapján.

A feltételes valószínűség elvének megfelelően kritikus tartományt képeznek mindazon v értékek, melyekre a /15/ feltételes valószínűség nem nagyobb, mint a megfigyelt t_1 -értékre számított feltételes valószínűség, vagyis: $L(v|0) \leq L(t_1|0)$. Így az egzakt p -érték:

$$p = \sum_{L(v|0) \leq L(t_1|0)} L(v | \beta_1 = 0) .$$

Mivel a nullhipotézis érvénye mellett $e^{t \cdot 0} = 1$, ezért a p -érték számítása a 9. tábla $c(\cdot)$ gyakoriságainak a megoszlásain alapszik. Esetünkben

$$\begin{aligned} p &= L(19 | 0) + L(24 | 0) + L(25 | 0) + L(26 | 0) = \\ &= \frac{29445360 + 17473144 + 1204008 + 19448}{793870896} = 0,061 . \end{aligned}$$

Eszert minden 6,1 százaléknál alacsonyabb szignifikanciaszinten elutasítjuk a nullhipotézist.

A feltételes score elv szerint viszont a kritikus tartományt azok a v értékek alkotják, melyekre

$$\left(\frac{v - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \geq \left(\frac{t_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 ,$$

ahol μ_1 és σ_1 a T_1 változó feltételes eloszlásának átlaga és szórása a β_1 paraméter zéró értéke mellett.

Paraméterbecslés

Célunk most $1-\alpha$ megbízhatóságú (β_a, β_f) konfidenciaintervallumot szerkeszteni a β paraméterre, mely definíció szerint eleget tesz a

$$Pr(\beta_a < \beta < \beta_f) = 1 - \alpha$$

követelménynek, ahol β_a a konfidenciaintervallum alsó, β_f pedig a felső határát jelöli, és $0 < \alpha < 1$ az alul- és a felülbecslés együttes kockázata. E két kockázatot egyenlően megosztva, majd a /15/ feltételes eloszlás kumulatív valószínűségeit képezve, a felső és az alsó határ definíció szerint rendre eleget tesz az alábbi azonosságoknak:

$$\sum_{v \leq t_1} L(v | \beta_f) = \alpha / 2$$

$$\sum_{v \geq t_1} L(v | \beta_a) = \alpha / 2.$$

Vegyük észre, hogy ha $t_1 = t_{\max}$, akkor (lévén teljes eseményrendszer) a kumulatív valószínűség 1, ezért *invariáns* β értékére, így ilyenkor megállapodás szerint $\beta_f = \infty$. Hasonlóan, ha $t_1 = t_{\min}$, akkor $\beta_a = -\infty$.

A β_1 paraméter *pontbecslésére* kétféle lehetőség nyílik. Maximálhatjuk egyfelől β_1 tekintetében a /15/ szerinti $L(t_1 | \beta_1)$ valószínűséget. Ez *egzakt feltételes maximum likelihood* β_{ECML} becslést eredményez, viszont nem működik, ha $t_1 = t_{\min}$, vagy $t_1 = t_{\max}$. Ebben az esetben alkalmazhatjuk a *torzítatlan medián* módszert, amely szerint:

$$\beta_{um} = (\beta_{f(.5)} + \beta_{a(.5)}) / 2,$$

ahol $\beta_{a(.5)}$ az $\alpha = 0,5$ megbízhatóságú konfidenciaintervallum alsó, $\beta_{f(.5)}$ pedig a felső határa. Ha valamelyik határra végtelen adódna, akkor a pontbecslést automatikusan a másik határ jelenti. Esetünkben a β_1 paraméter 95 százalékos konfidencia tartományának felső határa az

$$L(19 | \beta_{1f}) = \frac{c(29, 19, 16, 12) e^{19\beta_{1f}}}{\sum_{t_1=19}^{26} c(29, t_1, 16, 12) e^{t_1\beta_{1f}}} = 0,025$$

azonosság iteratív megoldásával $\beta_{1f} = 0,16$ adódik.

Előrejelzés

Becsüljük az \mathbf{x}_0 kovariáns mellett az „ $y=1$ ” esemény P_0 valószínűségének egzakt konfidencia intervallumát. Az előrejelzés érdekében paraméterezzük át a logit modellt az alábbi módon:

$$\text{logit}(\pi_x) = (\beta_0 + \mathbf{x}'_0 \boldsymbol{\beta}) + (\mathbf{x}' - \mathbf{x}'_0) \boldsymbol{\beta}. \quad /16/$$

A /16/ modell $(\beta_0)^* = \beta_0 + \mathbf{x}'_0 \boldsymbol{\beta}$ tengelymetszetének egzakt konfidenciaintervalluma egyben konfidenciaintervallum az $\ln(P_0 / (1 - P_0))$ logitra. A modell új magyarázóváltozói

az eredeti értékeknek az előrejelzési ponttal csökkentett értékei, valamennyi mintaelemre. A logitra nyert konfidencia határok végül a megszokott $\exp(\cdot)/(1+\exp(\cdot))$ módon adják a valószínűsége vonatkozó határokat.

Illusztratív számítások

Jelen példában a paraméterbecslés eredményeit a 10. tábla tartalmazza.

10. tábla

<i>Egzakt következtetés a paraméterekre</i>			
Paraméter	Pontbecslés	Egzakt 95% CI	Egzakt p -érték
β_0	3,535	1,477 – (∞)	0,0001
$(\beta_0)^*$	-0,737	-1,910 – (0,310)	0,164
β_1	-1,886	$-\infty$ – (0,160)	0,061
β_2	-1,548	-4025 – (0,363)	0,117
β_3	-1,156	-2,997 – (0,512)	0,154

A regressziós meredekségeket illetően, a p -értékek alapján látszik, hogy míg az x_1 változó 6,1 százalékos szinten szignifikáns, addig x_2 és x_3 nem. Mivel a β_0 tengelymetszet a (0,0,0) kovariáns melletti lineáris előrejelzés, ezért egy vállalkozás esetében, ha jelentősen eladósodott, kevésbé jövedelmező, és kevésbé likvid, akkor a „csőd” bekövetkezésének valószínűsége 95 százalékos megbízhatósággal *legalább*

$$\frac{e^{1,48}}{1 + e^{1,48}} = 0,814 .$$

Számításainkban a β_0^* tengelymetszetet oly módon becsültük, hogy a magyarázóváltozók valamennyi értékéből egyöntetűen 1-et levontunk. Ezáltal β_0^* az $\mathbf{x}_0=(1,1,1)$ kovariáns (kevésbé eladósodott, igen jövedelmező és módfelett likvid) mellett becsült logit, így e kovariáns mellett a „csőd” bekövetkezésének esélye *legalább*

$$\frac{e^{-1,91}}{1 + e^{-1,91}} = 0,129$$

és legfeljebb

$$\frac{e^{0,31}}{1 + e^{0,31}} = 0,577 .$$

Másfelől, a β_1 regressziós meredekség parciális értelmezését illetően, ha a vállalkozás kevésbé eladósodott, akkor *ceteris paribus*

$$e^{0,16} = 1,173 ,$$

tehát 17,3 százalékkal nagyobb a csődhelyzetbe kerülés odds-aránya szemben azokkal, akik inkább eladósodottak. Ugyanakkor 95 százalékos megbízhatósági szinten legfeljebb

$$\frac{e^{0,16}}{1 + e^{0,16}} = 0,54$$

a valószínűsége annak, hogy a szóban forgó vállalkozás csődhelyzetbe kerül. Vegyük észre, hogy ez egy *legfeljebb* jellegű becslés, hiszen a *negatív előjelű megfelelő pontbecslést* alkalmazva az analóg eredmények rendre

$$e^{-1,886} = 0,152$$

$$\frac{e^{-1,886}}{1 + e^{-1,886}} = 0,132,$$

amely valószínűségek a csődhelyzetbe kerülés valószínűségének a csökkenésére utalnak azokkal szemben, akik az átlagosnál kevésbé eladósodottak. A β_2 és β_3 paraméterekre való következtetés hasonló módon történik.

3.4. Következtetés több paraméterre

A hipotézisek tesztelésének megkülönböztetett esete a regressziós paraméterek vonatkozásában, amikor a hipotézis tartalmilag egy kvalitatív magyarázó változóra vonatkozik, melynek lehetséges kimenetei kategóriák. Ekkor e kategóriaváltozót (a kategóriák számától függően) bináris, ún. *dummy* változók rendszerével írjuk le, tehát e dummy változók paramétereit kell tesztelnünk. Ilyenkor a statisztikai hipotézis szükségszerűen a paraméterek egy *csoportjára* vonatkozik egyidejűleg.

Egy másik esettanulmányra áttérve, csődhelyzet szempontból tekintsünk 47 vállalkozást *likviditási rátájuk*⁴, és *bonitásuk*⁵ szempontjából, és bontsuk mindkét mutató skáláját három, rendre: *alacsony*, *átlagos*, és *magas* kategóriára. Legyen $x_1=1$, ha a likviditási ráta alacsonyabb az átlagosnál, $x_2=1$, ha a likviditás átlagos szintű, $x_3=1$, ha a bonitás alacsonyabb az átlagosnál, és $x_4=1$, ha átlagos színvonalú a bonitás, egyébként minden más x érték zéró. Ha a vállalkozás csődhelyzetben van, akkor $y=1$, egyébként $y=0$. Bár a modellben csupán két tényezőt, nevezetesen a *likviditást* és a *bonitást* vizsgáljuk, módszertanilag több, rendre 2-2 dummy jellegű (1,0 kimenetű) x magyarázóváltozó reprezentálja e tényezőket. Az adatokat a 11. tábla közli. A táblában feltüntetésre került a tengelymetszethez tartozó mesterséges \mathbf{x}_0 összegző vektor, továbbá az elégséges t -statisztikák értéke is.

⁴ Likviditási ráta = (forgóeszközök – készletek) / rövid lejáratú kötelezettségek.

⁵ Bonitás = hosszú lejáratú kötelezettségek / saját vagyon.

11. tábla

A likviditás és a bonitás hatása a csődhelyzetbe kerülésre

Csődhelyzet (y)	Tengelymetszet	Kovariáns				Gyakoriság
	x ₀	x ₁	x ₂	x ₃	x ₄	
1	1	1	0	0	0	1
1	1	0	1	0	0	2
1	1	1	0	1	0	4
1	1	0	1	0	1	4
1	1	0	0	0	0	1
1	1	0	1	1	0	2
0	1	1	0	1	0	3
0	1	0	1	0	1	8
0	1	0	0	0	0	2
0	1	0	1	1	0	5
0	1	0	0	1	0	2
0	1	0	0	0	1	13
<i>t-statisztika</i>	14	5	8	6	4	–

A logit modell ezek után

$$\ln(\text{odds}_x) = \text{logit}(\pi_x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4,$$

amely paramétereit a fenti minta alapján a maximum likelihood módszerrel nem tudjuk becsülni, mivel a megfigyelt adatok a mintatér határára esnek. Mindazonáltal érdekes számunkra, hogy a bonitási ráta szignifikánsan befolyásolja-e a csődhelyzetet, vagy sem. Ezt formailag a

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad /17/$$

hipotézis fejezi ki, melyet a megfelelő elégséges statisztikák egzakt, együttes feltételes eloszlására támaszkodva tesztelhetünk.

Általánosságban tekintsük a β paramétervektornak az első q -elemét leválasztó β'_0 és a további $(p-q)$ -elemét tartalmazó β'_1 partícióját, melyekhez rendre az elégséges statisztikák t_0 és t_1 vektora tartozik. Ekkor a paraméterek β'_1 csoportjára való *egyidejű* következtetés a hozzájuk tartozó T_1 elégséges statisztikák *együttes* eloszlásának az ismeretét igényli, a többi elégséges $T_0=t_0$ statisztika mintabeli szinten való rögzítettsége mellett. Az így definiált feltételes eloszlás tehát független a β'_0 paraméterektől.

Legyen nullhipotézisünk, hogy valamenyi β'_1 paraméter zéró:

$$H_0 : \beta'_1 = \mathbf{0}'$$

szemben a kétoldali H_1 alternatívával, miszerint β'_1 elemei közül legalább egy nem zéró. A hipotézis tesztelésére szolgáló feltételes valószínűség:

$$L(\mathbf{t}_1 | \boldsymbol{\beta}'_1) = \frac{c(\mathbf{t}_1, \mathbf{t}_0) e^{\boldsymbol{\beta}'_1 \mathbf{t}_1}}{\sum_{\mathbf{u}} c(\mathbf{u}_1, \mathbf{t}_0) e^{\boldsymbol{\beta}'_1 \mathbf{u}}}. \quad /18/$$

Az egzakt kétoldali p -érték általánosságban

$$p = \sum_{\mathbf{v} \in \mathbf{K}} L(\mathbf{v} | \boldsymbol{\beta}'_1 = \mathbf{0}).$$

A kritikus tartományt most is kétféle úton konstruálhatjuk. A feltételes valószínűség módszerével mindazon \mathbf{v} értékek alkotják a \mathbf{K} kritikus tartományt, melyekre:

$$\mathbf{K}_{prob} = \left\{ \mathbf{v} : L(\mathbf{v} | \boldsymbol{\beta}'_1 = \mathbf{0}) \leq L(\mathbf{t}_1 | \boldsymbol{\beta}'_1 = \mathbf{0}) \right\}, \quad /19/$$

míg a feltételes score elv alapján

$$\mathbf{K}_{score} = \left\{ \mathbf{v} : (\mathbf{v} - \boldsymbol{\mu}_1)' \boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} (\mathbf{v} - \boldsymbol{\mu}_1) \geq (\mathbf{t}_1 - \boldsymbol{\mu}_1)' \boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} (\mathbf{t}_1 - \boldsymbol{\mu}_1) \right\}, \quad /20/$$

ahol $\boldsymbol{\mu}_1$ az átlaga, $\boldsymbol{\Sigma}_1$ pedig a kovarianciamátrixa az $L(\mathbf{t}_1 | \boldsymbol{\beta}'_1)$ eloszlásnak.

Vizsgálatunkban a /17/ hipotézis tesztelése az $L(t_3, t_4 | \beta_3 = \beta_4 = 0)$ permutációs null-eloszlás alapján történik, a többi elégséges statisztika megfigyelt ($t_0=14$, $t_1=5$, $t_2=8$) értéken való rögzítése mellett. A teszteléshez az egzakt feltételes *score* módszert használjuk. A feltételes *score* értéke most általában

$$s = [t_3 - \mu_3, t_4 - \mu_4] \begin{bmatrix} \text{var}(t_3) & \text{cov}(t_3, t_4) \\ \text{cov}(t_3, t_4) & \text{var}(t_4) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} t_3 - \mu_3 \\ t_4 - \mu_4 \end{bmatrix},$$

ahol esetünkben $t_3=6$ és $t_4=4$. Így – az átlag és a kovarianciamátrix közlésétől eltekintve –, $s=7,293$.

A következtetés alapjául szolgáló p -érték meghatározása innen kétirányú. Egyfelől a feltételes score teszt alapján a /20/ kritikus tartományt alkalmazva a p -érték

$$p_{score} = \sum_{t_3, t_4 \in \mathbf{K}} L(t_3, t_4 | \beta_3 = \beta_4 = 0) = 0,0256.$$

Másfelől aszimptotikus p -érték meghatározására is lehetőség nyílik a 2 szabadságfokú chi-négyzet eloszlás tengelyén az alábbi szárny-*tail-probability* számítása révén:

$$\Pr(\chi_2^2 > 7,293) = 0,0261.$$

A likviditásra vonatkozó analóg egzakt, illetve aszimptotikus p -értékek rendre: 0,007 és 0,009. Mint látható, a likviditás inkább szignifikáns tényező mint a bonitás. Ugyanak-

kor jelen esetben, a kicsi mintaelemszám ellenére az egzakt és az aszimptotikus eredmények nagyon közel állnak egymáshoz. Az aszimptotikus eredmények pontosságának most az a magyarázata, hogy nem a feltétel nélküli, hanem a feltételes ML-becsléshez kötődnek. Felhívjuk a figyelmet újra, hogy bár a paraméterek nem egzakt maximum likelihood becslésre nincs lehetőség a vizsgált adatállomány esetén, egzakt módon lehetőség nyílt hipotézisek tesztelésére.

3.5. Következtetés rétegzett minta esetén

Tekintsünk egy $g=1,2,\dots,m$ számú rétegre bontott sokaságot, amely rétegekből rendre n_1, n_2, \dots, n_m elemű független minták állnak rendelkezésre, melyekben rendre f_1, f_2, \dots, f_m az $y=1$ esetek száma. Jelölje π_{ig} a $\Pr(Y_{ig}=1|\mathbf{x}_{ig})$ esemény feltételes valószínűségét, ahol \mathbf{x}_{ig} a p -dimenziós kovariáns a g rétegben, az i egyedre vonatkozóan. E körülmények között a logit az

$$\ln\left(\frac{\pi_{ig}}{1-\pi_{ig}}\right) = \beta_{0g} + \beta_1 x_{ig1} + \beta_2 x_{ig2} + \dots + \beta_p x_{igp}$$

lineáris modell szerint alakul, ahol a β_j parciális meredekség közös valamennyi rétegre, és a β_{0g} rétegspecifikus tengelymetszet fejezi ki a réteghatást (a réteghez való tartozást *dummy* változók rendszere rögzíti az adatok között). E körülmények között az elégséges statisztikák képzése

$$t_j = \sum_{g=1}^m \sum_{i=1}^{n_g} y_{ig} x_{igj} \quad /21/$$

módon történik, ahol $t_{0g} = f_g$ minden rétegre. A réteghatások becslése nagymértékben növeli a becslendő paraméterek számát, ezért, ha nem célunk a réteghatások elemzése, akkor kézenfekvő „zavaró” paraméterként kezelni azokat, és elégséges statisztikáik megkötése mellett következtetni a réteghatástól mentes többi paraméterre.

Az alábbiakban 30 vállalkozást tekintünk, akik tevékenységük alapján hét adott ágazat egyikéhez kötődnek, alakuláskori becslött kockázati indexük a $K=0,1,2,\dots,15$ skála valamely kimenete, és $y=1$, ha 3 éven belül fizetésektelenség bejelentése miatt indult ellenük csődeljárás, egyébként $y=0$. A rétegzés ágazatok szerint ($g=1,2,3,4,5,6,7$) történt. Az adatok a 12. táblában láthatók.

A csődeljárás π_{ig} valószínűségi modellje most a K kockázati index feltétele mellett a következő:

$$\ln\left(\frac{\pi_{ig}}{1-\pi_{ig}}\right) = \beta_{0g} + \beta K_{ig}.$$

12. tábla

Az alakuláskori kockázati index hatása a csődeljárás megindítására

Vállalkozás	Ágazat (g)	Kockázati index (K)	Csődeljárás (y)
1	1	0	0
2	3	9	1
3	4	2	1
4	1	3	0
5	2	2	1
6	5	6	0
7	1	2	0
8	6	3	0
9	7	2	0
10	6	0	1
11	1	7	0
12	6	0	0
13	4	0	0
14	1	15	1
15	2	0	0
16	1	3	0
17	3	2	0
18	4	0	0
19	1	2	0
20	3	1	0
21	4	0	0
22	1	6	0
23	7	6	1
24	1	5	0
25	6	0	0
26	4	0	0
27	5	3	1
28	1	2	0
29	6	0	0
30	5	0	1

A kevés megfigyelés miatt, ha a közös kockázati tényező becslése mellett az ágazati hatásokat is becsülnénk, akkor ez a paraméterek relatíve magas száma miatt nagymértékben rontaná a kockázati index hatásának a becslését. Ezért a β_{0g} ágazati hatás becslését elimináljuk azáltal, hogy az ágazatonkénti csődeljárások számát feltételként kezelve következtetünk a β paraméterre:

$$H_0 : \beta = 0, \quad H_1 : \beta \neq 0.$$

Ezt most megtehetjük egzakt és aszimptotikus úton is. Az egzakt, feltételes eloszláson alapuló maximum likelihood becslés $\beta_{ECML}=0.325$, a hozzá tartozó (feltételes score) p -érték 0,0167, míg a 95 százalékos konfidenciaintervallum [0,0223, 0,741]. Ugyanakkor a feltételes, de aszimptotikus módon becsült 95 százalékos megbízhatóságú konfidenciaintervallum [-0,004, 0,654]. A megfelelő p -értékek pedig rendre: $p(\text{score})=0,0129$, $p(\text{Wald})=0,0528$, és $p(\text{likelihood ratio}) = 0,023$.

Látható, hogy az egzakt módszert alkalmazva a kockázati tényező hatása (mind a konfidenciaintervallum, mind a p -érték alapján) 5 százalékos szinten szignifikáns. Ezzel szemben az aszimptotikus konfidenciaintervallum és az aszimptotikus Wald-teszt alapján a kockázati index hatása nem szignifikáns.

3.6. A paraméterek lineáris kombinációjának tesztelése

Tekintsük végül a logit lineáris regresszióját az alábbi formában

$$\text{logit}(\cdot) = \mathbf{X}_{(n,p)} \boldsymbol{\beta}_{(p,1)}, \quad /22/$$

ahol \mathbf{X} az adatmátrix és a $\boldsymbol{\beta}$ vektor tartalmazza a tengelymetszetet is. Legyen feladatunk a

$$H_0 : \mathbf{C}_{(r,p)} \boldsymbol{\beta}_{(p,1)} = \mathbf{0} \quad /23/$$

hipotézis tesztelése, ahol \mathbf{C} rangja teljes. H_0 tesztelése érdekében írjuk fel a /22/ modellt az alábbi átparaméterezett formában

$$\text{logit}(\cdot) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \left(\begin{pmatrix} \mathbf{X}\mathbf{G} \\ \mathbf{X}_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} \\ \mathbf{b}_2 \end{pmatrix} \right) = \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2,$$

ahol a \mathbf{G} mátrixot úgy választjuk meg, hogy $\mathbf{G}\mathbf{C}=\mathbf{0}$ teljesüljön, és $\mathbf{X}_1=\mathbf{X}$, valamint $\boldsymbol{\beta}_1=\boldsymbol{\beta}$. Így a /23/ hipotézis tesztelése az $L(\mathbf{T}_2|\mathbf{T}_1=\mathbf{t}_1)$ egzakt eloszlás meghatározásával végrehajtható.

4. TORZÍTÁSCSÖKKENTŐ KORREKCIÓK ASZIMPTOTIKUS KÖVETKEZTETÉSEKHEZ

Ha az „1” megfigyelés *ritka esemény* a mintában, akkor további „1” esetek csatolása kívánatos a mintához, standard hiba csökkentő hatása révén. Ha ugyanis a logit modell előrejelzése megbízható, akkor $\pi_i|y_i=1$ becslést értéke magasabb mint $\pi_i|y_i=0$ becslést értéke, de 0,5-höz közeli, mert alulbecsült, tehát $\pi_i(1-\pi_i)$ értéke a /11/ formulában relatíve magas, és nagyobb az „1”, mint a „0” egyedek esetén, tehát újabb „1” egyed csatolása a mintához a paraméterek varianciáját tovább csökkenti. Ha az „1” ritkasága miatt csatolására nincs lehetőség, akkor célszerű alkalmas módon „0” egyedeket elhagyni (King–Zeng [2001a,b]). Ennek megfelelő mintavételi stratégia az ún. *case-control* módszer, ahol adott kategóriához tartozó „csőd” esethez választunk egy vagy több „0”, azaz „*kontroll*” jellegű megfelelő vállalkozást. A *case* és *control* megfigyelések közel egyenlő részaránya a mintában az optimális arány a paraméterek standard hibája szempontjából. Az ilyen jellegű becslés további korrekciót, nevezetesen *prior* korrekciót igényel, ha van ilyen információnk az „1” egyedek sokasági P arányára vonatkozóan. A csödbement vállalkozásokra ilyen jellegű információ rendelkezésre áll.

A torzításcsökkentő prior korrekció módszere (Prentice–Pyke [1979], Manski–Lerman [1977]) a klasszikus ML-becslésből indul ki, majd a becsléseket korrigálja az $y=1$ egyedek *a priori* sokasági P arányára, és a mintabeli \bar{y} arányára vonatkozó információval. A tengelymetszet konzisztens korrigált becslése:

$$\hat{\beta}_0 - \ln \left[\left(\frac{1-P}{P} \right) \left(\frac{\bar{y}}{1-\bar{y}} \right) \right] = \hat{\beta}_0 - \left[\underbrace{\ln \left(\frac{\bar{y}}{1-\bar{y}} \right)}_{\hat{\beta}_{0ML}} - \underbrace{\ln \left(\frac{P}{1-P} \right)}_{\beta_0} \right]$$

Ennek mondanivalója, hogy ha valamennyi magyarázóváltozó értéke zéró, akkor ez az odds-arány ismert, mégpedig $P/(1-P)$. A logit modell által becsült odds-arány $e^{\hat{\beta}_0}$, viszont a ML odds-arány $\bar{y}/(1-\bar{y})$. A korrekció a becsült tengelymetszetet a torzítás mértékével módosítja, és hatására az $\mathbf{x}=\mathbf{0}$ nevezetes esetben a modell által becsült odds-arány a sokasági odds-arányt adja.

Az elemzések többségében a hangsúly nem föltétlenül a regressziós paraméterek becsült értékének az elemzésén, hanem a valószínűségek minél pontosabb számításán van. Ilyenkor mind a tengelymetszet, mind a regressziós paraméterek minél precízebb becslése központi kérdés, melynek egyféle eszköze a prior korrekció módszere. Hátránya a prior korrekció módszerének, hogy ha a modell tévesen specifikált, akkor a becslések kevésbé robusztusak (lásd Xie–Manski [1989]), mint az alább tárgyalandó módszer.

A súlyozott mintavételi maximum likelihood becslés (Manski–Lerman [1977]) egy alternatív módszer az „1” tulajdonságú egyedek eltérő sokasági és mintabeli arányának a figyelembe vételére, ahol $\Pr(Y=1|\mathbf{x}) = \pi_x^{v_1}$ és $\Pr(Y=0|\mathbf{x}) = (1-\pi_x)^{v_0}$ definiálja a feltételes valószínűségeket. A nem csoportosított $i=1,2,\dots,n$ minta esetén ekkor a likelihood függvény

$$L_v = \prod_{i=1}^n \left(\pi_i^{v_1} \right)^{y_i} \left((1-\pi_i)^{v_0} \right)^{1-y_i},$$

ahol

$$v_1 = \frac{P}{\bar{y}}, \quad v_0 = \frac{1-P}{1-\bar{y}}.$$

Látható, hogy ha a sokasági és a mintabeli arányok megegyeznek, akkor a klasszikus likelihood függvényt kapjuk. Ha $P > \bar{y}$ akkor csökkentjük a π_i valószínűség hatását a likelihoodban, egyébként növeljük. Mivel általában a súlyozatlan loglikelihood az

$$\ln L = -\sum_{i=1}^n \ln \left(1 + e^{(1-2y_i)\beta'x_i} \right) \quad /24/$$

formában is írható, a maximálandó súlyozott loglikelihood függvény /24/ alapján egy tagban fölírva

$$\ln L_v = -\sum_{i=1}^n (v_i y_i + v_0 (1 - y_i)) \ln \left(1 + e^{(1-2y_i)\beta'x_i} \right) = -\sum_{i=1}^n v_i \ln \left(1 + e^{(1-2y_i)\beta'x_i} \right).$$

A fenti felírás gyakorlati haszna az, hogy a v_i súlyokat meghatározva a paraméterek becslése bármely standard „logistic regression” programmal számítható. A módszer hiányossága, hogy a megszokott információs mátrixon alapuló standardhiba-számítás erősen torzított becslést eredményez, másfelől a ritka esemény mintán belüli ritkaságát (prior korrekció nélkül) nem veszi figyelembe. E hiányosságok kiküszöbölését teszik lehetővé a következő (King–Zeng [2001a]) korrekciók. A közelítőleg torzításmentes becslés érdekében végrehajtandó korrekció

$$\tilde{\beta} = \hat{\beta} - \text{bias}(\hat{\beta}),$$

ahol a torzítás mértékét /12/ szerint határozzuk meg⁶

$$\xi = 0,5 \left((1 + v_1) \hat{\pi}_i - v_1 \right) \left[\mathbf{X} (\mathbf{X}' \mathbf{W} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \right]_{ii}$$

$$\mathbf{W} = \text{diag} \left[\hat{\pi}_i (1 - \hat{\pi}_i) v_i \right]$$

A fenti eljárás standardhiba-csökkentő hatású, mivel McCullagh és Nelder ([1989] 457. old.) alapján közelítőleg

$$\tilde{\beta} \approx \frac{n}{n + p + 1} \hat{\beta},$$

ahol $n/(n+p+1) < 1$, és így

$$\mathbf{C}_{\tilde{\beta}} \approx \left(\frac{n}{n + p + 1} \right)^2 \mathbf{C}_{\hat{\beta}}.$$

Természetesen a súlyozott likelihood maximálása, és a prior korrekció együtt is alkalmazható.

Ezen a ponton merül fel a ritkaság problémája, miszerint az „1” esemény mintabeli ritkasága miatt – bár $\tilde{\beta}$ már közel torzítatlan –, a $\tilde{\pi}_i(\tilde{\beta})$ valószínűség alulbecsli a π_i valószínűséget. Ezt a faktort veszi figyelembe a feltételes valószínűség pontbecslésekor a ritkasági korrekció, mely a π_i valószínűséget bayesi szemléletben mint várható értéket definiálja (rögzített \mathbf{x}_0 kovariáns mellett):

⁶ Most $\mu_i = \pi_i^{y_i}$, $\mu'_i = v_1 \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)$, $\mu''_i = v_1 \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i) (v_1 - (1 + v_1) \pi_i)$.

$$\Pr(Y_0 = 1) = \pi_0 = E \left\{ \frac{1}{1 + e^{-\beta' \mathbf{x}_0}} \right\}. \quad /25/$$

A /25/ várható érték közelítő meghatározása érdekében képezzük az $1/(1 + e^{-\beta' \mathbf{x}_0})$ függvény Taylor-sorát a $\tilde{\beta}$ becslés körül, mely a kvadratikus taggal bezárólag:

$$\Pr(Y_0 = 1) = \tilde{\pi}_0 + \left[\frac{\partial \pi_0}{\partial \beta} \right]_{\beta=\tilde{\beta}} (\beta - \tilde{\beta}) + \frac{1}{2} (\beta - \tilde{\beta})' \left[\frac{\partial^2 \pi_0}{\partial \beta \partial \beta'} \right]_{\beta=\tilde{\beta}} (\beta - \tilde{\beta}).$$

A várható értéket véve végül (a szükséges átalakításokat lásd King–Zeng [2001a]):

$$\pi_0 \approx \tilde{\pi}_0 + (0,5 - \tilde{\pi}_0) \tilde{\pi}_0 (1 - \tilde{\pi}_0) \mathbf{x}_0' \mathbf{C}_{\tilde{\beta}} \mathbf{x}_0$$

adódik. Látható, hogy ha $0,5 > \tilde{\pi}_0$, és a logit paraméterek mintavételi kovarianciamátrixa nem zéró mátrix, akkor $\tilde{\pi}_0$ alulbecsli a π_0 valószínűséget.

IRODALOM

- ALBERT, A. – ANDERSON, J. A. [1984]: On the existence of maximum likelihood estimates in logistic models. *Biometrika*. 71. évf. 1–10. old.
- Bartus T. [2003]: Logisztikus regresszós eredmények értelmezése. *Statistikai Szemle*. 81. évf. 4. sz. 328–347. old.
- BRESLOW, N. E. – DAY, N. E. [1980]: *Statistical Methods in Cancer Research*. IARC. Lyon.
- BULL, SB. – MAK, C. – GREENWOOD, C. M. T. [2002]: A modified score function estimator for multinomial logistic regression in small samples. *Computational Statistics and Data Analysis*. 39. évf. 57–74. old.
- CHRISTMANN, A. [2002]: Classification based on the support vector machine and on regression depth. In: *Dodge, Y.* (szerk.) *Statistical Data Analysis Based on the L1-Norm and Related Methods*. Series: Statistics for industry and technology. Birkhaeuser. Basel. 341–352. old.
- CHRISTMANN, A. – FISCHER, P. – JOACHIMS, T. [2002]: Comparison between various regression depth methods and the support vector machine to approximate the minimum number of misclassifications. *Computational Statistics*. 17. évf. 273–287. old.
- CHRISTMANN, A. – ROUSSEEUW, P. J. [2001]: Measuring overlap in logistic regression. *Computational Statistics and Data Analysis*. 37. évf. 65–75. old.
- COLLETT, D. [1999]: *Modelling Binary Data*. Boca Raton. FL: CRC Press.
- COX, D. R. – SNELL, E. J. [1989]: *Analysis of Binary Data*. Chapman and Hall. London.
- CRAMER, J. S. [1999]: Predictive Performance of the Binary Logit Model in Unbalanced Samples. *The Statistician*. 48. évf. 85–94. old.
- FONG, A. P. – YU, Y. H. – HEISEY, D. M. [1999]: Logistic Regression in an Adaptive Web Cache. *IEEE Internet Computing*. 3. sz. 27–36. old.
- GARTHWAITE, P. H. – JOLLIFFE, I. T. – JONES, B. [1995]: *Statistical Inference*. Prentice Hall.
- HAJDU, O. – VIRÁG, M. [2001]: A Hungarian Model for Predicting Financial Bankruptcy. *Society and Economy*. XXIII. évf. 1–2. sz. 28–46. old.
- HIRJI, K. F. [1992]: Exact distributions for polytomous data. *JASA*. 87. évf. 487–492. old.
- HIRJI, K. F. – MEHTA, C. R. – PATEL, N. R. [1987]: Computing distributions for exact logistic regression. *JASA*. 82. évf. 1110–1117. old.
- HIRJI, K. F. – MEHTA, C. R. – PATEL, N. R. [1988]: Exact inference for matched case-control studies. *Biometrics*. 44. évf. 803–814. old.
- HIRJI, K. F. – TSIATIS, A. A. – MEHTA, C. R. [1989]: Median unbiased estimation for binary data. *The American Statistician*. 43. évf. 7–11. old.
- Hunyadi L. [2001]: *Statistikai következtetésemélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- JENNRICH, R. I. – MOORE, R. H. [1975]: Maximum Likelihood Estimation by Means of Nonlinear Least Squares. Proceedings of the Statistical Computing Section. *American Statistical Association*. 57–65. old.
- KING, G. – ZENG, L. [2001a]: Logistic Regression in Rare Events Data. *Political Analysis*. 9. sz. 137–163. old.
- KING, E. N. – RYAN, T. P. [2002]: A Preliminary Investigation of Maximum Likelihood Logistic Regression versus Exact Logistic Regression. *The American Statistician*. 56. évf. 3. sz. 163–170. old.

- KING, G. – ZENG, L. [2001b]: Explaining Rare Events in International Relations. *International Organization*. 55. évf. 693–715. old.
- MANSKI, CHARLES F. – LERMAN, STEVEN R. [1977]: The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples. *Econometrica*. 45. évf. 8. sz. 1977–1988. old.
- MEHTA, C. R. – PATEL, N. R. [1995]: Exact Logistic Regression: Theory and Examples. *Statistics in Medicine*. 14. évf. 2143–2160. old.
- MEHTA, C. R. – PATEL, N. R. – SENCHAUDHURI, P. [2000]: Efficient Monte Carlo Methods for Conditional Logistic Regression. *JASA*. 95. évf. 449. sz. Theory and Methods. 99–108. old.
- MCCULLAGH, P. – NELDER, J. A. [1989]: *Generalized Linear Models*. Chapman and Hall. New York.
- PRENTICE, R. L. – PYKE, R. [1979] Logistic Disease Incidence Models and Case-Control Studies. *Biometrika*. 66. évf. 403–411. old.
- SANTNER, T. J. – DUFFY, D. E. [1986]: A Note on A. Albert's and J.A. Anderson's Conditions for the Existence of Maximum Likelihood Estimates in Logistic Regression Models. *Biometrika*. 73. évf. 755–758. old.
- SCHAEFER, R. L. [1983]: Bias Correction in Maximum Likelihood Logistic Regression. *Statistics in Medicine*. 2. sz. 71–78. old.
- TRICHLER, D. [1984]: An Algorithm for Exact Logistic Regression. *JASA*. 79. évf. 709–711. old.
- XIE, YU – MANSKI, C. F. [1989]: The Logit Model and Response-Based Samples. *Sociological Methods and Research*. 17. évf. 3. sz. 283–302. old.

SUMMARY

The paper deals with the problems of inference for the logistic regression model caused by a small sample size. In fact, the small sample based inference is unavoidable when the research is about relatively rare events such as financial bankruptcy observed in special branches. The problems of interest are – on the one hand – that even provided a considerable sample size the customary unconditional asymptotic maximum likelihood estimation (UAML) does not exist when the sample is separated. On the other hand, in the case of an unbalanced sample the UAML estimator is biased to a great extent with no regard to the sample size. Fortunately, the so-called exact logistic regression is the appropriate tool for analysing such types of data. The paper discusses the underlying theory behind the exact conditional inference and provides illustrative examples – in the field of predicting financial bankruptcy – that contrast the exact inference with the more customary unconditional asymptotic maximum likelihood approach.

BESZÉLGETÉS HERMAN SÁNDORRAL

Herman Sándor 52 éves egyetemi docens, a közgazdaságtudomány kandidátusa. A Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karán a Statisztika és Demográfia tanszéket vezeti kilenc éve. Sok egyéb társadalmi funkciója mellett 2003 őszétől a Magyar Statisztikai Társaság (MST) elnökévé választották. Herman Sándorral a statisztika felsőoktatásának átalakulásáról, az MST arculatáról, valamint arról beszélgettünk, hogy milyen szerepet tölthet be ez a szervezet a statisztika népszerűsítésében és oktatásának előmozdításában.

Hogyan látja a PTE KTK Statisztikai és Demográfiai tanszékének vezetőjeként a statisztika oktatás helyzetét?

Örvendetes tény, hogy a statisztika fontosságát egyre több tudományág elismeri, a felsőoktatásban pedig a megfelelő karok, szakok, intézetek is felismerik szerepét, és ez egyre több feladatot ró a statisztikai képzésre. Ez a változatos igényrendszer egyfelől felértékel, másfelől kihívás is, hiszen a sokrétű igényeknek nagyon nehéz egyszerre megfelelni. Az integrált tudást átadni kívánó sokkarú egyetemek, a kreditrendszer és a Bolognai Nyilatkozat megteremti az ekvivalencia lehetőségét az oktatásában.¹

A Bolognai Nyilatkozat elvárásként fogalmazza meg, hogy már az első fokozat (bachelor) is a gyakorlatban hasznosítható tudást adjon. Ez nem könnyű feladat. Az

¹ Az Európai Unió országai oktatási miniszterei 1999-ben Bolognában megállapodtak egy közös európai felsőoktatási képzési rend elveiben. Ennek egyik eleme a kétszintű oktatás, azaz az, hogy a hallgatók az első három év elvégzése után szakképzést is adó alapdiplomát kapnak (bachelor fokozat), másik lényeges pontja pedig az, hogy összeurópai szinten töreksenek a tárgystruktúra és az egyes tárgyak tartalmának standardizálásával a különböző egyetemek közötti átjárhatóságot biztosítani.

átjárhatóság érdekében harmonizálni kell az eddig gyakorlatközpontú főiskolai és az elméleti megalapozást nyújtó előre tervezetten ötéves egyetemi képzést adó szinteket. Hasonló a dilemmánk a történelemtanításához az általános (klasszikus 8 osztályos) és a középiskolai (klasszikus 4 osztályos) képzésben. Kétszer végig veszik a történelmet az ókortól a legújabb korig. Nem megoldás, hogy a bachelor fokozatban tanítunk leíró statisztikát és bevezetést a következtetési statisztikába, és az elmélyülést majd megadjuk a master szinten. És ekkor még nem érintettük azt a problémát, hogy azonos ismeretet kapjon a közgazdász, a jogász, a szociológus, a pszichológus stb. Ezek nagyon nehéz, és egyelőre nyitott kérdések, melyek megoldásához a nyugat-európai országok igen eltérő gyakorlata sem kínál automatikus segítséget. A szakmai fórumok sok munkájára, és erőfeszítésére van szükség ezeknek a kérdéseknek a megoldásához. Az út elején járunk. A probléma rész megoldását adhatja az az örvendetes tény, hogy a statisztikaoktatás tervezetten (lásd Nemzeti Alaptanterv – NAT) nagyobb súlyt kap a középiskolákban, és a statisztika alapismereteinek

oktatását már az általános iskolákban meg kell kezdeni. Ez a körülmény nagy segítség az előbb felvetett probléma megoldásához.

Mi a véleménye a tömegoktatásról, különös tekintettel a statisztika oktatására?

Bár megjelentek felméréseken alapuló elemzések, amelyek minőségromlást is jeleznek a magyar alap- és középszintű oktatásban, saját húszéves felvételiztető tapasztalataim ezt nem igazolják, az alapvető gondot nem az általános „minőségromlás” jelenti, illetve jelentené. Tudomásul kell venni azonban azt, hogy csökkenő létszámú kohorszok mellett a felsőoktatásban részt vevők aránya – kiemelten a gazdasági területen – a többszörösére nőtt, és tárgyekvivalencia ide, bolognai folyamat oda, ez a valóság. Statisztikai törvényszerűség, hogy az emberi képességek és adottságok – mérhető tulajdonságainkat vizsgálva – normális eloszlást követnek. A középiskolai és a felvételi értékelés ad valamiféle rangsort. Önámítás, hogy a kohorsz harmadik negyedik, ötödik decilise ugyanúgy terhelhető, mint az első kettő.

Ha ez így van, akkor ezt az oktatásban is figyelembe kell venni. Több mint negyedszázados tapasztalatom van a statisztikai felsőoktatásban. Oktattam és vizsgáztattam egyetemi és főiskolai szinteken, OKJ-tanfolyamokon, MBA-képzésben is. Tizenöt-húsz éve megfigyelhető egy sajátos tendencia: ha 100 százaléknak vesszük az ún. egyetemi szinten leadandó statisztikai ismeretanyagot, akkor a főiskolai szint körülbelül 50 százalékot; az OKJ-s tanfolyam, illetve jogelődjei 20 százalékos körüli tudást kértek számon. Napjainkban az arányok 100, 80 és 40 százalékra módosultak, természetesen ez szubjektív becslés. A tankönyvírók és az oktatásszervezők reakciója logikus, erre kényszeríti őket a

tárgyekvivalencia egyre erősödő igénye és a bolognai folyamat kényszerítő hatása. Természetesen ez szükségszerű kompromisszumokat jelent a ténylegesen oktatott és számonkért anyag között. Egy pillanatig sem állítom azonban, hogy a hallgatói létszám növekedéséből nem származnak hasonló problémák a statisztika egyetemi szintű képzésében.

Fel tudja-e oldani a mennyiség-minőség problémáját, ismeri-e a választ a tárgyekvivalencia és a bolognai folyamat kihívására?

Tanszékünkön folyamatosan gondolkodunk ezeken a problémákon. Ez a kérdéskör nagyon összetett. Ha tudnám a választ, akkor azonnal megírnám egy tanulmányban, jelentkeznék szakértőnek az illetékes minisztériumnál. Sajnos ezt nem tehetem, e feladatok megoldásakor az egész statisztikusszakma bölcsességére és tapasztalatára van szükség.

Mi a véleménye az új oktatási formákról, ugyanis a statisztika oktatásában a számítógépes szoftvertámogatott formák erősödnek, és nő az ún. távoktatás szerepe?

Különösen a másoddiplomás képzésnél, a speciális ismereteket adó választható tárgyaknál nő ezen új oktatási formák jelentősége. Nem vitatható hatékonyságnövelő, választékbővítő szerepük, de a közvetlen emberi kapcsolat oktató és oktató között továbbra is nagyon fontos. Teljes elhagyása gépiessé, automatizálttá tenné a képzést, és ne feledjük, a hagyományos oktatási formáknál a hallgatók is inspirálják egymást, közvetve ők is segítik egymás képzését.

Véleménye szerint hogyan ítélik meg a hallgatók a statisztika tárgyat?

Negyedszázadon át mentegetőzve mutatkoztam be az első előadáson/gyakorlaton. „Tisztában vagyok vele, kedves kollégák, hogy mi egy sokak által nem kedvelt ún. szűrő tárgy vagyunk, de mindent el fogok/fogunk követni, hogy az ellenérzések tompuljanak, és tárgyunk hasznosságáról meggyőződjenek” – mondtam. Idén már másképpen volt. „Kedves kollégák, a mentegetődzésnek vége” – fejthettem ki. Korábban választható tárgyainkra a minimális 15 fő helyett első körben jelentkezett 10–12 fő, aki rábeszélte még 3–5 főt, hogy elinduljon a kurzus. Ma már egyes tárgyainkra többszörös a túljelentkezés, több oktatót kellett ezekre beállítanunk, több számítógépes terem-kapacitást kellett kérnünk. A 300 fős évfolyamok egyharmada választja önként a statisztika tárgyat. A választható tárgyak között vannak színes, könnyedebb, bölcsész jellegű konkurens tárgyak is, ahol – teljesen érthető módon – nem a teljes skálán működik az ötfokozatú értékelési rendszer. Nálunk talán egy hármassért is többet kell dolgozni. Igaztalanok tehát azok a vélemények, hogy az egyetemi hallgatók meghatározó többsége a legkönnyebb ellenállás irányában munkaminimalizálással szeretne diplomát kapni. Egyre többen felismerik, hogy a munkaerőpiacon a tényleges tudás számít. Megéri egy hármassal „rontani” az átlagot, ha azáltal hasznos, konvertálható tudást kap.

Sok hallgató felismerte, hogy a statisztikai ismeretanyag gyors sikereket nyújthat a szakmai előmenetelnél. Egy jól felkészült hallgatónak egy nagyobb cégnél, intézménynél már az egyhónapos szakmai gyakorlaton is lehetősége nyílik például egy bérregressziós vizsgálatra, legalábbis annak előkészítésére. Azaz érdemben segíteni tudja a konkrét terület döntéshozóit. Szer-

vezési kérdéseknél, a vállalati, számviteli, információs rendszernél, a marketingstratégia kialakításánál, hosszabb időszak alatt, nehezebben megszerezhető „terepismeret” szükséges.

Összefoglalóan kijelenthetem, hogy tárgyunk hallgatói értékelését illetően optimista vagyok.

Hogyan ítéli meg a Magyar Statisztikai Társaság elnökeként a Társaság szerepét a tudomány-oktatás-gyakorlat erőterében?

Úgy érzem, a társaság alapvető feladata az integrálás és a koordináció. A statisztikáért mint tudományért elsősorban a Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottsága a felelős. Ez a huszonegynéhány fős testület nem egy elefántcsonttoronyba visszavonuló, a gyakorlattól távoli tudósteület, hanem nyitott, a gyakorlati problémák iránt is elkötelezett grémium. Keresi és tartja is a kapcsolatot társaságunkkal, amit számos közös akció és együttes ülés, valamint folyamatos konzultáció jellemez.

A statisztika gyakorlata egyértelműen és meghatározóan a Központi Statisztikai Hivatalhoz kötődik. A Hivatalból kerül ki a több mint 600 fős Társaság tagjainak többsége. Az a látványos gesztus, hogy hat évi alelnökség után személyemet jelölte és fogadta el elnöknek a Társaság, jelzi, hogy a KSH nem akar „rátelepedni” az MST-re, hanem autonóm, független intézményként ismeri el, és számos fontos feladat megoldását várja tőle a statisztikus társadalom érdekében.

Megítélése szerint politizálhat-e az MST?

A magyar társadalom meglehetősen át-, sokak szerint túlpolitizált. Tizennégy esztendő kevés, hogy maradéktalanul magun-

kévé tegyük a demokratikus gondolkodásmódot. Meggyőződésem szerint az MST-nek kell politizálni, de nem szabad pártpolitizálnia. A megfontolt politikai erők többsége nem vonja kétségbe a statisztikusok szakmai tisztességét, de helyenként és időnként mindkét politikai oldalról megfogalmazódnak – megítélésem szerint nem megalapozott – bírálatok is. Az MST-nek, ha szükséges, ilyen esetekben állást kell foglalnia.

Elnöki pozícióját fel tudja-e használni a statisztika oktatásának előremozdítására?

Irigykedve hallottam kedves kari kollégámtól, *Reketye Gábor* tanszékvezető professzor úrtól, hogy a marketingoktatók országos egyesületet alakítottak tárgyuk elismertetésére és érdekvédelme biztosítására. Tovább gondolkozva rájöttem, hogy a statisztikát oktatók még kedvezőbb helyzetben vannak. Már van egy nagymultú, nagyszámú tagsággal rendelkező szervezetük: az MST. Sok más célkitűzése mellett, meghatározóan fontos feladata a statisztika oktatásának menedzselése, érdekeinek védelme.

Ez azt is jelenti, hogy alapvetően át kívánja formálni az MST arculatát?

Erre nincs szükség. Az MST eddig is fontosnak ítélte az oktatás kérdését. Elődöm, kedves barátom, *Soós Lőrinc* úr (korábbi elnök) azt a felajánlást tette, hogy az MST fórumot biztosít a statisztika oktatása aktuális kérdésének megtárgyalására. Hat évig voltam a Társaságban alelnök, és nem éreztem semmiféle alárendeltséget a vezetésben, amikor javaslatokat fogalmaztam meg. Az elnökség, *Laczka Éva* főtitkárszszonnyal együtt, összhangban, példás kollegiális egyetértésben működött. A Társa-

ságnak kialakult intézményrendszere, és működési struktúrája van. A kollektív döntéshozatal kizárja, hogy a valamennyire személyemhez köthető oktatás indokolatlan előnyt kapjon.

Végezetül személyes terveiről, ambícióiról kérdezem.

Ha 25 évvel ezelőtt valaki azt jósolta volna nekem, hogy 50 évesen a névjegye-men az áll, hogy a PTE KTK tanszékvezető egyetemi docense és a Magyar Statisztikai Társaság elnöke vagyok, akkor ezt nem hiszem el. Én büszke vagyok e két címre, és e két feladatkörrel boldog és megelégedett; ezt a szintet életem csúcspontjának tekintem. Olyannyira, hogy három ciklusnyi tanszékvezetés után erre a címre már nem is pályáztam, és 2004. július 1-jétől átadom a tanszékvezetés feladatát, kedves kollégámnak és barátomnak, *Rappai Gábornak*, aki fiatalos lendülettel fogja érdekeinket érvényesíteni.

Tanszékünk vezetése nem nehéz feladat. Mind a négy aktív tagja alkalmas lenne tanszékvezetőnek. *Hoóz István* professzor emeritus, nagy elődöm, nyugdíjasként továbbra is meghatározó tagja tanszékünknek. Mindig is megosztottuk a feladatokat, és az egész kar által elismert példás harmóniában és kollegiális kapcsolatban végeztük munkánkat, a hivatalos munkahelyi kapcsolatokat túllépő baráti együttműködésben. Tanszékünk erénye, hogy szinte minden egyes tagja, az oktatási tevékenység mellett, feladatokat vállalt a gyakorlatban is, mégpedig egyes életpályaszakaszokon igen intenzíven. Kilencéves tanszékvezetői működésem kulcsszava az együttműködés. Együttműködés a tanszéken belül, a kar többi tanszékével és más meghatározó intézményekkel. Alapvetően fontos volt számunkra a KSH-val való együttműködés, amely már Hoóz professzor úr irá-

nyitása alatt megkezdődött. *Nyitrai Ferencné dr.* professzorasszony, karunk díszdoktora, annakidején felelősségteljes munkája mellett is vállalta, hogy induló tanszékünkön előadásokat tartva segítse megerősödésünket. Meghatározó szakmai segítséget kaptunk a KSH-ban dolgozó más szakemberektől is. Kiemelem *Marton Ádám* és *Szilágyi György* szakmai támogatását. Szoros és intenzív kapcsolatot tartottak és tartunk az akkori Marx Károly Közgazdaságtudományi Egyetem és jogutódja statisztikai tanszékével. A rendszeressé vált közös tanszéki értekezleteken sok segítséget kaptunk tapasztaltabb kollégáinktól, elsősorban *Vita László* és *Hunyadi László* tanszékvezető professzor úraktól. Összekötő kapocs volt a két tanszék együttműködésében az itt nevelkedett *dr. Hajdu Ottó* docens úr, aki később Budapesten folytatta szakmai tevékenységét. Sok szeretettel gondolunk a statisztika két meghatározó egyéniségére (akiket csak úgy emlegetnek: *Köves–Párnicky*). *Köves Pál* professzor úr még ma is sokat segít tanácsaival. Szeretettel és megbecsüléssel emlékezünk *dr. Mundruczó György* kollégánkra, aki fiatalon eltávozott körünkből, és évekig tanított Pécsen.

Végezetül még engedjenek meg egy személyes vallomást. Feleségem és jómagam, valamint mindkét gyermekem karunk hallgatója volt, illetve jelenleg hallgató. Ebből persze két következtetés is levonható. A család nagyon egyoldalúan és fantáziátlanul gondolkodik, illetve a család hűségesebb a Karhoz. Személyesen munkaviszonyban is állok Karunkkal és Karunk több mint negyedszázada az egyetlen munkáltatóm. Mindezekre tekintettel félig tréfásan felvettem *dr. Dobay Péter* dékán úrnak, hogy a Kar alapítsa meg, és családomnak ítélje oda a Karhoz leghűségesebb család címet. A dékán úr fontolgatja javaslatomat, és ezen a területen már egy elismerő gesztust is tett. Noha Komárom megyéből származom, de Baranyát és Pécsen második szülőföldemnek tekintem, ahol ragaszkodom lakásomhoz (ha költöztem is csak 300 méteres körzetben), barátaimhoz és kollégáimhoz. Lehet, hogy ez statikusnak tűnő szemlélet, de engem megelégedettséggel tölt el.

Köszönöm a beszélgetést, és további sikeres munkát kívánok.

Dr. Sipos Béla

SZEMLE

VITA A NÉPESEDÉSPOLITIKAI KORMÁNYPROGRAM KONCEPCIÓJÁRÓL

A Magyar Statisztikai Társaság Demográfiai, valamint Társadalomstatistikai Szakosztálya 2004. március 9-én műhelyvitát rendezett a Központi Statisztikai Hivatalban. A rendezvény 2003 decemberében a „Népesedéspolitikai Kormányprogram Konceptiója” címmel közzétett kormányzati dokumentumban szereplő elképzeléseket tárgyalta. A vitaülés keretében felkért előadók elmondták véleményüket és álláspontjukat a Népesedési Kormánybizottság által elfogadott és társadalmi vitára bocsátott anyagról.

A Miniszterelnöki Hivatal főosztályvezetője, *Varga Ágnes* felvázolta a koncepció főbb elemeit, utalva a kialakítás körülményeire és a jövőre vonatkozó elképzelésekre. *Klinger András*, címzetes egyetemi tanár a termékenység kérdéseit járta körül, és utalt az egész koncepció hiányosságaira. Véleménye szerint célul kellene kitűzni a népesség fogyásának megállítását, amit elsősorban a termékenység, másodsorban a halandóság mutatóinak javítása útján lehetne megvalósítani. *Józan Péter*, címzetes egyetemi tanár előadásában a halandóság és az egészség problematikáját taglalta. Konkrét példákkal illusztrálva utalt a halandóság javítását szolgáló beavatkozások potenciális színtereire, ezenkívül felvetette, hogy a világosan megfogalmazott célokhoz érdemes lenne mérhető teljesítmény-mutatókat rendelni. Általános következtetésként fogalmazta meg, hogy a népesedéspolitikát és a szociálpolitikát nem lehet azonosítani. *Tóth Judit*, a Szegedi Tudományegyetem docense a koncepció harmadik legfontosabb területével, a migrációval foglalkozott. Következetes logikai okfejtéssel kimutatta, hogy a népesedéspolitikai

célokhoz szükség van illeszkedő vándorlási politikákra is. Az önálló migrációs politikák további indokálul szolgál, hogy az Európai Unió társadalompolitikai törekvéseiben szereplő nyitott koordináció mechanizmusa már a közös európai bevándorlási politika kialakítására is kiterjed.

A rendezvény második felében a résztvevők hozzászólásai következtek. *Szabó A. Ferenc* írásban is mellékelt kiselőadásában a nemzetközi migráció megfigyelésének szükségességét emelte ki. *Spéder Zsolt* a termékenységet hátráltató tényezőkről szolt, míg *Kozák Kőkény* a teljes életutat felölelő közelítésmód szükségességét hangsúlyozta. A vita levezető elnöke, *Vukovich Gabriella*, a KSH elnökhelyettese a demográfiai kérdések európai uniós kontextusban megjelenő egyre nagyobb jelentőségét emelte ki, melyet paradigmaváltásként értékelt. Érdekesnek találta, hogy a halandóság kérdéskörével kapcsolatban nem volt vita. Az utolsó két hozzászólás újra a nemzetközi vándorlással kapcsolatban hangzott el. *Langerné Rédei Mária* a szubszidiaritás és a decentralizáció elveinek következetes érvényesítését ajánlotta a koncepció készítőinek figyelmébe, míg *Illés Sándor* a népesedéspolitika és a migrációs politikák megkülönböztető jegyeit mutatta ki.

A vitaülés rendezői reményüket fejezték ki, hogy az elhangzott észrevételeket, a javító szándékú kritikai megjegyzéseket a Népesedési Kormánybizottság figyelembe veszi a jövőben a koncepció végző formája kialakításához, valamint annak a gyakorlatba történő átültetéséhez.

Illés Sándor

SZEMÉLYI HÍREK

Felmentés. *Dr. Medgyessy Péter* miniszterelnök a 29/2004 (IV. 5.) ME határozat értelmében, a statisztikáról szóló 1993. évi XLVI. törvény 4. §-ának (2) bekezdése alapján, 2004. március 31-i hatállyal *dr. Soós Lőrincet* és *dr. Vukovich Gabriellát* – közszolgálati jogviszonyuk érintetlenül hagyása mellett – a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettesi tisztségéből felmentette.

Elnöki dicséret. *Dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke a hivatal stratégiájának meghatározása, modernizációs programjának kidolgozása során kifejtett vezetői, koordinátori tevékenységéért *dr. Papp Zoltán* főosztályvezetőt, a Modernizációs Programiroda vezetőjét; a Hivatal stratégiájának meghatározása, modernizációs programjának kidolgozása során kifejtett tevékenységéért *dr. Balogh Miklóst*, az Igazgatási és költségvetési főosztály vezetőjét; *Kotulics Tamást*, az Iparstatisztikai főosztály vezetőjét; *Kópházi Józsefet*, az Informatikai főosztály vezetőjét; *dr. Lakatos Miklóst*, a Népszámlálási főosztály főosztályvezető-helyettesét; *Mészáros Árpádot*, a Népesedés-, egészségügyi és szociális statisztikai főosztály főosztályvezető-helyettesét, valamint *Szabó Istvánt*, a Tájékoztatási főosztály vezetőjét *elnöki dicséretben* részesítette.

Megbízás módosítása. *Dr. Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettese *Siketné Krisztik Cecília* osztályvezetőnek a Külkereskedelemszisztematikai főosztályon a Szolgáltatás-külkereskedelmi osztály osztályvezetői feladatainak ellátására adott vezetői megbízását visszavonta, és megbízta a Külkereskedelemszisztematikai főosztályon a Módszertani osztály vezetésével.

Kőrösy József-díj. *Dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke a Központi Statisztikai Hivatal területi szervei munkájának szervezésében és irányításában, feladataik végrehajtásában, illetve a területi statisztika fejlesztésében több évtizeden keresztül kiemelkedően eredményes munkássága elismeréséül – a Kőrösy

József-díj Bizottsága ajánlására – *Kőrösy József-díjat* adományozott: *Gerlei Jánosnak*, a KSH Komárom-Esztergom Megyei Igazgatóság nyugalmazott igazgatójának; *István Tibornénak*, a KSH Békés Megyei Igazgatóság nyugalmazott igazgatóhelyettesének; *Jónás Istvánnak*, a KSH Baranya Megyei Igazgatóság osztályvezetőjének; *dr. Komjáthy Józsefnének*, a KSH Központ Területi tájékoztatási osztálya nyugalmazott vezető-főtanácsosának; *Mátrai Eszternek*, a KSH Bács-Kiskun Megyei Igazgatóság osztályvezetőjének; *dr. Sánta Imrénének*, a KSH Nógrád Megyei Igazgatóság osztályvezetőjének; valamint *Szekeres Jánosnénak*, a KSH Zalai Megyei Igazgatóság osztályvezetőjének.

Jutalmazás. A közszolgálati jogviszonyban töltött idejük alapján 2004. január-február-március-április hónapban jubileumi jutalomban részesültek.

35 éves szolgálatáért: *Ábelovszky Györgyné* (Mezőgazdaságstatisztikai főosztály), *Burján Andrásné* (Pénzügyi főosztály), *dr. Falussy Béla* (Társadalomstatisztikai főosztály), *dr. Fekete Gyula* (Fogyasztás és felhalmozásstatisztikai főosztály), *dr. Ligeti Csák* (Nemzeti számlák főosztály), *dr. Soós Antalné* (Társadalomstatisztikai főosztály), *Gálik Éva* (Iparstatisztikai főosztály), *Györki Ildikó* (Informatikai főosztály), *Herczlné Rohonyi Olga* (Pénzügyi főosztály), *Jasperné dr. Darvas Mária* (Sajtó osztály), *Miskolcziné Bányai Katalin* (Pénzügyi főosztály), *Orbán Péter* (Informatikai főosztály), *Sorbán Ferenc* (Műszaki főosztály), *Takács Ferenc* (Informatikai főosztály).

30 éves szolgálatáért: *dr. Soós Lőrinc* (Elnökhelyettes), *Fekete Anikó* (Informatikai főosztály), *Fenyvesi Lászlóné* (Mezőgazdaságstatisztikai főosztály), *Gáspár Ferenc* (Műszaki és ellátási főosztály), *Gurbán Mária* (Oktatási osztály), *Karger Kocsis Mihályné* (Életszínvonal- és emberierőforrásstatisztikai főosztály), *Kozma Lajosné* (Fogyasztás és felhalmozásstatisztikai főosztály), *Millerné Tarr Dóra* (Tájékoztatási főosztály), *Nándori János* (Mű-

szaki és ellátási főosztály), *Postáné dr. Kiss Katalin* (EU Integrációs és nemzetközi kapcsolatok főosztály), *Rónainé dr. Györgyi Márta* (Igazgatási és költségvetési főosztály), *Simon Lászlóné* (Tájékoztatási főosztály), *Szilágyi Miklósné* (Műszaki és ellátási főosztály).

25 éves szolgálatáért: *dr. Bálint Csabáné* (EU Integrációs és nemzetközi kapcsolatok főosztály), *Balogh István* (Műszaki és ellátási főosztály), *Bartháné Molnár Emília* (Informatikai főosztály),

dr. Forgon Mária (Nemzeti számlák főosztály), *dr. Forró Ilona* (KSH Somogy Megyei Igazgatóság), *dr. Lakatos Judit* (Éleletszínvonal- és emberierőforrás-statisztikai főosztály), *Kapitány Gabriella* (Népszámlálási főosztály), *Kassainé Nagy Beáta* (Informatikai főosztály), *Kómár Erzsébet* (Informatikai főosztály), *Miskolczi Katalin* (Éleletszínvonal- és emberierőforrás-statisztikai főosztály), *Sándorfi László* (Társadalomstatistikai főosztály), *Schepác György* (Informatikai főosztály).

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Az MST választmányának ülése. 2004. február 5-én a KSH Konferenciatermében ülést tartott a Magyar Statisztikai Társaság (MST) választmánya. *Herman Sándor* egyetemi docens, az MST elnöke köszöntötte a megjelenteket, és bemutatta az MST új szervezőtitkárát, *Ábry Csabát*, a KSH fogalmazóját. Az ülés napirendjén tíz pont szerepelt, melyek közül a legfontosabbak:

- az Elnökség jövő ciklusra vonatkozó célkitűzései;
- a szakosztályok megújítása, a statisztika oktatásával foglalkozó fórum előkészítése;
- az ezévi balatonfüredi konferencia előkészítése;
- „A statisztika arcai” című konferencia előkészítése; és
- a Keleti Károly-pályázat helyzetének ismertetése volt.

A hozzászóló választmányi tagok közül *Szilágyi György* c. egyetemi tanár az MTA Statisztikai Bizottságának terveiről, ezen belül a statisztikai etika kérdéséről szolt. *Spéder Zsolt*, a Népeségstudományi Kutató Intézet igazgatója azt sürgette, hogy több intézményt vonjanak be a munkába. *Laczka Éva*, a KSH főosztályvezetője és *Soós Lőrinc*, a KSH elnökhelyettese is az etikai kódex kérdését érintette hozzászólásában.

Az MST Gazdaságstatisztikai szakosztálya 2004. április 15-én szakmai üléssel egybekötött tisztújító közgyűlést tartott a KSH Nagytanácstermében. A közgyűlést *Laczka Éva*, az MST főtitkára nyitotta meg. A szakmai programban *dr. Boda György* tartott előadást „Miért becsüljük alá a nemzeti vagyont? A tudástőke növekedésének hatása a vállalati és nemzetgazdasági vagyon mérésére” címmel. A szakmai programot követően *Herman Sándor* rövid elnöki beszámolója hangzott el a Szakosztály elmúlt három évi munkájáról. Végül a tisztújítás keretében a következő három éves időszakra megválasztották a Szakosztály új elnökét, *dr. Szép Katalint*, a KSH osztályvezetőjét; valamint al-elnököknek *dr. Hajnal Bélát*, a KSH Szabolcs-

Szatmár-Bereg Megyei Igazgatóság igazgatóját, *Szabó Pétert*, a KSH osztályvezetőjét, valamint *dr. Vita Lászlót*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem tanszékvezető egyetemi tanárát. Titkárnak újraválasztották *Rónainé dr. Györgyi Mártát*, a KSH osztályvezetőjét.

Sajtótájékoztatók. A 2003. évben végzett Gazdaságszerkezet-összeírás előzetes adatait ismertette 2004. április 9-én, sajtótájékoztató keretében *Laczka Éva*, a KSH Mezőgazdasági főosztályának vezetője. Ismertetőjében elmondta, hogy a Központi Statisztikai Hivatal a 227/2002 (XI.7.) számú kormányrendelet alapján 2003. december 1. és 12. között mezőgazdasági gazdaságszerkezeti összeírást (GSZÖ 2003) hajtott végre, amely az Európai Unió agrárstatisztikai programjához illeszkedő első gazdaságszerkezeti összeírás volt. Bemutatta az ilyen típusú összeírások feladatát, az EU módszertani előírásait és a felvétel lebonyolítását. Érdeklése a felvételnek, hogy kéttípusú kérdezési módot, postán kiküldött kérdőívet és személyes kérdezést egyaránt alkalmazott. Az előzetes adatok 7800 gazdasági szervezet és közel 766 ezer egyéni gazdaság termelési struktúráját és azok főbb jellemzőit mutatják be.

Az adatok megtalálhatók az előzetes adatokat közlő Magyarország mezőgazdasága 2003 (Gazdaságszerkezeti összeírás) című kiadványban.

*

Bagó Eszter, a KSH elnökhelyettese és *Kelecsényiné Gáspár Katalin*, a Külkereskedelemsztatisztikai főosztály vezetője 2004. április 14-én tartott sajtótájékoztatójukon beszámoltak az EU-csatlakozással bekövetkező változásokról a külkereskedelmi statisztikában. Az EU követelményeinek megfelelően két alrendszer, az Intrastat és az Extrastat feldolgozásából egy egységes külkereskedelmi termékgazdálkodási adatbázis szolgáltatja majd a statisztikát. Az Intrastat az EU tagállamaival lebo-

nyolított forgalomra vonatkozik, és kiváltja a korábbi vámnyilvántartást; míg az Unió kívüli országokra vonatkozó Extrastat továbbra is a vámnyilvántartások adatain alapul. Az előadók ismertették az új adatközlési folyamat tájékoztatási rendjét is (Gyorstájékoztató). A tájékoztatási politika változásából következően 2004 májusától a részletes, termékszintű adatszolgáltatást ideiglenesen felfüggesztik, míg az új rendszer megbízhatósága bizonyíthatóan megfelelő nem lesz.

A Washington Group (WG) megnevezésű, az ENSZ által 2001-ben létrehozott munkacsoport 2004. február 19–20-án Brüsszelben tartotta meg harmadik értekezletét. A fogyatékoság, illetve a fogyatékkal élők vizsgálatának nemzetközileg egységes, többcélú statisztikai eszközrendszerének kialakítását szolgáló WG-értekezletén 30 ország és 11 nemzetközi szervezet képviselőjében összesen ötvenen vettek részt, három témakörben dolgozva. A célokat megfogalmazván a résztvevők elfogadták, hogy felméri a fogyatékosok esélyegyenlőségét és a testi-szervi károsodásait, melyekről kérdésközpontokat kell kialakítani. Ugyancsak megtárgyalták a WG saját működését és stratégiáját, ezzel kapcsolatban egy munkaprogram kialakítását írták elő. A Világbank támogatja a WG-ben részt

vevő fejlődő országokat. Magyar részről *Gárdos Éva*, a KSH főosztályvezetője vett részt az értekezleten, aki a gyakorlati kérdésekkel kapcsolatos, harmadik napirendi pontot tárgyaló ülés elnöke volt.

Az Eurostat Információs társadalom Munkacsoportja 2004. március 22. és 23. között ülést tartott Luxembourgban. A kétnapos program fontos témája volt az ICT-felhasználás mérése az üzleti és a háztartási szférában. A vita a kérdések változtatásaira korlátozódott, az általános körvonalak és az útmutató megfogalmazására a későbbiekben kerül sor, a Kézikönyv elkészítésekor. Az üzleti szférában felhasználható modellkérdőív tervezett változtatásait is hosszasan vitatták. Számos javaslat vetődött fel új kérdésekre és kategóriákra.

A résztvevők áttekintést kaptak a felvételben szereplők körének kiszélesítéséről is. Eszerint az OECD szerepet vállal az Eurostat-Kézikönyv elkészítésében, az Eurostat pedig az OECD-útmutatóban. Az OECD megerősítette érdekeltségét a pénzügyi szektor és az e-kereskedelem területén végzett fejlesztésekben, illetve az e területeken való szoros együttműködésben. Az ülésen Magyarországot *dr. Györfi Mihály*, a KSH osztályvezetője képviselte.

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

ELMÉLET-MÓDSZERTAN

A kistélepülések sajátos helyzete és érdekvédelme. – *dr. Zongor Gábor*

A magyar falvak megújulásának stratégiája. – *dr. Kóródi József*

Aprófalvainkról – illúziók nélkül. – *Kovács Tibor*

ELEMZÉSEK

A Vas megyei törpefalvak sajátosságai és lehetőségei. – *Cserta Orsolya – Novák Zoltán – Vörös Lajos*

A zalai törpefalvak jelene és jövőképe. – *Kaposi Lajos – Kiss Zoltán – Kramarics Tiborné – Szekeres Jánosné*

Románia népességének alakulása, 1941–2002. – *Borzán Anita*

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

MÁTÉ, I. – MILLER, G.:

A HÁZTARTÁSON BELÜLI KAPCSOLATOK
VIZSGÁLATA AZ EGYESÜLT KIRÁLYSÁG
2001. ÉVI NÉPSZÁMLÁLÁSÁKOR

(The UK 2001 census question on within household relationships.) – *Statistical Journal of the United Nations ECE*, 2003. 1. sz. 27–37. p.

Az ENSZ Európai Gazdasági Bizottsága és az Európai Közösségek Statisztikai Hivatala 1995 és 1997 között közösen alakította ki a 2001-es népszámlálás irányelveit. Többek között meghatározták a különböző család- és háztartástípusokat, ideértve a *rokoni kapcsolatban nem álló családok közös háztartásának* (hidden families), illetve az *újjaalakult családok* (reconstituted families) fogalmát, és javasolták az említett új kategóriák bevonását a megfigyelési programba. Az Egyesült Királyságban működő három összeírási hivatal Skóciában a GROS (General Registers Office for Scotland), Anglia és Wales területén az ONS (Office for National Statistics), Észak-Írországon a NISRA (Northern Ireland Statistics Research and Agency) „kapcsolati mátrix” (Relationship Matrix) elnevezéssel viszonylag részletes, egyénileg megválaszolható kérdéseket épített be a népszámlálási programba. A tanulmány áttekinti a kapcsolati mátrix kialakításának folyamatát, ismerteti főbb előnyeit és hátrányait, továbbá bemutatja a vizsgálatok fontosabb eredményeit.

A *rokoni kapcsolatban nem álló családok magánháztartása* esetében egynél több olyan család él közös háztartásban, akik egymással (illetve a háztartásban viszonyítási alapként kiválasztott személlyel) nincsenek rokoni kapcsolatban. Jellemző példa erre,

ha 2-3 egyedülálló szülő (akik mindegyikének van vele élő gyermeke) alkot közös háztartást.

Az *újjaalakult család* olyan házaspárból vagy élettársi kapcsolatban élő párból és egy vagy több gyermekükből áll, akiknek legalább egy gyermekük nem közös, azaz csak a pár egyik tagjának természetes vagy örökbefogadott a gyermeke.

A háztartáson belüli kapcsolatok részletes megfigyelésére az Egyesült Királyság 2001. évi népszámlálása keretében alkalmazott kapcsolati mátrix Skócia, valamint Anglia és Wales területén a háztartás első öt tagjára, Észak-Írországon a háztartás első 6 tagjára terjedt ki. A háztartások valamennyi tagját felkérték arra, hogy név szerint sorolják fel magukat egy sorszámozott listán, és ugyanazt a sorrendet kövessék mind a kapcsolati mátrix kitöltésekor, mind a megfelelő egyéni kérdések megválaszolása során.

Az azonos háztartáshoz tartozó személyek közötti kapcsolatok pontos meghatározása érdekében a kapcsolati mátrix a következő kategóriákat különböztette meg: férj vagy feleség, élettárs, fia vagy leánya a vonatkozó személynek, mostohagyermek, fiúv vagy nővér, anya vagy apa, mostohaanya vagy mostohaapa, unoka, nagyszülő, egyéb rokon, nem rokon.

Az egymás közötti kapcsolatokat az említett listán első helyen szereplő személyhez (1) képest értelmezték. (A kitöltést segítő példában ez a személy a családapa.) A válaszokat a kapcsolatnak megfelelő sorban szereplő kocka áthúzásával (kipipálással) kellett megadni. A második (2) személy esetében (a példában a családanya) egy oszlop állt rendelkezésre az első (1) személyre vonatkoztatott válaszok jelölé-

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 *Retich 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 folyóiratszemlé* tartalmaz.

sére. Az oszlopok száma a listán elfoglalt helynek megfelelően értelemszerűen növekedett, azaz a háztartás ötödik tagja már négy kocka-oszlop kitöltésével közölte az igényelt információkat a többi négy személyhez fűződő kapcsolatairól.

Kialakítottak egy ún. folytatólagos táblázatot is, amely Skócia, valamint Anglia és Wales területén a hat vagy több főből álló háztartásokra, Észak-Írországban a hét vagy több személyből álló háztartásokra vonatkozott. Ezekben a szóban forgó személynek az első, illetve csak a listán közvetlenül előtte szereplő másik két személyhez fűződő kapcsolatáról kértek információt. Például a kapcsolati mátrix folytatólagos táblázata a listán hatodikként (6) feltüntetett személy kapcsolatát az első (1), illetve az ötödik (5) és a negyedik (4) személyhez képest tudakolta, míg a hetedik (7) személyét a hatodik (6) és az ötödik (5) személyhez képest stb. Ha vállalkoztak rá, akkor a kapcsolati mátrixot az azonos nemű párok is kitölthették.

A kapcsolati mátrix kifejlesztésekor a különböző tervezeteket több feltáró kísérleti vizsgálat keretében próbálták ki. A tesztek főleg a nagycsaládokra, a rossz lakásviszonyok között élőkre és olyan személyekre vonatkoztak, akik számára az angol másodlagos nyelvet jelentett. A visszajelzések meglepően pozitívnak bizonyultak. A kísérletbe bevont személyek fontosnak tartották a háztartásokon belüli összes kapcsolat feltárását. A kedvező fogadtatás ellenére kérdésesnek tűnt, hogy a kapcsolati mátrix alkalmas-e önkitöltéses megválaszolásra. Egy postai úton lebonyolított kísérleti mintavétel keretében ezért mind az egyéni kérdőpontok tervezetét, mind a kapcsolati mátrix előzetes táblázatát megküldték a véletlenszerűen kiválasztott háztartásoknak. A kísérlet tapasztalatai szerint a válaszolási arány kedvezőbb volt a csak három egyéni kapcsolatot tudakoló táblázat esetében, mint a teljes kapcsolati mátrixnál. A három egyéni kérdés viszont nem nyújtott elegendő információt a családi kapcsolatok teljes, átfogó feltárásához. Az 1997. évben végrehajtott próbaösszeírás tanúsága szerint a kapcsolati mátrix kitöltésekor a háztartások mintegy 20 százaléka követett el nem triviális hibát, 9 százalékuk pedig egy vagy több összefüggésbeli hibát vétett, annak ellenére, hogy e háztartások 38 százaléka két vagy kevesebb személyből állt. A sikeres kitöltés aránya különösen alacsony volt a hét vagy több személyes háztartások esetében.

Az első tapasztalatok arra utaltak, hogy a kérdőpontok sikeres megválaszolására csak összeírók személyes közreműködése esetén lehetne számítani. A magas költségigény viszont így eleve megakadályozta volna a szükséges információk megszerzését. A hibák okait elég könnyű volt felismerni és katego-

rizálni, majd a szükséges javításokat végrehajtani. Ez lehetőséget biztosított a további fejlesztésre. Gyakori hiba volt például, hogy – bár választani kellett volna a kérdések válaszlehetőségei közül – a táblázatot kitöltők mindkét lehetőséget bejelölték (például a férj/feleség, illetve a partner sor kockáját is áthúzták). A további előkészítő munka során főleg azáltal sikerült számottevő javulást elérni, hogy az úrlap felső részében konkrét példán mutatták be a kapcsolati mátrix kitöltését egy háromgyermekes házaspár esetében.

A kísérleti adatfelvétel az örökbefogadott gyermekekkel kapcsolatban kétirányú problémát hozott felszínre. A szülők egy része ellenezte a gyermekek ilyen jellegű megkülönböztetését, attól tartva, hogy ez káros hatással lehet a családtagok egymás iránti érzelmeire, mások viszont igényelték az örökbefogadott személyek külön számbavételét. A kisebbik rossz mellett döntve végül kihagyták az örökbefogadott fiú/leány kérdést.

Az 1999-ben végrehajtott „népszámlálási főpróba” azt bizonyította, hogy az életkort, a családi állapotot vagy a partnerkapcsolatokat érintő problémák könnyen kezelhetők és automatikusan javíthatók. A GROS által kifejlesztett algoritmus (Household Composition Algorithm – HCA) lehetőséget nyújtott arra, hogy a rendelkezésre álló bőséges információs anyagra támaszkodva a személyeket háztartáson belül családokba rendezzék, majd a következő család-típusokat különböztessék meg:

- házaspár vagy élettársi kapcsolatban élő pár,
- házaspár vagy élettársi kapcsolatban élő pár velük élő gyermek(ek)kel,
- egyedülálló szülő gyermek(ek)kel,
- házaspár vagy élettársi kapcsolatban élő pár unokával (unokákkal), a közbeeső generációhoz tartozó gyermek(ek) nélkül,
- egyedülálló nagyszülő unokával (unokákkal), a közbeeső generációhoz tartozó gyermek(ek) nélkül.

A felsorolt családtípusokat két osztályozás segítségével különítették el. Az első esetben az osztályozás az első generációhoz tartozó személyek jellemzői alapján történt, míg a második esetben a második generációs személyek jellemzőit vették figyelembe csoportképző ismérvként.

A kapcsolati mátrix adatainak minőségét a hiányzó adatok aránya alapján vizsgálva megnyugtató, hogy az átlagos kitöltöttségi arány számottevően meghaladta a 90 százalékot, még a háztartásokon belüli hetedik személyek kapcsolatai esetében is. A viszonylag kedvezőtlenebb arányok elsősorban a sokszemélyes háztartásokra voltak jellemzők. Az Anglia és Wales területéről közölt átfogó nemválaszolási arány főleg a vallási hovatartozásra, a foglalkozta-

tottság jellegére, a közlekedési módokra, illetve a képzettségi szintre vonatkozó kérdéseknél volt viszonylag magas (sorrendben: 7,6, 6,6, 6,3, illetve 6,2 százalék). Skóciában a generációk közötti rokoni kapcsolatok életkor szerinti ellenőrzése során az érintett személyek mindössze 1,8 százalékánál volt szükség korrekcióra.

A kapcsolati mátrix hátrányai között első helyen a nagyobb kérdőívigény említhető. A kitöltés során fokozottabb figyelemre volt szükség a személyek felsorolási sorrendjének megőrzése érdekében is. Számottevő többletráfordítás merült fel a komplex minőségellenőrzéssel és a személyek családtípusok szerinti csoportosítását biztosító algoritmus kifejlesztésével kapcsolatban is.

A hátrányokat azonban bőven ellensúlyozza az adatstruktúrák elmélyültebb elemzésének lehetősége. A kapcsolati mátrixra támaszkodva, a Skóciára vonatkozóan közzétett táblázatok gazdag információtartalmát jól jellemzi például az eltartott gyermekek számának a családtípusok és korcsoportok kombinációi szerinti bemutatása. A táblázaton 10 korcsoportot különböztetnek meg (0-2, 3-4, 5-7, 8-9, 10-11, 12-14, 15, 16, 17, illetve 18 évesek). A családtípusok szerinti tagolás alapján megállapítható, hogy Skóciában is viszonylag magas (25%) az egyedülálló szülők gyermekeinek aránya. Ezen belül 92,2 százalékot tesz ki az egyedülálló anya által nevelt gyermekek száma. A legszélesebb réteget (65%) természetesen a házas szülőkkel együtt élő gyermekek képviselik, s a mostohagyermek aránya itt mindössze 7 százalék. Az élettársi kapcsolatban élő szülőkhöz a gyermekek 10 százaléka tartozik, közöttük viszont már megközelíti a 44 százalékot a mostohagyermek aránya. (A GROS által gondozott internetes oldalakon további részletes információk is rendelkezésre állnak Skócia család- és háztartás-struktúrájáról.)

Összefoglalásként megállapítható, hogy az Egyesült Királyságban a kapcsolati mátrix programba iktatása tette lehetővé, hogy az európai népszámlálási ajánlások háztartás-, illetve családtípusokra vonatkozó valamennyi igényének meg tudjanak felelni. A felvételi eredmények tanúsága szerint a kitöltők megértették és méltányolták e kérdések fontosságát. A nemválaszolási arány nem volt lényegesen kedvezőtlenebb a más, hasonló jellegű kérdések esetén tapasztaltnál, a válaszadási hibák pedig általában automatikusan javíthatóknak bizonyultak. Bár a népszámlálási adatok teljes ellenőrzése 2003. végéig tartott, a kapcsolati mátrix segítségével nyert eredmények összességükben jó minőségűeknek tekinthetők.

(Ism.: *Tűz Lászlóné*)

NEUTZE, M.:

A STATISZTIKAI INFORMÁCIÓK SZEMLÉLTETÉSE AZ INTERNETEN

(Visualisierung von statistischen Informationen.) – *Wirtschaft und Statistik*, 2003. 7. sz. 583–588. p.

A statisztikai közlésekkel kapcsolatban is helytálló megállapítás, hogy „egy kép ezer szónál többet mond”. A skálázható vektorgrafika (Scalable Vector Graphics – SVG) nagy lehetőségeket rejt a statisztikai tájékoztatás korszerűsítésében. Az internet gyors térhódítása mellett is fennmaradnak a hagyományos szerkesztési formák, a képernyőn lekérhető információk jelenleg laponként közlik a statisztikai táblázatokat, grafikonokat és szövegeket. A világhálón vagy elektronikai hordozókon terjesztett kiadványok vagy részek letöltésére is lehetőség van (Excel-vagy pdf-formátumokban).

A szerző kifejti az interaktív adatkezelés informatika hátterét, amely lehetővé teszi, hogy a felhasználók kiterjedt adatbankban tájékozódjanak, igényeik szerinti munkatáblákat állítsanak össze. Megfelelő eszközökkel on-line statisztikai tevékenységre nyílik lehetőség, a megszerkesztett kiadványrészek egyszerű helyi kinyomtatása helyett. A német Szövetségi Statisztikai Hivatal például a www.detstatis.de/wsk weboldalon, 2003 elejétől olyan on-line alkalmazást kínál, amely a hivatalos árindexek megfelelő kombinálására ad lehetőséget felhasználók számára. A multimédiás kiadványok is alkalmaznak grafikus és interaktív megoldásokat. Ezek off-line tájékoztatást adnak, például CD-ROM lemezen, illetve videokazettán, amelyre a cikk németországi példákat közöl.

A német Szövetségi Statisztikai Hivatal adatbázisára épült a „Statistik Transparent” című interaktív mini CD-ROM, amely a társadalom, a gazdaság, a környezet és a demográfia alapmutatóira építve szemléltető ábraszorozatokat mutat be, a felhasználó által összeállítható tartalommal. Az egyik ábrázolási lehetőség, hogy egy kiválasztott korcsoportra előírt születési évtől kezdődően 50 egymást követő korfa halad előre időben, animációs grafikai megoldásokkal. Ilyen interaktív animációkra a korszerű internetes technikák is lehetőséget adnak, bár viszonylag költséges a programok fejlesztése, valamint az adat-tartalom kiegészítése az egymást követő években.

A korfa jól szemlélteti, miként jeleníthető meg nagy mennyiségű statisztikai adat közérthető grafikus ábrázolással, és azt is, hogy a hagyományos számítógépes programokkal ilyen ábrák csak körülmenyesen, nem megfelelő minőségben és viszonylag nagy ráfordításokkal készíthetők.

A szerző kifejti, hogy a képernyőn megjelenő statisztikai ábrák minőségét milyen módon lehet javítani a vektorgrafika eszköztárára építve. Egy kiemelten vizsgált grafikonrészt tetszőlegesen lehet nagyítani azzal az eljárással, amelyet például a Kanadai Statisztikai Hivatal mutatott be a legutóbbi népszámlálás eredményei kapcsán, a XX. század éveinek egymást követő száz korfáján végezhető interaktív eljárásokkal.

Az ilyen új adatállományok alkalmazhatósága viszont korlátozott, amíg a felhasználók nem rendelkeznek a letölthető grafikus információk megjelenítésére alkalmas programmal. Nem olcsók az ilyen pótlólagos informatikai fejlesztések, az internetes kínálat rohamos bővülése várhatóan ezen a téren is megfelelő támogatást fog nyújtani. A hálózaton elérhető reklámgrafikák bevált eszközei egyben elősegítik a statisztikai adatok interaktív megjelenítésének fejlesztését is. A statisztikai tájékoztatás fejlesztésének további feltétele, hogy az adatforrásokat ennek megfelelően alakítsák ki, valamint rendszeresen továbbvezessék.

A szerző áttekinti az alkalmazás programfeltételeit. Az Adobe cég Illustrator 10 jelű szerkesztő programjával állítja össze az adatállományokat, valamint ezek képernyős megjelenítésének grafikus felületeit. Statisztikai célokra a síkbeli ábrázolás rendszert kielégítő, nem indokolt az igen nagy ráfordításokat igénylő térbeli animáció alkalmazása. A világháló illetékes testülete (World Wide Web Consortium – W3C) 2001 szeptemberben fogadta el a vektorgrafika 1.0 jelű változatát, amely az xml-specifikációra épül. Az egységes formátum (mint egykor a html-specifikáció) legfőbb előnye az, hogy nem kapcsolódik speciális szoftverfejlesztőkhöz, felhasználhatja a JavaScript interaktív elemeit, animációit. Az átviteli idő rövidíthető adatsűrítésekkel (zip-eljárásokkal). Az Adobe cég SVG Viewer 3.0 jelű, ingyenesen elérhető programja az ilyen skálázható vektorgrafikával készült képek böngészésére is lehetőséget ad.

A cikk ábrákkal is szemlélteti, hogy a skálázható vektorgrafika (a JavaScript alkalmazásával) milyen lehetőségeket ad a grafikai alakzatok (ívek, szakaszok, más elemi geometriai formák) kezelésére, ezek tulajdonságainak változtatására, például a színt, a terjedelmet, a határvonalat stb. illetően. Az ábrázolt objektumokat lehet csoportosítani, és az így képzett csoportok elforgathatók, skálázhatók. Mindez jól hasznosítható a demográfiai korfák szerkesztéséhez.

Az 1950 és 2050 közötti időszakra elkészült a korfa animációs ábrázolása, amelyhez viszonylag kevés adat szükséges, és ezek a szokásos modemes adatátvitel esetén is rövid idő alatt elérhetőek a világ-

hálón. Mindössze húszezer adatcellát használnak fel a két nemre vonatkozó adatok ábrázolására az említett száz évben. A teljes 70 kB tárolási igény a felére csökkenthető, ha az adatbázistábla a népesség számát ezerre kerekítve tartalmazza, ami megfelel a grafikus ábrázolás céljainak.

A szerző bemutatja a vektorgrafikára alapozott eljárás alapfunkcióit. A német Szövetségi Statisztikai Hivatal portáljának mentijéről választható a képfarmájú demográfiai tájékoztatás. A megfelelő ikonra kattintva lenyitható a vektoros grafika kezelőprogramja, valamint elérhetővé válnak az ehhez tartozó adatállományok. A felhasználó letöltheti saját gépére a korfa megjelenítéséhez szükséges adattáblát, és az ezt megjelenítő grafikont tetszőleges méretre lehet nagyítani (A/3 lapméretig).

A nyitóábra a 2001. évi németországi népszámlálás korfáját tartalmazza, és a felhasználó innen 50-50 évet haladhat az időben előre, illetve vissza. A kezelőfelületen rákattinthat a szünetre, illetve az „előre” vagy a „vissza” kapcsolóra, és ezzel egy évnnyit léptethető az ábrázolt korfa.

A színhatást úgy alakították ki, hogy a jelenből a továbbszámítással képzett adatok felé haladva világosabb az ábra tónusa, mint a ténylegesen megfigyelt, múltbeli adatokból képzett korfák esetén. A felhasználó az egérrel kijelölheti a korfa vizsgált évjáratát, és a szöveges mezőben megjelennek az ennek megfelelő népességszámok a férfiak, valamint a nők adataival. A 2001. évi helyzet szerint például az ország 82,4 lakosából az 1945-ben született korosztályba (a korfán: az „56 éves” évjáratához) 365 ezer férfi és 369 ezer nő tartozott, a nemek szerint arány 100:102 volt. Amennyiben az egér változatlanul a kiválasztott évjáraton marad, az animáció további menetében a szövegdoboz mindig az elért naptári évben kialakuló adatokat jeleníti meg.

A születési évet az egér segítségével lehet rögzíteni, és az így kiválasztott év és évjáratához viszonyítva az időben előre, illetve hátra haladva a korfán fel-le mozog a megjelölt sáv, ahogy az évjáratához tartozók kora és létszáma az évek során változik. Az egyes vizsgálati menetekhez indított animációt követően törölhetőek ezek az évjárat-kijelölések. Az animációra 3 sebességfokozat közül lehet választani.

A szerző összefoglalja a további fejlesztési célokat, például a népesség meghatározott csoportjainak ábrázolását a korfa előbbi funkcióival. A népesedési vizsgálatok egyik lényeges adatsora például, hogy miként alakul a szülőképes korban levő nők száma, illetve a csoporton belüli aránya. A szemléltető ábra szerint 2001-ben Németországban összesen 19,7 millió nő tartozott a szülőképes korcsoportokba. Egyszerű feladat elkészíteni az ilyen és hasonló

speciális megfigyelési célok szerinti animációt, az adattáblákban évek szerint elérhető népességszámokkal kombinálva.

A felhasználók a népesség előrejelzésének több változatát is vizsgálhatják ezzel az eljárással. A fejlesztések alapfeladata, hogy kellően kifejező legyen a változatok megjelenítése, és minél egyszerűbb legyen a felhasználói kezelés.

A skálázható vektorgrafika internetes alkalmazása nem korlátozódik a demográfiai vizsgálatokra. Bevált ez az eljárás például a nagy terjedelmű választási adatállományok kezelésében, valamint az egyes települések, földrajzi körzetek népességére vonatkozó adatok közérthető bemutatásában.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

ICELAND, J.:

A JÖVEDELMNÖVEKEDÉS, AZ EGYENLŐTLENSÉG ÉS A CSALÁDSZERKEZETBEN BEKÖVETKEZŐ VÁLTOZÁSOK HATÁSA, 1949–1999

(Why poverty remains high: the role on income growth, economic inequality, and changes in family structure, 1949–1999.) – *Demography*, 2003. 3. sz. 499–519. p.

A cikk szerzője az Egyesült Államok szegénységi jellemzőit, ezek gazdasági és demográfiai okait vizsgálja az 1949 és 1999 közötti időszakban, különös tekintettel a családok összetételében bekövetkező változásokra. Míg a 70-es évek elejéig a szegénységben élők aránya folyamatosan csökkent, ami optimizmussal töltötte el az egész társadalmat, az évezred végén – a több évtizedes gazdasági növekedés ellenére – az amerikaiak 11 százaléka, ezen belül minden ötödik afroamerikai szegény. A szegénységben élők arányának jelzett változása azzal függ össze, hogy nőtt ugyan az átlagos jövedelem, de az egyenlőtlenség nem mérséklődött, illetve nőtt az egyedülálló (családfenntartó), az átlagosnál alacsonyabb jövedelemhez jutó nők aránya.

Ha az elmúlt fél évszázadot vizsgáljuk, két jól elhatárolható időszak rajzolódik ki. 1949-től a 70-es évek elejéig a jövedelmek ugrásszerűen nőttek, csökkentek a gazdasági különbségek, s bár az egyszülős háztartások száma emelkedett, arányuk még nem volt jelentős, így a szegénység kiterjedése is mérséklődhetett. A 70-es évek közepétől a gazdasági növekedés lelassult, a jövedelemből való részesedés a korábbinál egyenlőtlenebbé vált, az egyszülős háztartások aránya ugrásszerűen nőtt, a szegénységben élők aránya stagnált, melyet a 90-es években ismét némi javulás követett. A szakértők szerint az időbeli összehasonlítást nehezíti, hogy a hivatalos szegénységi küszöb egy abszolút szám, melyet évente igazítanak ki az inflációs rátával. Ebből következik, hogy a szegények száma a jövedelem általános színvonalának növekedésével automatikusan csökken. Ezért az ismertett tanulmány alapját képező vizsgálatban

a „hivatalos” szegénységi küszöb mellett relatív küszöböt is felhasználtak.

Nyilvánvaló, hogy a jövedelmek gyors növekedésével az abszolút szegénység csökken, mint ahogy a 70-es évek elejéig ez történt (1953 és 1970 között például az átlagos háztartási jövedelem 66 százalékkal lett magasabb). Ebben az időszakban ráadásul a jövedelem növekedéséből széles társadalmi rétegek részesültek. A 70-es években azonban a helyzet megváltozott, nőttek a jövedelemből való részesülés különbségei. A jövedelmi egyenlőtlenség növekedésének hatása azonban kisebb volt, mint az előző időszak jövedelem növekedéséé. A szegénységi kockázat nem csökkenő szintjéért így a családstruktúrában lejátszódó változás, az egyszülős (női) háztartások aránynövekedése a felelős, ami különösen az afroamerikai háztartásokban volt kiemelkedő arányú. (1998-ban a gyermekek 51,1 százalékát egyedülálló anya nevelte, szemben az 1960. évi 19,9 százalékkal, míg a fehéreknél ez az arány 6,1-ről 18,2 százalékra változott.) A gyermekszegénység növekedésének hátterében is ez az átstrukturálódás áll.

Az, hogy ki szegény, abszolút és relatív módszerrel mérhető. A „fix” küszöb legfőbb hátránya, hogy nem képes az életszínvonalban bekövetkező változással számolni. (Például az autó luxus lehet egy szegény országban, de ahol ennek birtoklása általános és nincs fejlett tömegközlekedés, ott feltétele a munkavállalásnak is). A relatív küszöbvel szemben hangoztatott legfőbb érv az, hogy a szegénység objektív, tudományos kategória, mely nem függhet a mindenkori jövedelmi viszonyoktól. A két közismert szegénységi koncepció alapuló küszöb mellett a szerző egy harmadikat is felhasznált, a „Panel on Poverty and Family Assistance” felmérés kvázi relatív szegénységi mértéket, mely csak az ún. alapvető javakat foglalja magába (National Academy of Sciences – NAS-mutató).

A szegénységi kockázat elemzéséhez használt adatforrás 1950-ben és 1970-ben az ún. közcélú elemi adatbázis (Integrated Public-Use Microdata Series – IPUMS), illetve az 1991. és 2000. évi mun-

kaerő-felmérés jövedelmi adatokat is tartalmazó márciusi kiegészítő felvétele volt. A különböző források és fogalmak, felhasználás előtt, lehetőség szerint harmonizálásra kerültek. A három tényező hatásának becslése a Danzinger–Gottschalk direkt standardizálási eljárással történt. A számítási módszer technikai részletei a cikkben megtalálhatók. A használt eljárást azonban néhány korlát is jellemzi. Így az alkalmi kapcsolatokat nem képes vizsgálni, jöllehet az is hat a jövedelemre (vagy annak kiesésére). Az egyszerű szimulációs eljárás nem tudja kiszűrni a gazdasági, demográfiai jellemzők közötti kölcsönhatást nem tudja figyelembe venni, hogy a családösszetétel változásán kívül sok más tényező is hat a jövedelemre, melyeket a modell explicit formában nem tud kezelni. Korlátot jelent az is, hogy az ún. maradvány tényező tovább bontása szintén befolyásolná az eredményt.

A szerző összefoglalja a modellszámítás eredményeit, megadva a szegények arányát abszolút, relatív és NAS szegénységi küszöb felhasználásával, négy kiválasztott időpontban (1949, 1969, 1990, 1999), etnikai hovatartozás és családtípus szerint. A hivatalos küszöbérték alapján számolva a szegények 1949. évi 39,5 százalékos aránya 1969-ben 13,9 százalékra mérséklődött, majd az ezt követő két évtizedben, alig változva 1999-ben 11,8 százalékot ért el. A szegénység 1949 és 1969 között a társadalom valamennyi vizsgált szegmensében látványosan kisebb lett, de a rétegek közötti relatív különbség nőtt. Így 1949-ben a nem spanyol ajkú feketék 76,7 százaléka minősült szegénynek, ami valamivel kisebb, mint a nem spanyol ajkú fehérek szegénységi arányának a kétszerese. 1999-ben a feketék 23,6 százaléka, a fehéreknek csak 7,7 százaléka számított szegénynek. Hasonlóan változott az egyszülős (női) háztartások helyzete is. Itt a szegénynek minősülők hányada felére csökkent (62,4-ről 30,8 százalékra), miközben a házaspárok szegénységi kockázata 37,0-ről 5,8 százalékra esett vissza.

A relatív szegénységi küszöb alkalmazása esetén a változás intenzitása, sőt iránya is más. A relatív szegények 1949. évi 24,7 százalékos aránya 1969-ben 20,6 százalékra csökkent, de 1999-ben már elérte a 26,1 százalékot. Ehhez hozzátartozik azonban, hogy 1949-ben a relatív szegénységi küszöb jóval alacsonyabb volt, mint a „hivatalos”, 1999-ben pedig pont fordított volt a helyzet. Vagyis míg az abszolút értelemben vett depriváció jelentősen csökkent, a relatív depriváció némileg még nőtt is. Mivel az egyes társadalmi rétegekben csökkent a relatív szegények aránya, az egyes rétegekhez tartozók arányváltozása miatt nőtt a társadalom egészét tekintve a relatív szegénység. A NAS-mutató csak az

utolsó két időszakra vonatkozóan áll rendelkezésre. E szerint a szegénység a hivatalos szegénységi küszöb alapján számítottához hasonló változást mutat. Hogy változott a vizsgált időszakban az amerikai társadalom összetétele? A nem spanyol ajkú fehéreké 88,2-ről 70,7 százalékra csökkent, nőtt viszont a feketéké és a hispanóké. A házaspáros családban élők aránya az 1949 évi 87,2 százalékkal szemben 1999-ben 65,5 százalék volt, miközben a többi háztartástípus aránya – különösen 1996-ig – erőteljesen nőtt. Az egy főre jutó, illetve a két keresős két gyermekes háztartásokra számított medián jövedelem is erőteljesen nőtt az időszak egészét tekintve, de a medián jövedelem növekedési üteme 1969 és 1990 között lényegesen kisebb volt, mint az egy főre jutó jövedelemé.

A szerző számításai szerint az abszolút szegénységben 1949 és 1969 között bekövetkezett 25,6 százalékpontos csökkenésből a jövedelemnövekedés 18,6 százalékpontot magyaráz, de a relatív szegénység szerény mérséklődése is jövedelemnövekedésre vezethető vissza, mely ebben az időszakban képes volt ellensúlyozni a szegénységre ható egyéb tényezők (növekvő jövedelemegyenlőtlenség, családszerkezet változás) hatását. 1990 és 1999 között a hivatalos szegénységi ráta annak ellenére is csak igen kis mértékben csökkent, hogy a jövedelmek tovább nőttek. A relatív szegénység utóbbi évtizedben bekövetkezett növekedése pedig abból következik, hogy a jövedelem növekedésének hatása kisebb volt, mint a családszerkezetben, a jövedelmi különbségekben bekövetkezett változásé. A kvázi relatív mutató, a NAS szerint 1990 és 1999 között a szegénység csökkent, mégpedig erőteljesebben, mint ahogy azt a „hivatalos” küszöbérték jelzi, mivel a jövedelem abszolút növekedése e mutató esetében nagyobb hatással bírt.

A faktoranalízis segítségével a jövedelemnövekedéshez hasonlóan a jövedelmi egyenlőtlenség szegénységre gyakorolt hatását is számszerűsítették. Az egyenlőtlenség csökkenése a hivatalos küszöbvel számított szegénységi hányad 1949 és 1969 közötti 25,6 százalékpontos mérséklődéséből 9,3 százalékpontot magyarázott. Mint több kutató is felhívta rá a figyelmet, a férfi keresetek ezen évtizedre jellemző fokozódó differenciálódása okozta a jövedelmek növekvő különbségét. 1990 és 1999 között a jövedelmi egyenlőtlenség lényegében nem változott. A relatív szegénységi küszöb alatt élők esetében a jövedelmi egyenlőtlenség hatásmechanizmusa az előbbihez hasonló, kivéve az utolsó vizsgált évtizedet, amikor e mutató esetében a szegénységi kockázat a jövedelmi különbségekre visszavezethetően némileg nőtt, hasonlóan ahhoz, amit a NAS jelez.

A népesség családstruktúrájában bekövetkező változás mindhárom szegénységi mutató esetében azonosan hatott. 1990-ig önmagában jelentősen növelte a szegénységi kockázatot, az utolsó évtizedben azonban hatása már nem volt számottevő. A modellt a három nagy etnikai csoportra külön-külön is bemutatta a szerző. Az etnikai hovatarozástól függetlenül a hivatalos küszöb szerinti szegénységi kockázat alakulását legerőteljesebben a jövedelemnövekedés befolyásolta 1949 és 1969 között. E tényező hatása 1969 és 1990 között sem elhanyagolható, de az előző időszaknál már kisebb, mivel az egy főre jutó jövedelem gyorsabban nőtt, mint a medián jövedelem. 1990 és 1999 között a feketék és hispanók szegénységi kockázatának mérséklődése újra a jövedelemnövekedésre vezethető vissza, míg a fehérek esetében e hatás iránya azonos, de mértéke kisebb volt. A cikk összefoglalja, az egyes időszakokat tekintve, a három fő faktor (szegénységi mutatóként) etnikai csoportok szerint kimutatható hatását.

A gyermekszegénység lényegében a teljes népességre jellemzővel azonosan alakult. 1949 és 1969 között csökkent az abszolút, nőtt viszont a relatív gyermekszegénység. 1969 és 1990 között csaknem mindegyik csoportban nőtt a mindkét szegénységi mutató-típus szerint szegénynek minősülő gyermekek aránya, mégpedig nagyobb mértékben, mint ahogy az a teljes népességre jellemző volt. A jövedelem általános növekedése a teljes időszakban erőteljesen javította a gyermekek anyagi helyzetét, a családstruktúrában bekövetkező változás viszont különösen 1969 és 1990 között a fekete és a hispano gyermekek szegénységi kockázatát kedvezőtlenül befolyásolta.

(Ism.: *Lakatos Judit*)

PFAFF, H.:

SÚLYOSAN FOGYATÉKOS EMBEREK

(Schwerbehinderte Menschen 2001.) – *Wirtschaft und Statistik*, 2003. 8. sz. 745–752. p.

A szociális törvénykönyv kilencedik kötete (SGB IX. – Sozialgesetzbuch) szerint a hátrányos helyzetű emberek olyan juttatásokat kapnak, amelyek lehetővé teszik számukra az önmegvalósítást és az egyenjogú részvételt a társadalmi életben. A szövetségi statisztika fontos információkat szolgáltat a súlyosan fogyatékos emberekről, egyfajta adatbázist hoz létre, amivel megteremti a szociálpolitikai tervezés és az ehhez kapcsolódó intézkedések meghozatalának alapjait. Részletes információkat közöl ezek-

nek az embereknek a számáról, életkorukról, nemükről, hátrányos helyzetük mibenlétéről, okáról, mértékéről. Ezen kívül további adatokat biztosítanak az ellátó intézmények.

1979 óta kétévencént, december 31-i fordulónappal felmérés készül a hátrányos helyzetűekről. 1979 és 1985 között a statisztikában a súlyosan fogyatékosok mellett szerepeltek a kisebb mértékben hátrányos helyzetűek is. A statisztika jogalapja 1987-től 1999-ig a biztosítási törvény 53. §-a volt. 2001 óta az új szociális törvénykönyv 131. §-a alapján kétévencént készül statisztika a súlyosan fogyatékos emberekről. Az írás a 2001. évi adatfelvétel eredményeit mutatja be.

A törvénykönyv súlyosan fogyatékosnak minősíti azokat, akiknél az akadályoztatás mértéke legalább ötven százalékos. Ezen kívül német állampolgároknak vagy jogszerűen Németországban élőknek, illetve tartózkodóknak kell lenniük. Hátrányos helyzetűek azok, akiknek testi funkciói, szellemi képességük vagy lelki egészségük nagy valószínűséggel hat hónapnál hosszabb idő óta károsodott, aminek következtében életmódjuk jellemzően eltér a többségtől, és a társadalmi életben való részvételük korlátozott.

A súlyosan fogyatékosok igazolványt kapnak, amely különböző szolgáltatások igénybevételére jogosít. Az igazolvány legfeljebb öt évig érvényes. A statisztika csak az ilyen igazolvással rendelkezőket veszi számba.

2001-ben Németországban 6,7 millió súlyosan fogyatékos ember élt, ami nyolcvanezerrel több, mint két évvel korábban. Az össznépességre kivetítve ez azt jelenti, hogy minden tizenkettedik ember fogyatékos, azaz a fogyatékosok az összlakosság 8,1 százalékát jelentik. Az új tartományokban alacsonyabb a súlyosan fogyatékosok aránya, mint a régi szövetségi köztársaság tartományaiban, 7,0, illetve 8,4 százalék. Berlinben és Észak-Rajna-Vesztfáliában vannak a legtöbben, illetve Szászországban és Baden-Württembergben a legkevesebben.

Az értékelések szerint a hátrányos helyzet az idősebb korosztályoknál gyakoribb, mint a fiataloknál. A súlyosan fogyatékosok több mint fele elmúlt 65 éves, negyedrészüik 55 és 65 év közötti, a 18 éven aluliak között az arányuk csak 2,5 százalék.

A nemenkénti megoszlást tekintve a férfiak vannak többen (52,6%). Csak a 75 év felettiéknél több a nő, mint a férfi, ami egyenes következménye a nők nagyobb arányának ebben a korcsoportban az össznépességen belül. A nemenként eltérő korstruktúra lehetővé teszi az életkor-specifikus fogyatékosági arány számítását. Mindkét nemnél az életkorral emelkedik a súlyos fogyatékoság valószínűsége. A

legjelentősebb növekedés az 55 és 62 év közöttiek-nél tapasztalható, különösen a férfiaknál, ami arra vezethető vissza, hogy ebben az életkorban növekszik az akadályoztatottság elismertetésének igénye, ami hozzásegíthet a korábbi nyugdíjba vonuláshoz. A férfiak aránya minden korosztályban magasabb a nőkénel.

A férfiak a nőknél gyakrabban ismertetik el súlyos fogyatékoságukat, ami bizonyos mértékig az-zal is magyarázható, hogy többen folytatnak kereső tevékenységet, illetve keresnek munkát, így nagyobb érdekük fűződik bármifajta fogyatékoság elismertetéséhez. Egyébként is a fogyatékosokra vonatkozó jog egyik legkritikusabb része a munkaerő-piaci részvétel szabályozása.

Külön kategóriát képvisel az az 1,7 millió ember, akiknél az akadályoztatottság legnagyobb mértékét állapították meg. A társadalmi életben való részvétel akadályoztatottságának mértékét tízfokonként (20-tól 100-ig) határozzák meg. Többféle hátrány együttes megléte esetén azokat együttesen, összegezve veszik figyelembe.

A hivatalosan elismert súlyosan fogyatékosok jelentős hányada nagymértékben károsodott. Majdnem negyedüknél az akadályoztatottság, a fogyatékoság mértéke eléri a maximális szintet. További, csaknem húsz százaléknál ez 80 és 90 pont közé, majdnem harminc százaléknál 60 és 70 pont közé esik. Látható, hogy a magasabb életkorúaknál található a legnagyobb mértékben fogyatékosok. Száz súlyosan fogyatékos közül csaknem ötvenhat 65 éves vagy annál idősebb.

A gyermekek és a 15 év alatti fiatalok körében a várakozásnak megfelelően csak kis mértékű a súlyos korlátozottság. Mindenesetre feltűnő, hogy ebben a korosztályban, szemben más korosztályokéval, gyakori a legmagasabb mértékű súlyos fogyatékoság. Általában megállapítható, hogy a súlyosan fogyatékos lányok aránya magasabb a fiúkénál.

A cikkben ismertetett vizsgálat a fogyatékoság okára és mikéntjére terjed ki a legsúlyosabban károsodott személyeknél. A súlyosan fogyatékos embert általában egynél több fogyatékoság jellemzi. A leggyakoribb a belső szervek, illetve a szervek rendszerének funkciójavara. A testi fogyatékosok közé sorolják azokat, akik mozgásukban korlátozottak, továbbá vakok vagy halláskárosodottak, de azokat is, akik valamilyen szervi megbetegedés miatt akadályozottak életvitelükben.

Ebből a felosztásból kiindulva létrehoztak egy olyan átfogó katalógust, amely a károsodás mikéntje alapján 55 kategóriát tartalmaz. A felosztás kialakításában elsődlegesen nem az okási szempontok, hanem sokkal inkább az egyes károsodások megje-

lenési formái és az ezekkel összefüggésben lévő funkcionális zavarok játszottak szerepet. Ennek az oka, hogy egy betegség diagnózisa sokszor nem tükrözi megfelelően a károsodás hatását. Például egy szklerózis multiplexes megbetegedésnek nagyon eltérő funkcionális hatása lehet a végtagokra vagy a szervezet egészére.

A súlyosan fogyatékosok több mint 27 százalékánál a belső szervek vagy szervrendszerek funkcióinak károsodása a fogyatékoság oka. Közöttük a szív- és keringési megbetegedésekben szenvedők száma több mint 761 ezer, az összes súlyosan fogyatékos több mint 11 százaléka. A funkciózavarok között a második leggyakoribb a végtagok, különösen a lábak károsodása. Csaknem 14 százalék a hátrénc és a törzs valamilyen megbetegedése miatt károsodott ember. Az ismert fogyatékosok között több mint 5 százalékkal szerepel a vakság, és csaknem 4 százalékkal a beszédzavar és a sükettség. A testi fogyatékosok a súlyosan fogyatékos emberek csaknem hetven százalékát érintik. Az agyilag károsodottak aránya 8,3 százalék, a szellemi és lelki fogyatékosoké pedig 8,1 százalék.

A cikk elemzi a különböző károsodási formákat. A nőkéhez képest a férfiaknál gyakoribb a végtagvesztés, miként a belső szervek funkciójavara is. Ezzel szemben a nőknél gyakoribbak a gerinc- és törzsbántalmak, valamint a vakság és a csökkent látóképesség.

A tapasztalatok szerint a károsodottság mértéke szorosan összefügg annak fajtájával és súlyosságával. A vakság vagy a nagymértékű látáskárosodottság és a sükettség leggyakrabban beszéd- és lelki fejlődészavarokra vezethető vissza, az ismert esetek 99,9 százalékában.

A károsodottak legnagyobb részénél a hátrányos helyzet betegség függő. Az 1974. évi törvényi újrashabályozásig a súlyosan fogyatékosokra vonatkozó törvény egy meghatározott okra korlátozta a fogyatékoságot. Közéjük tartoztak a hadirokkantak, a fegyveres szolgálatban, vagy a polgári munkában sérültek, továbbá a balesetek áldozatai és a foglalkozási betegségben szenvedők. A születésüktől fogva károsodottak, vagy egyéb balesetben és betegségben szenvedők nem tartoztak ebbe a körbe. A ma érvényes törvény nem tesz különbséget a károsodottság oka szerint.

Az új törvény hatályba lépése után a legnagyobb csoportot azok alkotják, akik hátrányos helyzete mögött valamilyen betegség áll. Utánuk következnek a háborús-, fegyveres- és civilszolgálatban sérültek, a születési rendellenességgel élők és a balesetek, munkahelyi ártalmak károsodottjai.

A súlyosan fogyatékosok egyharmada többszörösen károsodott, azaz ugyanaz a személy egyidejű-

leg többféle károsodástól is szenved. A 2001 végén regisztrált több mint hat millió súlyosan fogyatékos ember 37,7 százalék egynél több károsodástól szenved. Itt ismét fontos szerepe van az életkornak. Növekedésével a károsodások többszöröződnek.

A súlyosan fogyatékosokra vonatkozó törvény azonos jogokkal ruházza fel a német és a külföldi állampolgárságú személyeket, feltéve, ha ez utóbbiaknak a lakhelye, tartózkodási engedélye és munkaviszonya Németországban van. A külföldiek aránya az összes fogyatékoshoz viszonyítva alacsony (3,7%), azaz mintegy 300 000 ember. Közöttük legtöbb a tö-

rök, a szerb-montenegrói és az olasz. A külföldi népesség aránya a súlyosan fogyatékosok között lényegesen alacsonyabb a hazai népességénél, az arány a külföldiekénél 3,4 százalék, a németeknél 8,6 százalék. Az életkort tekintve is nagyok az eltérések, mivel a külföldiek aránya a 65 életév felettiéknél lényegesen alacsonyabb, mint a németeké. A fiatalabb korosztályoknál kisebb az eltérés. Meg kell említeni, hogy a külföldi nők körében sokkal kisebb mértékű a súlyos fogyatékoság problémája, mint a németeknél.

(Ism.: *Rettich Béla*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

PAULIN, G. D. – DULY, A. L.:

TERVEZÉS ELŐRE: FOGYASZTÓI KIADÁSOK A NYUGDÍJAZÁS ELŐTT ÉS UTÁN

(Planning ahead: consumer expenditure patterns in retirement.) – *Monthly Labor Review*, 2002. 7. sz. 38–58. p.

1994-ben az Egyesült Államok lakosságából minden nyolcadik ember 65 éves, vagy annál idősebb volt. Az előrejelzések szerint 2050-ben már minden ötödik ember ebbe a korcsoportba fog tartozni. A várható élettartam növekedésével a ma élő felnőttek átlagosan tizenhét évet fognak élni 65. életévük után. Az idősek fogyasztási kiadásai 1984 és 1997 között 12,6-ról 14,6 százalékra nőttek az összes fogyasztói kiadáson belül. A jelenség nemcsak a szakemberek és a politikusok számára jelent megoldandó feladatot, fontos következményekkel jár a nyugdíjba vonulók személyes döntése az egyének, családok életében is. A nyugdíjazás előtti és utáni kiadási szerkezet különbségeinek ismerete segíthetik a még aktív korosztályokat jövőbeli pénzügyi terveik alakításában.

A szerzők ismertetik a vonatkozó szakirodalom néhány jelentős megállapítását, bemutatják a témával kapcsolatban megjelent tanulmányok azon lényeges elemeit, amelyeket vizsgálatuk során felhasználáltak. Az egyik ilyen, a fogyasztás életciklus-elméletén alapuló tanulmány, a kiadási szerkezetet és a demográfiai jellemzőket leíró változók közötti összefüggéseket vizsgálta és megállapította, hogy az idősek többet költenek lakásra és az egészségükre, mint a fiatalabbak. Egy másik vizsgálat a Tobit-elemzés módszerével kimutatta, hogy az idősek korcsoportján belül is léteznek preferenciák, ha „fiatal idősök” (65–74 évesek) és „idős idősök” (75 feletti) csoportokra osztjuk őket.

A nyugdíjas státust vizsgáló tanulmányok egyike szerint azokban a háztartásokban, ahol 45–54 éves a vizsgálatba bevont személy, jóval többet költenek a nyugdíjba vonulásra, nyugdíjra, társadalombiztosításra, mint azokban a családokban, ahol a vizsgált személy 65 éves, vagy annál idősebb. Ennek a korosztálynak a 81 százaléka már tehermentes saját házzal rendelkezik, jövedelmük 20 százaléka osztalékból, kamatból és bérleti díjakból tevődik össze. Egy másik munka azt tárgyalta, hogy milyen tényezők befolyásolják azt, hogy valaki 65 évesen a nyugdíjat választja, vagy tovább dolgozik. A Probit-elemzés eredménye, hogy a döntést leginkább a házastárs foglalkoztatottsága, az iskolai végzettség, a háztartás nagysága, a családi állapot és a nem befolyásolja. A kiadási kategóriák közül az egészségügy volt az egyetlen, melyre a nyugdíjasok többet költöttek, mint a dolgozók. Egy 1990-ben megjelent tanulmány a dolgozó és nem dolgozó idősebb korosztályok kiadási szerkezetét vizsgálta az alacsony, a közepes és a magas jövedelmű háztartások körében. A kiadások nagyságát inkább a foglalkoztatási állapot, mint a jövedelem befolyásolta. Az ötven éven felüli nyugdíjasok és nem nyugdíjasok fogyasztási kiadásait vizsgáló újabb elemzés a mintát három részre osztja: egyedülálló férfiak, egyedülálló nők és férj-feleség kapcsolatban alapuló háztartások. A Tobit regressziós analízis eredménye, hogy a nyugdíjasok nagyobb hajlandósággal költenek élelmiszerre, alkoholra, házuk berendezésére, közlekedésre, ruházatra, tömegközlekedésre, egészségügyre, szórakozásra és ajándékokra, mint a nem nyugdíjasok. Érdekes megállapítás, hogy az egészségügyre fordított kiadások az iskolázottsági szint növekedésével emelkednek.

A szerzők az 1998–1999-ben készült Fogyasztási Kiadások Kérdőíves Felmérése elnevezésű rotációs panelvizsgálatban vettek részt. A háztartások kiadásai-

ról, általános jellemzőiről és jövedelmeiről gyűjtöttek információkat. A háztartások negyedévenként egyszer kerültek a mintába öt egymást követő negyedéven át. A kezdeti interjúban készletinformációkat gyűjtöttek a háztartásokról, majd a nagy összegű és a rendszeres kiadásokról kérdezték őket, három hónapra visszamenőleg. A vizsgálat céljának megfelelően a mintát két csoportra osztották: nyugdíjazás előtt állókra és a már nyugdíjba vonultakra. Természetesen az lett volna a legjobb, ha vannak olyan családok, amelyek egyik hónapban az egyik, majd a következő hónapban a másik csoportba tartoznak, de ezt igen nehéz lett volna megvalósítani. A mintát igyekeztek úgy összeállítani, hogy az összehasonlítás jól elvégezhető legyen. A nyugdíjazás előtt állók csoportjába csak olyan háztartások kerülhettek, amelyekben a személyek 55 és 64 év közöttiek, és nincs a háztartásban egyetlen nyugdíjas sem. A nyugdíjasok csoportjába azok tartoztak, akik 65–74 év közöttiek és az egész háztartásban nincs kereső személy. Egyik csoportba sem kerültek be azok a háztartások, ahol a házastárs betegség, rokkantság, vagy munkanélküliség miatt nem dolgozott. Az ilyen háztartások kiadási szerkezete és fogyasztási szokásai ugyanis nagymértékben eltérnek a mintába kerülőktől (például az egészségügyi költségek miatt). A korcsoportok meghatározásakor az volt a fő szempont, hogy kiszűrjék a nyugdíjba vonuláson kívüli tényezők hatását. Más vizsgálatok negatív tapasztalatai alapján kivonták a mintából azokat is, akik elmúltak 75 évesek. A családnagyság hatásának kiszűrésére csak egyedülálló férfiak és nők, illetve férj-feleségből álló házaspárok kerültek a mintába. Az egyedülálló férfiak és nők kiadásainak elemzése lehetővé tette a kiadások nemek szerinti különbségeinek elemzését, bár ezt a várható élettartam és az életjövödelmek eltérései is befolyásolták. A háztartás típusát két információ határozta meg: a tagok száma és a személy családi állapota. Míg a házaspároknál ezeknek a változóknak az értéke egyértelmű, az egyedülállók családi állapota már sokféle lehet. Az alapeseteken kívül lehetnek jogilag házas egyedül élők is, akiknek a fogyasztási szokása nagymértékben hasonlít az egyedülállókéhoz. A mintába csak olyan háztartások tartozhattak, amelyek legalább egy autóval rendelkeztek. A személygépkocsi megléte, vagy hiánya ugyanis nemcsak a közlekedési, de a szabadidővel kapcsolatos kiadásokat is befolyásolja.

Az említett jellemzők alapján összeállított minta a nyugdíjazás előtt állók esetében 260 egyedülálló férfit, 547 egyedülálló nőt, és 1325 házaspárt tartalmazott, a nyugdíjasok csoportját pedig 222 egyedülálló férfi, 725 egyedülálló nő és 1220 házaspár alkotta. Fontos megemlíteni, hogy nem alkalmaztak a népesség arányainak megfelelő súlyozást.

A demográfiai jellemzők, a jövedelem és a negyedévi kiadások összehasonlításakor figyelembe kell venni, hogy a jövedelmek szintje a nyugdíjasok esetében várhatóan alacsonyabb, mint a másik csoportban. Ha kizárólag a nyugdíjba vonulás kiadásokra gyakorolt hatásának vizsgálata a cél, akkor a két csoport fogyasztási preferenciáit konstans jövedelmek mellett kell elemezni.

A mintába való bekerülés kritériumai következtében a személyek átlagos életkora a nyugdíjba vonulás előtti csoportjában 59 év, a nyugdíjasok esetében pedig 70 év volt.

Egyedülálló férfiak. A két csoport közötti különbségek közül kitűnik, hogy a nyugdíjasok 72 százaléka háztulajdonos, míg a nyugdíjba vonulás előtt állóknak csak 62 százaléka. Az összes egyedülálló férfi 90 százaléka város lakó, a földrajzi megoszlás viszont a nyugdíjasok esetében egyenletesnek mondható. Kis különbségek állapíthatók meg a két csoport között nemzetiségi hovatartozás tekintetében is. Korreláció figyelhető meg az iskolázottsági és a jövedelmi szint között, különösen a nyugdíjasok körében: a legalacsonyabb végzettségűek és a legalacsonyabb jövedelmi kvintilisbe tartozók aránya a legnagyobb, illetve a legmagasabb iskolai végzettségűek és a felső kvintilisbe tartozók aránya a legkisebb. A nyugdíjazás előtti egyedülálló férfiak 39 százaléka, a nyugdíjasok 22 százaléka él a déli államokban.

Egyedülálló nők. A demográfiai jellemzők tekintetében sok a hasonlóság a férfiakéhoz. A fontosabb különbségek: a nők nagyobb része él a déli államokban, nagyobb a feketék aránya és különösen jellemző, hogy a jövedelmek nem felelnek meg a iskolázottság szintjének.

Férj-feleség párok. Ennek a részmintának a demográfiai jellemzői is sokban hasonlítanak az előző két részmintához. Fontos jellemző, hogy az iskolai végzettséget tekintve nagy a különbség a nyugdíjba vonulás előtt állók és a már nyugdíjasok között. Az előbbieknél csak 9 százaléka nem végzett főiskolát, míg az utóbbiaknak 19 százaléka. A nyugdíjas házaspárok esetén 8 százalékkal rendelkezik a legmagasabb iskolai végzettséggel, míg a másik csoportban ez a szám 15 százalékkal. A másik két részmintától eltérően itt a nyugdíjasok körében a második jövedelmi kategóriába tartoznak a legtöbben (46%), míg a nyugdíjazás előtt állók esetében ugyanez az arány a felső jövedelmi kategóriába sorolható.

A nyugdíjba vonulás előtt és után állók összes jövedelmének összehasonlíthatósága céljából a vizsgálatban új jövedelmi kategóriát hoztak létre. Ez az összehasonlítható jövedelem olyan jövedelemkomponenseket tartalmaz, amelyek mindkét csoport ren-

delkezésre állnak: kamatbevételek és tulajdonból származó jövedelmek, munkanélküli biztosítás, társadalmi juttatás, munkáskompensáció és néhány más jövedelemforrás. Nem tartalmazza ugyanakkor a még dolgozók fő jövedelemforrását, a munkabéretet és fizetéseket, valamint a magánfoglalkoztatásból származó jövedelmeket, illetve a nyugdíjasok esetében a társadalombiztosításból, valamint a magán és állami nyugdíjat biztosító szervezetekből származó jövedelmeket. A vizsgálatban a fogyasztói egységek éves átlagjövedelmei szerepelnek.

Egyedülálló férfiak. Nem meglepő, hogy a nyugdíj előtt állók jövedelme lényegesen magasabb, mint a nyugdíjasoké (évi 42 033, illetve 24 738 dollár). A fő jövedelemforrás természetesen a munkabér, illetve a nyugdíj. Az összehasonlítható jövedelmek elemei közül a nyugdíjasok esetében lényegesen nagyobbak az osztalékokból, kamatokból és bérleti díjakból származó jövedelmek, mint a nyugdíj előtt állókéban (5 813, illetve 1 321 dollár), annak ellenére, hogy körülbelül ugyanannyian jelöltek meg ilyen jövedelemforrásokat a két csoportban. A különbség oka bizonyára abban van, hogy a nyugdíjasok hosszabb távú és többféle befektetés után kapnak tőkejövédelmet és több a részükre folyósított társadalmi juttatás is.

Egyedülálló nők. A férfiaktól eltérően a fő jövedelemforrásból származó jövedelmekben a két csoport között jóval nagyobb az eltérés (nyugdíjasok: 15 690 dollár, nem nyugdíjasok: 30 443 dollár), mint az összehasonlítható jövedelmek esetében (1 386 és 1 932 dollár). Ebben a részmintában jóval nagyobb a fő jövedelemforrás aránya: 88 és 83 százalék, mint a férfiaknál.

Férj-feleség pár. Az adózás előtti jövedelem tekintetében a legnagyobb különbség a nyugdíjasok és a nyugdíj előtt állók között: 27 570 és 74 816 dollár. A fő jövedelemforrás aránya különösen a nyugdíjasoknál magas. Bár az összehasonlítható jövedelmek aránya itt is fordított, az osztalékokat és kamatjövedelmeket tekintve nincs nagy különbség a két csoport között.

A nyugdíjba készülők és a nyugdíjasok kiadásainak összehasonlítása előtt érdemes néhány módszertani megjegyzést tenni. A Munkaerő-statisztikai Hivatal Fogyasztói Kiadások Felmérésében alkalmazott módszertől eltérően ebben a vizsgálatban az olyan költségek is bekerültek a kiadások közé, mint a jelzálog tőke része, vagy az autó árának részletei. A hivatalos felmérésben csak ezen kiadások kamat-része került be a költségek közé. A jelen felmérésben alkalmazott regressziós elemzés céljaira minden kiadást változtatás nélkül volt célszerű figyelembe venni. Módszertani újdonság,

hogy az utazási költségek külön kategóriába kerültek. A nyugdíj előtt állók társadalombiztosítási kiadásai és egyéb hasonló levonások nem számítottak kiadásnak. Végül meg kell jegyezni, hogy az elemzés egy fogyasztói egység negyedéves átlagos kiadásait vette alapul.

Összességében megállapítható, hogy a nyugdíj előtt állók és a nyugdíjasok kiadásai mindhárom háztartási kategóriában a kiadási kategóriák többségében szignifikánsan különböznek egymástól. Az összes kiadás magától értetődően különbözik a két csoport jövedelemkülönbségei miatt. Az sem meglepetés, hogy a még dolgozók többet költenek lakáscélokra és közüzemi díjakra. A nyugdíjasok számára a magánközlekedés, a saját autó használata jóval kevesebb kiadást jelent, mint a nyugdíjba készülőknek, mivel ez utóbbiak minden munkanapon kocsival járnak dolgozni.

Az egyes háztartástípusok sajátosságai a következők. *Egyedülálló férfiak.* Az összes kiadást és a legnagyobb érdeklődésre számot tartó kategóriát tekintve a még dolgozók többet költenek, mint a nyugdíjasok (6 804, illetve 5 050 dollár). Az egyedüli fontos kivételt az egészségügyi kiadások jelentik, melyek a nyugdíjasok esetében közel kétszer olyan magasak (560 dollár), mint a nyugdíjba vonulás előtt állóknál (293 dollár). Az otthoni étkezésre fordított kiadásokban nincs számottevő eltérés a két csoport között, de a házon kívüli étkezésre a még dolgozók 372 dollárt, míg a nyugdíjasok 224 dollárt fordítanak. A különbség oka a jövedelmek eltérésében és abban keresendő, hogy a nyugdíjasok sokszor egészségügyi okokból kevésbé mobilak. Ezt támasztja alá az is, hogy a nyugdíjas egyedülálló férfiak jóval kevesebbet költenek utazásra és szórakozásra. A ruházkodásra szintén kevesebbet szánnak a nyugdíjasok (123 dollár), mint a még dolgozók (208 dollár).

Egyedülálló nők. A férfiakhoz hasonlóan a nyugdíjas nők is kevesebbet költenek házon kívüli étkezésre, lakáscélú kiadásokra és közüzemi díjakra, közlekedésre, ruházkodásra, szórakozásra, képzésre, szeszes italokra, dohányzásra, illetve élet- és más biztosításra, mint a nyugdíj előtt állók. Ebben a háztartástípusban is csak az egészségügyi kiadásoknál fordított a helyzet. A férfiaktól eltérően az egyedülálló nyugdíjas nők többet költenek otthoni étkezésre, mint a nyugdíjba vonulás előtt állók (559, illetve 513 dollár). Nem szignifikáns, de meglévő a különbség az utazási kiadások esetében.

Férj-feleség párok. Ebben a háztartástípusban a szórakozásra fordított kiadások a nyugdíjasoknál kisebbek, mint a nyugdíjzás előtt állóknál (435, illetve 572 dollár). Az otthoni étkezéseket tekintve fordított a helyzet, mint az egyedülálló nőknél.

A vizsgálat célja, a kiadásokban meglévő különbségek elemzésén túl az volt, hogy a különbségek kialakulásában milyen mértékben játszottak szerepet a nyugdíjba vonulás következtében történt életmód-változások (például több szabad idő), illetve egyéb tényezők (például alacsonyabb jövedelem). Az OLS (Ordinary Least Squares) regresszió alkalmazása minden kiadáscsoportra kiterjedt, logit-regresszió számításának csak a ruházati költségek, illetve a szabadidős kiadások esetében volt értelme. Külön figyelmet érdemelnek az egészségügyi kiadások, melyekbe a regressziós számítások céljaira csak a gyógyszerekre és egészségügyi szolgáltatásokra fordított kiadásokat volt célszerű beszámítani, hiszen egészségügyi biztosítása nem volt minden mintában szereplő fogyasztási egységnek. A független változók mindkét regresszióanalízisnél ugyanazok voltak: a foglalkoztatási helyzet, a családi állapot, a nemzetiség, az iskolai végzettség, a lakóhely településtípusa, a tulajdonviszony, illetve a fogyasztási egység összes kiadása. A fogyasztói döntések, preferenciák vizsgálata során a „folyamatos jövedelmek” kategóriáját használták az „éves jövedelem” helyett. A jobb összehasonlíthatóság érdekében egy kontrollcsoportot is kialakítottak, amely segítségével kimutathatóvá vált, hogy mennyiben különböznek a kiadások, ha a fogyasztási egységek kizárólag a foglalkoztatást tekintve különböznek egymástól. Figyelembe kellett venni a fogyasztási határhajlandóság és a jövedelemrugalmasság speciális tulajdonságait is. A kapott eredmények elemzését zavarhatja, hogy a nyugdíjas mintában szereplők közül többen továbbra is dolgozni akarnak, sok esetben nem az aktív korokban végzett munkát kívánják végezni; valamint a vizsgálat feltételezi, hogy a nyugdíjasok mindig idősebbek, mint a nem nyugdíjasok (ez a feltétel azonban nem minden esetben teljesül). Természetesen a megfigyelések hiányosságai, a hi-

ányzó adatok is befolyásolják némileg az eredményeket.

A regressziós számítások eredményei az egyes háztartástípusokban a következőket mutatják. *Egyedülálló férfiak.* Ebben a csoportban a nyugdíjas státusz közvetett hatást gyakorol a kiadási szokásokra. Úgy tűnik, hogy maga a nyugdíjba vonulás ténye csak a közlekedésre fordított kiadásokat befolyásolja, mind a tervezett kiadásokat, mind pedig a kiadás/jövedelem kapcsolatot tekintve. A fogyasztási határhajlandóság csökken. A nyugdíj előtt állók, ha jövedelmük engedi, gyakrabban és drágább járműveket vesznek, míg a nyugdíjasok csak akkor, ha feltétlenül szükséges.

Egyedülálló nők. A logit-elemzés alapján a vásárlások valószínűsége nem változik szignifikánsan a nyugdíjba vonulás után, de a tényleges kiadások valójában emelkednek (otthoni étkezés). A ruházati kiadások tekintetében említésre méltó, hogy míg nyugdíjba vonulás előtt különbség van az egyedülálló nők és férfiak között, addig a nyugdíjasok esetében az összeg azonos értéket mutat.

Férj-feleség párok. A nem otthoni étkezésre és a ruházatra fordított kiadások szignifikánsan különböznek. A nyugdíjasoknál kisebbek az értékek a nyugdíjba vonulás ténye és a jövedelemcsökkenés következtében egyaránt. A nyugdíjasoknál csökken annak a valószínűsége, hogy nem otthoni étkezésre költik pénzüket. A jövedelemrugalmasság mérséklődik.

Összefoglalóan elmondható, hogy kevés olyan általános tendencia állapítható meg a kiadásokban, mely a nyugdíjazás következtében következik be mindhárom háztartástípusban. Az eredmények részletes tanulmányozása azonban sok értékes információt nyújthat az egyre több nyugdíjas fogyasztási szokásairól.

(Ism.: Dévai Péter)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI. 4. SZÁM

Srb, V.: Csehország népesedési trendjei, 1918 és 2002 között.

Ruzicka, L.: Demográfiai forradalom Kelet- és Délkelet-Ázsia fejlődő országaiban.

A Cseh Demográfiai Társaság 33. konferenciája „Csehország 2001-es népszámlálásáról és lakásösszeírásáról” 2003.

Ruzková, J. – Skrabal, J.: A 2001-es népszámlálás és lakásösszeírás. Bevezető.

Koschin, F.: Népeségi struktúrák.

Rychtariková, J.: Generációs termékenység Csehországban a 2001-es census szerint.

Kraus, J.: Regionális termékenységi különbségek.

Bartonová, D.: Háztartások a 2001-es népszámlálás és lakásösszeírás alapján.

Kucera, M.: Lakáshelyzet.

Srb, V.: A 15 év feletti népesség iskolai végzettsége vallás szerint, 2001.



A BIRMINGHAMI EGYETEM FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 3. SZÁM

Welfe, A. – Majsterek, M.: Fizetési és árinfláció Lengyelországban az átmeneti időszak során: kointegrációs elemzés.

Gaiha, R.: A jövedelmek és a kiadások kapcsolata az elszegényedettek körében a strukturális kiigazítás idején Indiában.

Grubacic, S.: Valutaárfolyam-kiigazítás részlegesen liberalizált gazdaságban.

Ghosh, S. – Roy, U.: Optimális növekedés állami tőkével és állami szolgáltatásokkal.

Komulainen, T. – Pirtilla, J.: Fiskális magyarázatok az inflációra: van bizonyíték az átmeneti gazdaságokból?

2002. ÉVI 4. SZÁM

Izyumov, A. – Vahaly, J.: A munkanélküliség – output átváltás az átmeneti gazdaságokban: alkalmazható az Okun-féle törvény?

Jianping, D.: A képzettségi tartalom. Milyen homályos dolgok vannak beágyazva a kínai nettó exportba?

Chen, C. H.: Tulajdonjogok és vidékfejlesztés Kína átmeneti gazdaságában.

Hall, S. G. – Basdevant, O.: A tőke állomány mérése Oroszországban: egy nem megfigyelhető komponensű modell.

2003. ÉVI 1. SZÁM

Earle, J. S. – Estrin, S.: Privatizáció, verseny és költségvetési kényszerfeltételek: vállalatok fegyverkezése Oroszországban.

Grajek, M.: Nemek közötti fizetési eltérések Lengyelországban.

Liu, X. – Shu, C.: Az exportteljesítmény meghatározói: bizonyíték a kínai ágazatokból.



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

2003. ÉVI 366. SZÁM

Behaghel, L.: Munkahely bizonytalanság: az időskori védettség szerepe eltűnt Franciaországban?

Walraet, E. – Vincent, A.: Generáción belüli újraelosztás és a magánszektor alkalmazottainak nyugdíj rendszere: egy mikroszimulációs módszer.

Picart, C.: A nem jegyzett részesedések piaci értékének becslése.

Capelle-Blancard, G. – Couppey-Soubeyran, J.: A nem pénzügyi szereplők finanszírozása Európában: a pénzügyi intermedierek még meghatározó szerepet játszanak.



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 463. SZÁM

Hoeting, J. A. – Tweedie, R. L. – Olver, C. S.: Paraméterbecslés transzformálása állapotgyakoriság adatokhoz.

Jupp, P. E. – Kim, P.T. – Koo, J. Y. – Wiegert, P.: Hosszú periódusú üstökös pályák belső eloszlása és szelekciós torzítása.

Loh, J. M. – Stein, M. L. – Quashnock, J. M.: Az univerzum nagyleptékű becslése kvázi-stellar objektum karbon IV elnyelőinek segítségével.

Layton, D. F. – Levine, R. A.: Mennyire számít a távoli jövő? Hierarchikus bayesi becslés a közvélemény hajlandóságára a klíma változások ökológiai hatásainak lebecsülésére.

Black, D. – Sanders, S. – Taylor, L.: A felsőfokú iskolai végzettség mérése a cenzusban és a lakossági felvételben.

Dunson, D. B.: Dinamikus rejtett kezelési modellek többdimenziós longitudinális adatok leírásához.

Boatwright, P. – Borle, S.: A vásárlási mennyiség és időzítés együttes eloszlásának egy modellje.

Morris, J. S. et al.: Hierarchikus függvények wavelet alapú nemparaméteres modellezése esetén.

Hall, P. – Müller, H. G.: Rend-megőrző nemparaméteres regresszió feltételes eloszlásra és kvantilis függvénybecslésre alkalmazva.

Zhang, C.: Szabadságfok kalibrálása automatikus adat-simításhoz és hatékony görbe ellenőrzéshez.

Chen, W. W. – Hurvich, C. M.: Többváltozós frakcionális kointegráció szemiparaméteres becslése.

Gujo, W. és mások: Szplajn ANOVA simítás időfüggő spektrál elemzéshez.

Weiss, R.E. és mások: Gének közötti fejlődési hasonlóság.

Huang, Y. – Wang, M. C.: Ismétlődő események gyakorisága meghiusulási idő esetén: modellezés és következtetés.

Hu, F. – Rosenberger, W. F.: Optimalitás, változatoság és erő: válasz befogadó véletlen folyamatok értékelése kezelés összehasonlításokhoz.

Detle, H. – Biedermann, S.: Robusztus és hatékony tervek a Michaelis–Menten-modellhez.

Puig, P.: Additív zárt diszkrét modellek jellemzése maximum likelihood becslések egy tulajdonságával általánosított Hermite-eloszlásokra alkalmazva.

Shaked, M. – Suarez-Llorens, A.: Konvolúciós rendstatisztikán alapuló megbízhatósági kísérletek összehasonlításáról.

Javaras, K. N. – Dyk, D. A.: Többszörös imputálás nem teljes adatokra szemifolytonos-változókkal.

Wang, J. – Fuller, W. A.: Becsült területi szórásokkal készített kisterületi előrejelzések átlagos négyzetes hibája.

Shen, X. et al.: A ψ -tanulásról.

Meeden, G.: Bayesi megoldás egy statisztikai auditálási problémára.

Dubin, T. M. – Vardeman, S. B.: Likelihood alapú következtetés néhány folytonos exponenciális családnál, ismeretlen küszöb paraméterekkel.

Sugar, C. A. – James, G. M.: A klaszterek számának megtalálása egy adathalmazban: egy információelméleti módszer.

Journal of
OFFICIAL STATISTICS

A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 4. SZÁM

Wallman, K. K.: 2002-es Morris Hansen előadás: Magántitok és titoktartás, egy új kor.

Bradborn, N. – Straf, M. L.: 2002-es Morris Hansen előadás: Információ és statisztikai adatok: különbségtétel egy különbséggel.

Singer, E.: 2002-es Morris Hansen előadás: a titoktartás fogadattásai a közvéleményben.

Kasprzyk, D. – Giesbrecht, L.: Beszámolási hibaforrások az amerikai szövetségi kormány felvételeiben.

Fenwick, D. – Tippen, G.: Minőségszabvány ISO 9000-rel az angol árindexekhez.

Waal, T. – Quere, R.: Egy gyors és egyszerű algoritmus vegyes adatok editálására.

Redline, C. és mások: A navigációs teljesítmény javítása a 2000-es amerikai censznál az elágazási utasítások vizuálisan adminisztrált nyelveinek változtatásával.

Redfern, P.: A census „alulszámolás” becslése demográfiai elemzéssel: új módszerek a bevándorlási összetevőhöz.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 4–5. SZÁM

Vetta, A. – Courgeau, D.: Demográfiai magatartás és a magatartás genetikája.

Courbage, Y.: A népszámlálásokról és választásokról: reflexiók Macedónia lakosságánál.

Sobotka, T.: A változás visszatérése: a termékenység fejlődése Közép- és Kelet-Európában a kommunista rezsim összeomlása után.

Rochebrochard, É.: A nemzésben orvosi segítséget kapott emberek: IAD, FIV, ICSI, mérleg a férfi terméketlenség orvosi kezelésének forradalmáról.

Prioux, F.: Franciaország jelenlegi demográfiai helyzete.

Prioux, F.: Az első párkapcsolat kora Franciaországban: egy fejlődés két időben.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2003. ÉVI 1. SZÁM

Bernhard, G. – Klein, M. – Hommel, G.: Globális és többszörös teszt eljárások rendezett p -értékekkel – áttekintés.

Kim, C. – Chung, Y.: A robusztusság mérése súlyozott eloszlásokkal: bayesi perspektíva.

Green, P. E. – Park, T.: Bayesi módszerek kontingencia táblákhoz Gibbs-mintavétellel.

Mehrotra, D. V.: Egy óvatos megjegyzés a randomizált blokk tervek elemzéséről néhány hiányzó érték esetén.

Neumann, K. – Zontek, S.: A megengedett invariáns másodrendű becslések halmazának geometriájáról kiegyensúlyozott két szórású komponens modellben.

Rodriguez-Avi, J. és mások: Háromparaméteres diszkrét eloszlás komplex paraméterekkel.

Sankaran, P. G. – Sunoj, S. M.: Modellek azonosítása csonkított véletlen változók meghíúsulási arányának és átlagos reziduális életének segítségével.

Langsrud, Ö.: Statisztikai tesztek geometriai interpretációja többváltozós lineáris regresszióval.

Zeileis, A.: Alternatív határok CUSUM-tesztekhez.



A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 1. SZÁM

Mach, P.: Előszó.

Mindosová, M.: Strukturális mutatók – rendelkezésre álló adatok a szlovák statisztikában.

Kozubík, A. – Kozubíková, Z.: Rekuziók az R_t -osztály összetett osztályaira.

Lukáčová, M.: A termékenység alakulása Európában és Szlovákiában 1950 után.

Trpák, M.: Új előrejelzések a szlovák népesség alakulására 2025-ig.

Odlerová, J.: A munkaidő hossza és modelljei.

Horecky, M.: Nemzetiség és anyanyelv, 2. rész (2001. évi népszámlálás).

2003. ÉVI 2. SZÁM

Mindosová, M.: Statisztikai adatforrások hatékonyabb kihasználásához vezető lépések Szlovákiában.

Mészáros, J. – Vano, B.: A halálozás alakulása.

Katína, S.: A Cox regressziós modell orvosi felhasználásai a halálozási előrejelzésében, akut szívinfarktusos betegek esetén.

Cár, M.: Árszint – a kockázatok egyike Szlovákia EU-csatlakozása esetén.

Dzianová, O.: Háztartások és családok. (2001. évi népszámlálás.)

2003. ÉVI 3. SZÁM

Pflügler, A.: A 2001. évi mezőgazdasági szerkezeti összeírás.

Suchterová, K.: A 2001. évi mezőgazdasági szerkezeti összeírás eredményei.

Marencáková, J.: A nemzetiségi struktúra kapcsolata a népesség születési és kor szerinti megoszlásával Szlovákiában.

Petrášová, A.: Szociális védelem Szlovákiában és összehasonlítás az EU-tagországokkal 2000-ben.

Pastor, K.: Szezonális és szabálytalanságok a havi születésszámokban Szlovákiában.

Horecky, M.: Népeségvándorlás Szlovákiában (2001. évi népszámlálás).



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 2. SZÁM

- Casella, G.*: A bootstrap ezüsti évfordulója.
Efron, B.: Második gondolatok a bootstrap-hoz.
Davison, A. C. – Hinkley, D. V. – Young, G. A.: Új keletű fejlemények a bootstrap módszertanban.
Hall, P.: A bootstrap rövid előtörténete.
Boos, D. D.: Bevezetés a bootstrap világába.
Beran, R.: A bootstrap hatása a statisztikai algoritmusokra és elméletre.
Lele, S. R.: A bootstrap hatása a becslőfüggvényekre.
Shao, J.: A bootstrap hatása a mintavételes felvételekre.
Lahiri, P.: A bootstrap hatásáról a mintavételben és kisterületi becslésben.
Horowitz, J.: A bootstrap az ökonometriában.
Politis, D. N.: A bootstrap hatása az idősor elemzésre.
Ernst, M. D. – Hutson, A. D.: Kvantilis függvény módszer felhasználása egzakt bootstrap megoldások eléréséhez.
Holmes, S.: Filogenetikai fák bootstrapje: elmélet és módszerek.
Soltis, P. S. – Soltis, D. E.: Bootstrap alkalmazása filogén rekonstrukcióban.
Holmes, S. – Morris, C. – Tibshirani, R.: Bradley Efron: beszélgetés jó barátokkal.

Statistische
Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 10. SZÁM

- A tartományok szociális segélyei 2000-ben és 2001-ben.
 Lakásépítés 2002-ben: végleges eredmények.
 Állati termékek szállítási mérlege, 2002.
 A feldolgozó- és építőipar rövid távú mutatói: új bázis-év 2000=100.
 Áruszállítás a Dunán 2002-ben.
 Rövid távú közpénzügyi statisztikák.

2003. ÉVI 11. SZÁM

2001. évi népszámlálás: háztartások. Végleges eredmények.
 A tervezett gyermekek megszületett és teljes száma, 2001. szeptemberi mikrocenzus.
 Vadstatisztika, 2002/2003.

- Vizgazdálkodás 2002-ben.
 Nemzeti számlák az ESA 95 szerint: 2002-es fő aggregátumok.
 A magánháztartások kiadása 2002-ben.
 Corrigendum: rövid távú közpénzügyi statisztikák.
 Kereseti és jövedelemadó 2000-ben.

2003. ÉVI 12. SZÁM

- Az egyetemi tanulmányok időtartama: a fejlődés áttekintése 1990-től 2000-ig.
 Foglalkoztatottság 2002-ben.
 2001-es épület és lakás összeírás: Salzburg tartomány főbb eredményei.
 2001-es épület és lakás összeírás: Stájerország tartomány főbb eredményei.
 2000. és 2001. anyagáramlási mérlege.
 Idegenforgalom, 2003. szeptember.
 Az osztrák vállalatok közötti áruszállítása 2002-ben.
 2000-es forgalmi adó statisztikák.
 INTRASTAT – az exportnak a konjunktúra-vizsgálat adataival való összevetése.

2004. ÉVI 1. SZÁM

- A 2001-es népszámlálás: iskolai végzettség.
 Népeség előrejelzés Ausztriára 2002-től 2075-ig.
 2001-es épület és lakás összeírás: főbb eredmények Tirol tartományra.
 Idegenforgalom 2003. nyári időszakában.
 Kormányzati pénzügyek 2002-ben.
 Kormányzati kiadások COFOG funkciók szerint, nemzetközi összehasonlítással az EU-tagországok között.



A SVÁJCI STATISZTIKAI ÉS KÖZGAZDASÁGI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 1. SZÁM

- Ammann, M. – Zenkner, C.*: Taktikai vagyonkihelyezés genetikai algoritmusokkal.
Dreger, C. – Schumacher, C.: Kointegráltak-e a reálkamatlábak?
Gottschalk, J. – Zandweghe, W.: Megbízható eredményeket szolgáltatnak-e a kétváltozós SVAR-modellek hosszú távú identifikációs megszorításokkal?
Guerra, R.: Nemlineáris kiigazítás a vásárlóerőparitáshoz: a svájci frank és a német márka esete.
Rime, B.: A svájci bankok részvényárainak reakciója az orosz válságra.

2003. ÉVI 2. SZÁM

- Birchler, U. W. – Egli, D.*: Új banksódtörvény Svájcban.
Egger, P. – Winner, H.: Akadályozza-e a szerződéskockázat a külföldi működőtőke-befektetést?
Kalkreuth, U.: A bizonytalanság szerepének feltárása a nemzetközi társasági befektetési döntésekben.
Luchsinger, C. – Lalive, R. – Wild, J.: Növekednek-e a bérek az állásban töltött évekkkel? A svájci eset.

Reimers, H. E.: Tartalmaz-e a pénz információt az out-puthoz az eurózónában?

2003. ÉVI 3. SZÁM

Feld, L. P. – Kirchgassner, G.: Az államok szerepe a magán igazgatási struktúrákban.

Mayer, C.: Társasági igazgatás: irányelv Európára.

White, W. R.: Nemzetközi pénzügyi válságok: megelőzés, kezelés, megoldás.

Fröhlich, M. – Lechner, M. – Steiger, H.: Statisztikailag támogatott programkiválasztás – nemzetközi tapasztalatok és potenciális előnyök Svájcra.

Hediger, W.: Alternatív politikai lépések és a gazdák részvétele a falusi táj és vízminőség javításában.

Schelker, M. – Eichenberger, R.: Erős számla-felülvizsgáló bizottságok: fontosabb, mint a közvetlen demokrácia és a federalizmus? Első pillantás az adatokra.

Torgler, B. – Schaltegger, C. A. – Schaffner, M.: Isteni megbocsátás? Az adófelmentések összehasonlítása különböző kultúrákban.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 11. SZÁM

Zakharov, S. V.: Demográfiai átmenet és a generációk reprodukciója Oroszországban.

Andreev, E. M. – Kvasha, E. A. – Khar'kova, T. L.: Nem várható a halálzás gyors csökkenése Oroszországban.

Ilyshev, A. M. – Lavren'teva, I. V.: A reprodukciós folyamat statisztikai megformálásának módszertani kérdései.

Alimova, T. A. – Popovskaja, E. V.: A kis- és középvállalkozások prioritásos ágazati fejlődésének statisztikai elemzése.

Zorin, N. I. – Kudrjavceva, R. M.: A pénzügyi források vonzása a kisvállalkozásoknál a kirovi régióban.

Kotenko, P. N.: Az egyéni vállalkozások fejlődése a brjanszki régióban, és tevékenységük statisztikai megfigyelésének szervezése.

Nalivajskij, V. Ju. – Ivanchenko, I. S.: Az állóeszköz-beruházások hullám-dinamikájának kutatása.

Sivelkin, V. A. – Kuznecova, V. E.: A beruházási klíma statisztikai becslése regionális szinten.

Sekerin, A. B. – Shumetov, V. G. – Lazareva, L. M.: A beruházási potenciál és kockázat tényezőinek másodlagos statisztikai elemzése.

Borisova, E. V. – Kalabin, A. L.: A különböző befolyásoló tényezők számbavétele az indexszámítás esetén.

Deev, G. I. – Kopylova, O. F.: Két út a külkereskedelmi index számításának módszertanához.

Lapo, V. F.: Az ipari termelés koncentrációja és dinamikája Oroszország régióiban.

2003. ÉVI 12. SZÁM

Plyshevskij, B. P.: A GDP végső kereslete és felhasználása.

Rajjskaja, N. N. et al.: A fizetőképes kereslet elemzése a gazdasági reform időszakában.

Uljanov, I. S.: A termelés nyereségessége és a kamatláb.

Danilova, I. B. – Arseeva, T. V.: Regionális különbségek a privatszkijj körzet lakosságának életszínvonalában.

Sivelkin, V. A. – Kuznecova, V. E.: A települések társadalmi fejlődése statisztikai elemzésének sajátosságai.

Davydova, A. I. – Zhidkikh, I. V.: A fő ipari mutatók regionális szintű összeállításának gyakorlata.

Ageenko, A. A. – Jurkevich, S. V.: Módszertan a gabona feldolgozásban működő vállalatok nem regisztrált tevékenységének becsléséhez.

Manelija, A. I. – Kudrjavceva, I. V.: Módszertan az élelmiszerhelyzet elemzéséhez Oroszország régióiban.

Ljubova, G. A.: Fehéroroszország és Oroszország egységes statisztikája kialakításának állapota és perspektívái.

Skvornikov, V. Ja.: Az állami statisztikai rendszer elsődleges kapcsolatai.

Semchenko, N. I.: Az orosz tevékenységi osztályozás megvalósítása az állami statisztikai információs rendszerben.

Sinicina, T. M.: Kormányzati információk.

Sokolov, Ja. V.: A. P. Csehov és a statisztika.

Volkov, A. G.: Megtettük amit lehetett (a Goskomstat demográfiai osztályának 40. évfordulója).



A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 10. SZÁM

Sadowski, W. et al.: A Lengyel Statisztikai Hivatal 85 éve.

Lednicki, B. – Wieczorkowski, R.: Optimális mintaallokáció részszakaságok és társadalmi osztályok között.

Chybalski, F.: Idősorok szisztematikusság összetevőjének meghatározása.

Pietruszek, M.: A gyermekesség valós és hipotetikus (extrem) szintjei Lengyelországban.

Kuciarska-Ciesielska, M.: Válasok és különélések.

Banaszkiewicz, D.: Tartós munkanélküliség a pomerániai vajdaságban.

Kwiatkowski, L. – Kucharski, L. – Tokarski, T.: Gazdasági növekedés és foglalkoztatottság Lengyelországban és néhány OECD-országban.

Zakrzewski, W.: Munkaerő piac Svédországban.

2003. ÉVI 11. SZÁM

Sulewski, P.: Kísérleti pontok helyének meghatározása normális eloszlás estén.

Kepeczinski, M.: Konstruktív kísérlet személyautók taxonómiai rangsorolására.

Wieczorek, P.: A kis- és középvállalkozások kilátásai Lengyelország EU-ba lépése után.

Gajewski, P.: A gazdasági fejlődés változatossága a 90-es években. Konvergencia Lengyelországban.

Swieczewska, I.: Külföldi működőtőke-befektetés a világban és Lengyelországban.

Domanski, C. et al.: A Lengyel Statisztikai Hivatal 85 éve.

Zurawicz, A.: A Statisztikai Tanács tevékenysége 2003. első felében.

2003. ÉVI 12. SZÁM

- Kordos, J. és mások:* Az ISI 54. ülése.
Welfe, A.: Az empirikus felvételek új irányai – Nobel-díj a közgazdaságtudományok területén 2003-ban.
Pasztyla, A.: Gazdasági jelenségek előrejelzései nagy gyakoriságú megfigyelések alapján.
Mlodak, A.: A farmok állatállománya és helyzete az agrárpiacon.
Pawlak, T.: A regionális fejlődés statisztikája a kibővített Európában.
Hautcoeur, J. C. – Witkowski, J.: Az ikermegállapodások céljai és témái – jelentésük a lengyel statisztika számára.
Dmochowska, H. – Kozmin, G.: Regionális statisztikák az EU követelményekkel és a hazai felhasználók új igényeivel összefüggésben.
Sobieszak, A.: Lakás- és népesség összeírás az európai országokban a századfordulón.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 9. SZÁM

- Hartmann, N. – Braakmann, A.:* Nemzeti számlák, 2003 első fele.

Jung, S.: A termelési index története Németországban.

Choi, J. S. – Schoer, K.: A környezet-gazdasági helyzet összehasonlítása a Koreai Köztársaság és Németország között.

Walther, M.: Közigazgatási adatok felhasználása a mezőgazdasági statisztikához.

Noort, R.: A közelmúlt fejleményei a Holland Statisztikai Hivatalnál.

2003. ÉVI 10. SZÁM

Brugger, P.: A Statisztikai Tanácsadó Bizottság javaslatok a statisztikai törvény módosításához szövetségi célokra.

Heilemann, U. – Schnorr-Backer, S.: A globalizáció lefedésének lehetséges módjai és korlátai a hivatalos statisztikában.

Zühlke, S. – Zwick, M. – Scharnhorst, S. – Wende, T.: Kutatói adatközpontok a szövetségi, illetve tartományi statisztikai hivatalokban.

Kaufen, S.: Állami alkalmazottak 2002. június 30-án.

Nause, G. – Pöschl, H.: Munkaerő-felvételek módszertana német mezőgazdasági holdingok esetén, 1991–2003.

Gehle, S.: Módszertani összehasonlítás az árindexek és az egységérték indexek között a külkereskedelemben.

Angele, J.: Építési célú megtakarítások, 2002.
Rehm, H.: Közpénzügy 2003. első felében.