

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

79. ÉVFOLYAM 6. SZÁM

2001. JÚNIUS

E SZÁM SZERZŐI:

Bóta László, a Pénzügyminisztérium főtanácsosa; *Budavári Péter*, a Pénzügyminisztérium főosztályvezetője; *Dr. Csahók István* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főigazgatója; *Darvas Zsolt*, a Magyar Nemzeti Bank főmunkatársa; *Dr. Futó Péter*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem oktatója; *Dr. Hoós János*, a közgazdaságtudomány doktora, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem egyetemi tanára; *Keresztély Tibor*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem tudományos segédmunkatársa; *Muszély György*, a Pénzügyminisztérium főtanácsosa; *Dr. Pehartz Ferenc*, a Pénzügyminisztérium főtanácsosa; *Tűz Lászlóné dr.*, a KSH ny. osztályvezetője; *Dr. Végvári Jenő*, a KSH ny. elnökhelyettese.

*

Hajnal Béla kandidátus, a KSH Szabolcs-Szatmár-Bereg Megyei Igazgatóság igazgatója; *Lakatos Judit*, a KSH főosztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat tudományos kutatója.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás
3204 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2001
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 487-4341, 487-4343 Telefax: 487-4344

Internet: www.ksh.hu/statszml
E-mail: statszemle@ksh.gov.hu

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

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

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

TARTALOM

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

Ökonometriai modell a fiskális politika szolgálatában. – <i>Bóta László – Budavári Péter – dr. Hoós János – Muszély György – Pehartz Ferenc</i>	469
Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. – <i>Darvas Zsolt</i>	490
Ezredforduló előtt, ezredforduló után. – <i>Végyvári Jenő</i>	507
A kisvállalatok támogatott innovációs-fejlesztési projektjei, 1995–1999. – <i>Futó Péter</i>	522

SZEMLE

„Statisztika és gazdaságmodellezés” konferencia Balatonfüreden. – <i>Keresztély Tibor</i>	536
A Statisztikai Bizottság 2001. március 20-i ülése. – <i>Dr. Csahók István</i>	540
A nyugdíjak jövőbeli költségvetési terhei Norvégiában. <i>Tűű Lászlóné dr.</i>	542

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Szervezeti hírek – Közlemények	548
--------------------------------------	-----

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Czerny, M. – Pfaffermayr, M. – Schwarz, G.: A beruházási előrejelzések statisztikai módszere az EU országaira. (<i>Náduvári Zoltán</i>)	552
Dolado, J. J. – Felgueroso, F. – Jimeno, J. F.: A minimálbér szerepe a jóléti államban. (<i>Szász Kálmán</i>)	554

Martin, G.: Foglalkoztatás és munkanélküliség Mexikóban az 1990-es években. (Hajnal Béla)	555
Solow, R.: Munkanélküliség az Egyesült Államokban és Európában. (Lakatos Judit)	557
Tarling, R.: Az önkéntes tevékenységek statisztikai megfigyelése az Egyesült Királyságban. (Tűi Lászlóné)	559
Külföldi folyóiratszemle	561

*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!

ÖKONOMETRIAI MODELL A FISKÁLIS POLITIKA SZOLGÁLATÁBAN*

A tanulmány egy, a legfontosabb makrogazdasági mutatók előrejelzésére alkalmas ökonometriai modell felépítésére irányuló kísérletről számol be. A modell becslése az 1980 és 1999 közötti időszak éves adatait használja fel. A becslést nehezítette, hogy ez az időszak rendszerváltás előtti, alatti, sőt utáni éveket is felölel. Az endogén változók integráltsági fokának tesztelése során néhány mutatóról kiderült, hogy inkább szegmentált trend körüli $I(1)$ folyamatnak tekinthetők, mintsem közönséges $I(2)$ típusúnak. Ilyen esetekben általában ún. strukturális törést tartalmazó egyenleteket szokás illeszteni az adatokra, itt azonban megkíséreltek olyan változókat bevonni az egyenletekbe, amelyek a piactudásra való átmenet valószínűsítő tényezőiként is felfoghatók. Erre a beáramló működő tőke éves, valamint kumulált értéke látszott a legalkalmasabbnak.

A viselkedési egyenletek a GDP felhasználásának legfőbb tételeit, a béreket, a foglalkoztatott létszámot és az infláció alakulását írják le. Emellett a modell számszerűsíti ezen endogén változók, valamint az államháztartás bevételei és kiadásai közötti kétirányú kapcsolatokat is. Így módon a modell alkalmas a legfontosabb költségvetési komponensek hatását elemző szimulációra. Ennek bemutatására a dolgozatban hat olyan forgatókönyv szolgál, amelyek mindegyikénél a kiinduló pont az államháztartási hiány azonos mértékű növelése volt.

TÁRGYSZÓ: Ökonometria. Szimuláció. Makromodell. Egységgyöktesztek. Strukturális törés.

A tanulmány a fiskális politikához kapcsolódó makrogazdasági mutatók előrejelzésére alkalmas ökonometriai modell kidolgozásáról, annak főbb jellemzőiről és felhasználási lehetőségeiről számol be.

Az ökonometriai modellek egyenletei a gazdaság egészének vagy egy jól körülhatárolt részének alapvető ok-okozati összefüggéseit írják le, s így módon olyan folyamatosan működtethető vizsgálati eszközt adnak a gazdaságpolitikusoknak, mely érzékenységvizsgálatokra, elsősorban különböző fiskális és monetáris politikai változatok következményeinek számszerűsítésére (például a le- és felértékelés hatásainak kiszámítására, a költségvetési kiadások növekedésre gyakorolt hatásának mérésére, a fizetésiméreg-korlátok módosulásának makrogazdasági következményei számszerűsítésére) alkalmas, s egyúttal felhasználható a gazdasági fejlődés előrejelzésére is (Hoós; 1996).

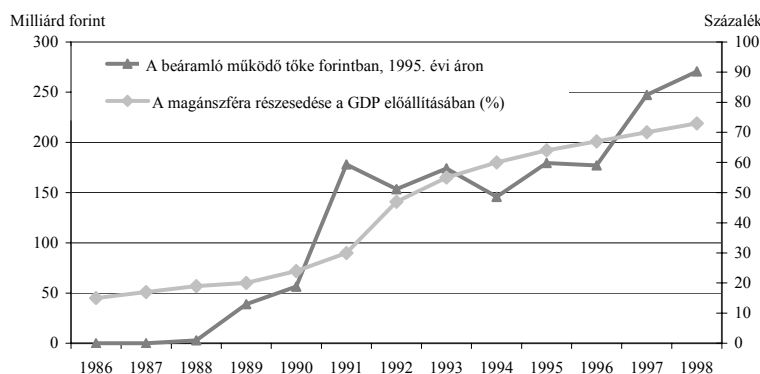
Míg a makroökonómiai felhasználásnak a fejlett piacgazdaságokban évtizedes hagyományai vannak (Evans–Klein; 1968), addig ugyanez nem mondható el a magyar nem-

* A tanulmány szerzői: Bóta László, Budavári Péter, dr. Hoós János, Muszély György és Pehartz Ferenc.

zetgazdaságról. Bár az ökonometria módszertanát a gazdasági szereplők piaci körülmények közötti viselkedésének modellezésére találták ki, ennek ellenére a tervezdélkodás időszakában is készült egy-két modell (*Hulyák; 1975, Hunyadi et al.; 1980, Kovács; 1990*). Később, a rendszerváltozás idején több alapvető feltétel hiányzott egy ilyen modell összeállításához: megváltozott a statisztikai adatszolgáltatás rendszere (eleinte kedvezőtlen irányba), sőt megváltoztak a gazdaság szereplői is. Jelenleg azonban már tapasztalhatók a javulás jelei: itt egyrészt az MNB-ben kialakult műhelyre gondolunk, amely igényes részmodelleket dolgozott ki (*Vincze-Zsoldos; 1996, Árvay; 1997, Jakab et al.; 2000*), valamint az ECOSTAT munkacsoportjára, amelyik elkészítette a rendszerváltás utáni első szimultán ökonometriai modellt (*Cserháti-Varga; 1998*).

Amikor a PHARE támogatásával a pénzügyminisztériumban hozzáfogtunk a következőkben ismertető modell felépítéséhez, úgy gondoltuk, hogy már elég információ gyűlt össze ahhoz, hogy sikerrel írjuk le a magyar gazdaság szereplőinek viselkedését. A gazdaság lehetőségei jelenleg kedvezők a modellalkotás és alkalmazás számára, miközben az igény ezek iránt napjainkban fokozottan jelentkezik. A magyar gazdaság ugyanis olyan viszonylag kisméretű gazdaság, amely lényegében teljesen nyitott a világgazdaság felé, fejlett fiskális és monetáris rendszerrel, tőkepiaccal rendelkezik, a külföldi tőke és tulajdon részvétele – különösen a szolgáltató és a pénzügyi szektorban – jelentős. A gazdaságpolitikának kulcsszerepe van az EU-hoz való csatlakozást szolgáló politika kialakításában és végrehajtásában. A gazdaság koordináltsága érdemben javítható matematikai modellek felhasználásával.

1. ábra. Az átalakulás legfontosabb mutatói



A modellel az volt a célunk, hogy elősegítsük alternatív gazdaságpolitikai – elsősorban költségvetési és monetáris politikai – javaslatok kialakítását, valamint a középtávú előrejelzést. E két alkalmazási lehetőség mellett azonban önkéntelenül adódott egy harmadik területen való felhasználási lehetőség is. A modell az ökonometria módszerei szerint épült fel, azaz az elmúlt évek tényadatait megfigyelve olyan összefüggéseket kellett megállapítani, amelyek a közelmúlt gazdasági folyamatait a lehető legjobban írják le. Ezért nem kerülhettük el azt a feladatot, hogy elemezzük a piacgazdaságra való átmenet időszakát, és olyan modellt építsünk fel, amely egyúttal leírja a piacgazdaságra való átmenet időszakának legfontosabb összefüggéseit is. Pontosabban megfogalmazva, a vizs-

gált időszak – az 1980-as és az 1990-es évek – tulajdonképpen magába foglalja az átmenet előtti, az átmeneti és az átmenet utáni időszakot is, azaz a tervgazdaság utolsó és a piacgazdaság első éveit is. Ilyen esetekben általában ún. strukturális törést tartalmazó egyenleteket szokás illeszteni az adatokra, amelyek megengedik, hogy a különböző gazdasági mechanizmusokra lényegében eltérő összefüggéseket írjunk fel. Mi azonban megkíséreltünk olyan összefüggéseket találni, amelyek mindhárom szakaszra érvényesek voltak, és olyan magyarázó változókat bevonni az egyenletekbe, amelyek a piacgazdaságra való átmenet valóságos tényezőiként is felfoghatók. Erre leginkább két gazdasági mutató volt alkalmas: a beáramló működő tőke nagysága, valamint annak mértéke, hogy a magán és a köztulajdon a GDP előállításában mekkora szerepet tölt be. Ezek alakulását az 1. ábrán figyelhetjük meg. A számítások szerint a beáramló működő tőke, illetve annak átlománya eléggnek bizonyult az átalakulás mértékének jellemzésére.

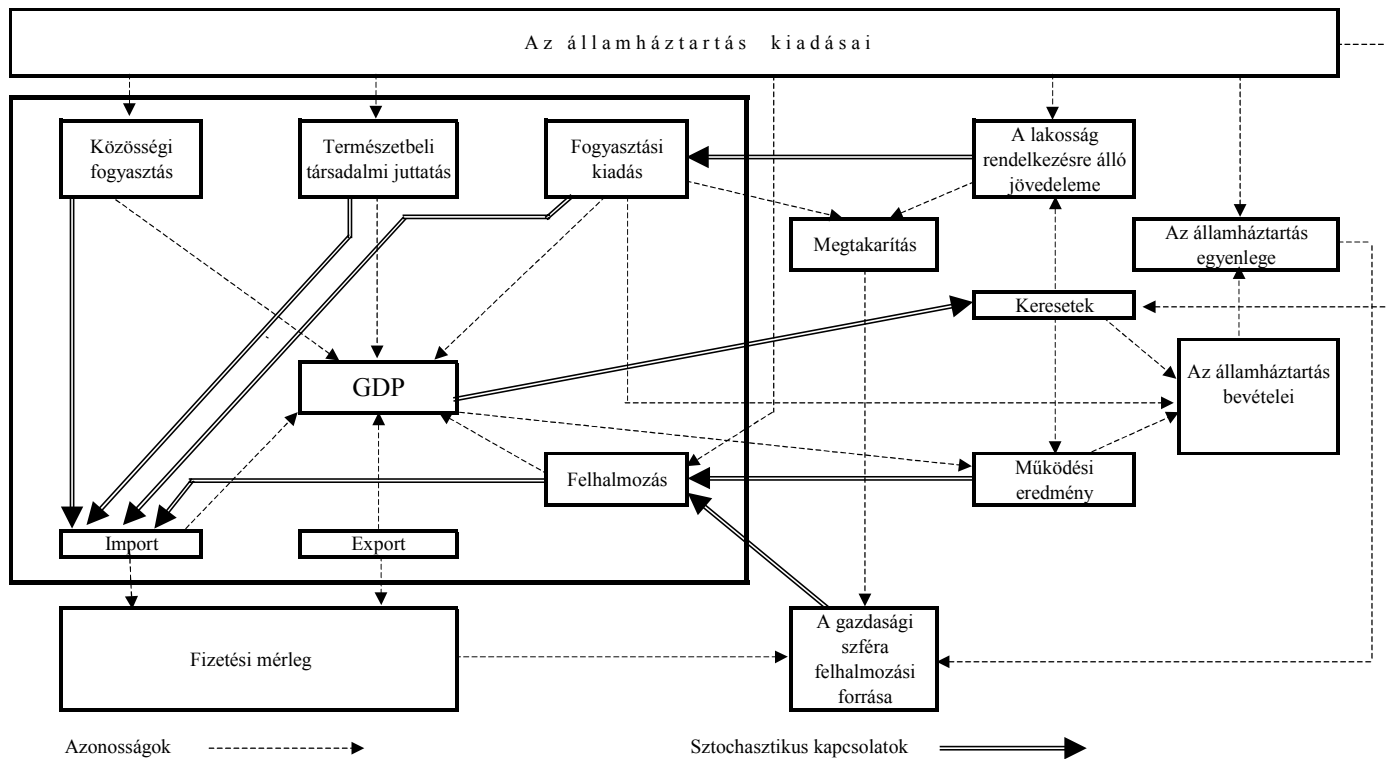
A MODELL ÉS AZ ADATOK

Az ökonometriai modell egzakt matematikai szerkezete azt a gondolatot tükrözi, hogy a gazdaság működését meghatározó makrogazdasági mutatók értékeit egyéb hasonló makromutatók egyidejű, illetve korábbi értékei határozzák meg. Ily módon az ökonometriai modell egy egyenletrendszer, amelynek egyenletei olyan hosszabb $t=1, 2, 3, \dots, T$ időintervallumban érvényesek, amely a múltban kezdődik és a jövőben végződik. Minden egyes egyenlet bal oldalán egy-egy makrogazdasági mutatószám, pontosabban annak t -edik évi értéke áll, és ezeket endogén változóknak nevezik. A jobb oldalon más változók t -edik vagy korábbi évi ún. késleltetett értékei szerepelnek. Azokat a változókat, amelyek csak a jobb oldali magyarázó változók között jelennek meg, és amelyekre vonatkozóan nem írnak fel egyenletet, exogén változóknak nevezik. Gyakran szerepel a jobb oldalon annak a változónak a késleltetése is, amely a bal oldalon szerepel.

Az egyenleteket matematikai szempontból két, közgazdasági szempontból három csoportba sorolhatjuk. A modell központi részét a legdöntőbb gazdasági összefüggéseket leíró ún. viselkedési vagy sztochasztikus egyenletek alkotják. Modellünkben a viselkedési egyenletek a GDP felhasználásának legfőbb tételeit, ezen kívül a béreket, a foglalkoztatotti létszámot és az infláció alakulását magyarázzák. A viselkedési egyenletek elnevezés arra utal, hogy ezek az egyenletek a gazdaság szereplőinek a különböző hatótényezők által kiváltott reakcióit írják le. Az elméleti közgazdászok számára sem egyértelmű, hogy a gazdasági szereplők viselkedése mitől és hogyan függ, az meg végképp megválaszolatlan kérdés, hogy ezt az összefüggést milyen egzakt matematikai formában lehet felírni. Az ilyen egyenletek felírásához az ökonometria a sztochasztikus becslés módszerét adja eszközül a modellező kezébe, ezért is használják még a sztochasztikus egyenletek elnevezést. A sztochasztikus egyenletek csak megközelítő pontossággal adják meg az endogén változók értékét, más szóval az egyenletek egy hibatagot is tartalmaznak.

Emellett a modell még számos azonosságot tartalmaz, amelyek a különböző mérlegösszefüggések teljesülését, az árak, valamint az érték- és volumenadatok egymásból való kiszámíthatóságát hivatottak biztosítani. Formálisan ide sorolható, de tartalmilag más jellegű az egyenletek harmadik csoportja, az államháztartási blokk, amely az államháztartásnak a GDP felhasználásával és a jövedelmekkel fennálló kétirányú kapcsolatait írja le. (Lásd a 2. ábrát.)

2. ábra. A modell legfontosabb egyidejű kapcsolatai



A modell adatbázisának összeállításánál elsősorban a Központi Statisztikai Hivatal Magyarország nemzeti számlái, évkönyvei, az MNB havi jelentései és, az IMF International Financial Statistics c. kiadványainak adataira támaszkodtunk. Nagyon sok segítséget kaptunk a Pénzügyminisztérium (PM) Gazdaságpolitikai főosztályától is.

A viselkedési egyenletek becsléséhez viszonylag hosszabb idősorokra van szükség, ezért számításainkhoz lehetőség szerint 1980-tól, de legalábbis 1983-tól 1999-ig terjedő idősorokat készítettünk. Az adatsorok közül az értéktípusúakat mind folyó, mind pedig 1995. évi változatlan áron összeállítottuk. Problémát jelentett, hogy a megfigyelt időszakban az adatok értelmezésében több alkalommal módszertani változásra került sor. Ezeket a problémákat általában a növekedési indexek összeláncolásával oldottuk meg.

Az azonosságok felírásához szükséges egyéb adatokat elegendő csak a legutolsó egy-két évre ismerni. Az azonosságok nagyobb része az államháztartási kiadások és a nemzeti számlák eltérő statisztikai számbavétele között teremti meg a konzisztenciát. Ezeknek az összefüggéseknek a felírásához szükséges háttér adatok a PM különböző főosztályaitól, de elsősorban a Gazdaságpolitikai főosztálytól származnak. A kétféle statisztikai rendszer közötti különbségekről bővebben az államháztartási blokk ismertetésénél lesz szó.

Az előrejelzéshez szükséges adatok. Jelenleg a modell egyenletei által definiált endogén változók 2000. és 2001. évi alakulására adható előrejelzés. Ehhez ismerni kell a modell exogén változóinak vagyis azon változóknak várható alakulását, amelyekre nem írtunk fel egyenletet. Az exogén változók 2000. és 2001. évi értékeinek megadásánál teljes mértékben támaszkodtunk a PM Gazdaságpolitikai főosztálya által készített előrejelzésekre.

A MODELL LEÍRÁSA

Az egyenleteket igyekeztünk a kointegráció módszerével (Kovács E.; 1989) az ún. hibakorrektív formában becsülni. Mivel az idősorok rövidek voltak, ez az egyenleteknek csak a felénél sikerült. A kointegrációs eljárás lényege, hogy egy-egy endogén változóra általában két viselkedési egyenletet írunk fel: egy ún. rövid távú és egy ún. hosszú távú egyensúlyi összefüggést. A modell egyenletei közé csak az a rövid távú egyenlet kerül be, amely a változók éves változásai között ír fel összefüggést. A hosszú távú egyenlet a változók egyidejű értékei között biztosít egyszerű kapcsolatot. Ez az egyenlet nem kerül a modell egyenletei közé, viszont az egyenlet hibáját, pontosabban ennek késleltetését megtalálhatjuk a rövid távú egyenlet magyarázó változói között. Ez az ún. hibakorrektív tag – az egyensúlytól való előző évi eltérés – negatív együtthatóval szerepel a rövid távú egyenletben, azaz az egyensúlytalanság késleltetve korrigálólag visszahat a jelenben.

A rövid távú egyenletek korrekt specifikációjának egyik feltétele, hogy a függő és a sztochasztikus magyarázó változók stacionáriusak legyenek. Legtöbb esetben ez nem teljesül az eredeti közgazdasági mutatókra, az ún. szintváltozókra, hanem, csak ezek éves változásaira, sőt ritkábban szükség van a második differenciák képzésére. Az előbbi esetben azt mondjuk, hogy a szintváltozó elsőfokú integrált, azaz $I(1)$ típusú, az utóbbi esetben másodfokú integrált, azaz $I(2)$ típusú. Az elnevezés azt jelzi, hogy a szintváltozók a stacionárius első vagy második differenciákból összegezéssel kaphatók vissza. Az egyenes jelölés kedvéért a stacionárius sort $I(0)$ típusúnak, azaz nullafokú integrálnak nevezik. Az integráltsági fokot, illetve a stacionaritást az ún. egységgyöktesztekkel lehet eldönteni, ezek közül a leginkább elterjedtek a Dickey–Fuller (DF), a kiterjesztett

Dickey–Fuller (ADF) illetve a Phillips–Perron-tesztek. Ezeknél a próbáknál a nullhipotézis az elsőfokú integráltság, az alternatív hipotézis pedig a stacionaritás. A tesztelést először magukra a szintváltozókra kell elvégezni, ezek a próbák a mi esetünkben minden egyes változóra a nullhipotézist igazolták. Ez azonban még nem jelenti azt, hogy a változók $I(1)$ típusúak, az is lehet, hogy magasabb fokúak, és csak az ún. teszt-egyenlet specifikációja hibás. Emiatt a szintváltozókat differenciálni kell, és a vizsgálatot újra elvégezni.

1. tábla

Az idősorok elsőfokú integráltságára vonatkozó tesztek

Próba	A konstans jelenléte	A próba értéke	Az 1	Az 5
			százalékos küszöbérték	
A fogyasztási kiadások logaritmusa (LGLFRV)				
Dickey–Fuller	–	-3,073	-2,706	
Phillips–Perron	–	-2,917	-2,706	
A vállalatok állóeszköz-felhalmozása (BGAZDV)				
Dickey–Fuller	–	-4,142	-2,706	
Phillips–Perron	–	-4,229	-2,706	
A bruttó reálkereset logaritmusa (LGWV)				
Dickey–Fuller	–	-3,873	-2,706	
Phillips–Perron	–	-3,851	-2,706	
A termelői árindex (Index: előző év = 100) logaritmusa (LGPP)				
Dickey–Fuller	–	-3,953	-2,716	
Phillips–Perron	–	-3,949	-2,716	
A fogyasztói árindex (Index: előző év = 100) logaritmusa (LGPC)				
Dickey–Fuller	–	-3,584	-2,716	
Phillips–Perron	–	-3,585	-2,716	
Az export logaritmusa (LGXV)				
Dickey–Fuller	+	-2,452	-3,857	-3,040
Kiterjesztett* Dickey–Fuller	–	-0,950	-2,716	-1,963
Phillips–Perron	–	-2,220	-2,706	-1,961
Phillips–Perron	+	-2,664	-3,857	-3,040
Az import (MV)				
Kiterjesztett* Dickey–Fuller	+	-1,972	-3,888	-3,052
Phillips–Perron	–	-0,370	-2,706	-1,961
A foglalkoztatottak számának logaritmusa (LGLA)				
Kiterjesztett* Dickey–Fuller	+	-2,039	-2,716	-1,963
Phillips–Perron	–	-1,520	-2,706	-1,961
A szegmentált trendtől megtisztított idősorok				
Dickey–Fuller	–	LGXV-trend -7,947		
Kiterjesztett* Dickey–Fuller	–	MV-trend -6,790		
Kiterjesztett* Dickey–Fuller	–	LGLA-trend -4,866		

* Egy késleltetést tartalmazó.

Az 1. táblában éppen a szintváltozók első differenciáira elvégzett számításokat összegeztük. Látható, hogy legtöbb esetben a próba értéke alacsonyabb az egyszázalékos szignifikancia-szinthez tartozó küszöbnél, azaz elutasítjuk, hogy a differenciák $I(1)$ típusúak, elfogadjuk a stacionaritást, amiből az következik, hogy a szintváltozók elsőfokon integráltak.

Az export, az import és a foglalkoztatottság esetében azonban a statisztikák még 5 százalékos szinten sem utasítják el a nullhipotézist, vagy éppen hogy csak elfogadják azt. Tovább kell tehát differenciálni, hogy megállapítsuk az integráltság fokát. A második differenciára elvégzett próbák viszont egyértelművé teszik azt a következtetést, hogy ezek a sorok $I(2)$ típusúak, ha csak ... – és itt éppen ez az eset áll fenn –, ha csak, a tesztyenlet specifikációja nem hibás. Ezeknek a változóknak az ábrái jelzik (lásd a 4., az 5. és a 6. ábrát) ugyanis, hogy a rendszerváltozás strukturális törést okozott. Az integráltsági fok megállapítását strukturális törés esetén – ez a kérdéskör nem új sem a magyar, sem a nemzetközi irodalomban – *Neményi* (1994) már 1990-ben vizsgálja a magyar adatokat, felhasználva *Rappaport-Reichlin* (1989), munkáját. Később *Escribano* (1990) felhívja a figyelmet az előbbieket bizonyos hiányosságaira. E tanulmányban is ez utóbbi szerző megközelítéséből indultunk ki, noha nem alkalmazhattuk egy az egyben *Escribano* statisztikai próbáját.

Mindezekben a dolgozatokban, valamint számításainkban közös, hogy a sztochasztikus folyamatokat szegmentált trend körüli nulla várható értékű folyamatoknak tételezik fel. *Escribano* felírja a DF–ADF-próba tesztyenletének általánosítását, de mivel ez az egyenlet viszonylag bonyolult, különösen akkor, ha magasabb rendű differenciákat kell képezni, ezért azt javasolja, hogy először becsüljük meg a szegmentált trendet, majd az ettől való eltérésre végezzük el a DF próbát. A próbaérték így egyszerűen kiszámítható, azonban mégsem alkalmazható változatlan formában a DF-próba, ugyanis lényegesen megnőnek a küszöbértékek. Monte Carlo-eljárással -5 és -6 körülnek találták az egy-, illetve ötszázalékos szignifikancia-szinthez tartozó hibahatárt abban az esetben, amikor a nullhipotézis szerint három szegmensből álló trend körüli az $I(1)$ folyamat. Esetünkben nagyon alacsony próbaértékeket kaptunk, tovább kellett tehát differenciálni. Az 1. tábla alsó részében a szegmentált trendtől való eltérés differenciáira elvégzett próbák eredményeit közöljük. Nem tüntetünk fel a hibahatárokat, mert ezt nem találtuk meg *Escribano* említett tanulmányában sem, és mi sem végeztünk erre vonatkozóan Monte Carlo-szimulációkat. Mégis, a nagy negatív próbaértékek alapján valószínűsíthető, hogy a nullhipotézis elutasítható, és ezek az idősorok szegmentált trendek körüli $I(1)$ folyamatok.

Összegezve tehát azt tapasztaltuk, hogy a sztochasztikus egyenletekkel magyarázott változók integráltsági foka $I(1)$, bár egyes idősorok strukturális törést tartalmazó trendekkel való eltolást is tartalmaznak. A kointegrálás logikája szerint ezek a szegmentált trendek megjelenhetnek a kointegrációs egyenletekben, differenciájuk pedig a rövid távú egyenletekben. Mi azonban – mint a bevezetőben írtuk – megkíséreltük a strukturális töréseket exogén változókkal magyarázni. Erre a célra a rövid távú egyenletekben a külföldiek közvetlen tőkebefektetései (lásd az 1. ábrát), a kointegrációs egyenletekben a kumulált közvetlen tőkebefektetések voltak a legalkalmasabbak.¹ (A kointegrációs egyenletekre vonatkozó hipotézisvizsgálatokat lásd a 2. táblában.)

¹ A strukturális törés másik tesztelési lehetősége a Chow-féle töréspontpróba. Itt már az egyenlet specifikációjából kell kiindulni. A feltételezett töréspontnál az intervallumot két részre osztva az egyenletet külön-külön becsülve a próba a megfelelő együtthatókat hasonlítja össze. Ettől a próbától részben a részintervallumok rövidsége miatt tekintettünk el, de a legfőbb nehézség az volt, hogy a fő strukturális magyarázó változó, a közvetlen tőkebefektetés 1990 előtt gyakorlatilag zérus volt.

2. tábla

A kointegrációs egyenletek hibatagjának stacionaritására vonatkozó tesztek

Megnevezés	A próba		Az 1 százalékos küszöbérték
	megnevezése	értéke	
A fogyasztás	Dickey–Fuller	-3,401	-2,706
	Phillips–Perron	-3,328	-2,706
Az állóeszköz-felhalmozás	Dickey–Fuller	-4,547	-2,728
	Phillips–Perron	-4,519	-2,728
Az import	Kiterjesztett* Dickey–Fuller	-3,871	-2,706
	Phillips–Perron	-2,859	-2,697
Az export	Kiterjesztett* Dickey–Fuller	-3,644	-2,741
	Phillips–Perron	-3,994	-2,728

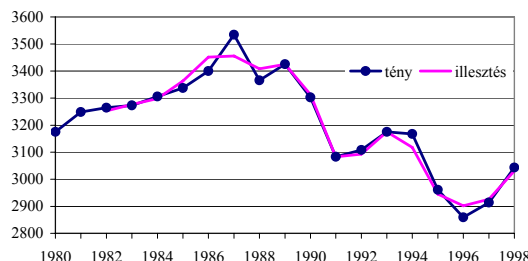
* Egy késleltetést tartalmazó.

A továbbiakban ismertetett egyenletekben a változók neveiben a következő rövidítéseket használjuk. Az első betűként szereplő D a differenciaképzést jelzi, LG a természetes logaritmust, az utolsó betűként szereplő F vagy V pedig azt, hogy az illető mutatót folyó áron, illetve 1995. évi változatlan áron vettük figyelembe, vagy legalábbis a folyó áras értéket valamilyen 1995-ös bázisú árindexszel defláltuk. Például $DLGFRV = \log(FRV) - \log(FRV(-1))$, ahol az FRV fogyasztás a rendelkezésre álló jövedelemből változatlan áron. A becült paraméterek alatt zárójelben a t -próba értékeket tüntettük fel. Az egyenleteket a legkisebb négyzetek módszerével becsültük.

Fogyasztás

Korábbi vizsgálatokból (Hulyák, 1980) is ismert volt, hogy a fogyasztók már a rendszerváltást megelőző időszakban is a piaccgazdasági körülményekre jellemző módon viselkedtek. A hiányjelenségek valószínűleg hatással voltak a kiadások egyes cikksoportok közötti megoszlására, azonban az összes kiadás nagyságát – modellünkben ezt vizsgáltuk – már nem befolyásolták. Így az egyenlet nem tartalmaz olyan magyarázó változókat, amelyek a gazdasági átalakulást tükrözik. Ez természetesen nem mond ellent annak, hogy a fogyasztás szintje jelentősen változott a megfigyelési időszakban. (Lásd a 3. ábrát.) Sikerral lehetett alkalmazni a hibakorrekcións formát és a kointegrációs becslési technikát is.

3. ábra. A háztartások fogyasztása
(összehasonlító áron, milliárd forint)



A számításokban a *függő változó* a lakosság fogyasztása a rendelkezésre álló jövedelemből változatlan áron, FRV, pontosabban ennek log-változása: $DLGFRV = \log(FRV) - \log(FRV(-1))$;

a *magyarázó változók* pedig

1. a hosszú távú hatások esetében

a változatlan áras rendelkezésre álló jövedelem logaritmus (LGJRV) és az általános fogyasztói árindex (előző év = 100) logaritmus (LGPC);

2. a rövid távú hatások esetében

ugyanezen változók éves változásai (DLGJRV és DLGPC), valamint két dummy változó: 1991-ben $D91=1$, máshol 0, illetve 1993-ban $D93=1$, máshol 0.

A hosszú távú összefüggés:

$$LGFRV = 0,3926 + 0,9380 * LGLJRV - 0,3587 * LGPC + HIBF$$

(0,39) (7,75) (-4,90)

ahol HIBF a becslés hibája. Ennek késleltetése szerepel a rövid távú egyenlet ún. hibakorrekciós tagjában:

$$DLGFRV = -0,7895 * HIBF(-1) + 0,8949 * DLGJRV - 0,1614 * DLGPC - 0,0373 * D91 + 0,0631 * D93$$

(-5,12) (5,77) (-2,12) (-2,79) (3,92)

R-Squared = 0,8881 No. obs = 18

R-Bar-Squared (adj) = 0,85082

Durbin-Watson = 1,838487

Sum of squared residuals = 0,235619E-02

Std. error of regression = 0,134627E-01

Sum of residuals = -0,337985E-01

Mean of dependent variable = -0,001563

Log of likelihood function = 54,9288

A vállalatok állóeszköz-felhalmozása

A gazdasági szervezetek állóeszköz-felhalmozását a rendelkezésre álló saját és külső források oldaláról közelítettük meg.

A *függő változó* a gazdasági szervezetek állóeszköz-felhalmozása változatlan áron (BGAZDV);

a *magyarázó változók* pedig:

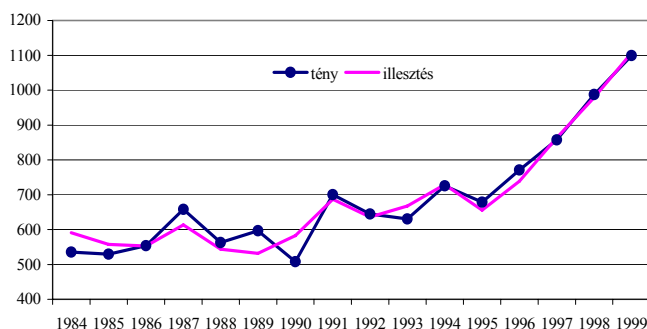
– a gazdasági szféra készletfelhalmozástól megtisztított működési eredménye² az állóeszköz-felhalmozás deflátorával deflálva (MUKERGV),

– a közvetlen tőkebefektetések Magyarországon forintban (privatizációs bevételek nélkül) az állóeszköz-felhalmozás deflátorával deflálva (FDIV),

– egyéb külső források: a lakosság megtakarítása és az államháztartás egyenlege szintén az állóeszköz-felhalmozás deflátorával deflálva (FORRASV).

² Azáltal, hogy a működési eredményt a GDP-ből származtattuk (levonva belőle a termelési adók és a támogatások egyenlegét, valamint a nettó munkavállalói jövedelmeket), így az tartalmazza a készletfelhalmozáson belül elszámolt ún. statisztikai eltérést vagy más néven az egyéb nem specifikált felhasználást is. Ez a tétel – véleményünk szerint – különösen 1991 után torzítólag hat a működési eredményre, ezért az utóbbiból levontuk a készletfelhalmozást.

4. ábra. A vállalatok állóeszköz-felhalmozása
(összehasonlító áron, milliárd forint)



A hosszú távú összefüggés:

$$\text{BGAZDV} = -280,843 + 0,6802 \cdot \text{MUKERGV} + 0,1803 \cdot \text{FORRASV} + 1,9322 \cdot \text{FDIV} + \text{HIBB}$$

(-1,76)
(5,32)
(1,46)
(7,86)

A rövid távú egyenlet:

$$\text{DBGAZDV} = 0,63046 \cdot \text{DMUKERGV} + 1,2933 \cdot \text{DFDIV} - 0,9313 \cdot \text{HIBB}(-1) + 0,3159 \cdot \text{DFORRASV}$$

(4,77)
(4,75)
(-3,97)
(3,69)

R-Squared = 0,6970 No. obs = 16
R-Bar-Squared (adj) = 0,6225
Durbin-Watson = 1,6875
Sum of squared residuals = 32045
Std. error of regression = 51,757
Mean of dependent variable = 32,006
Log of likelihood function = -83,546

Az export

A *függő változó* az 1995. évi változatlan áras export logaritmus (LGXV),
a *magyarázó változók* pedig

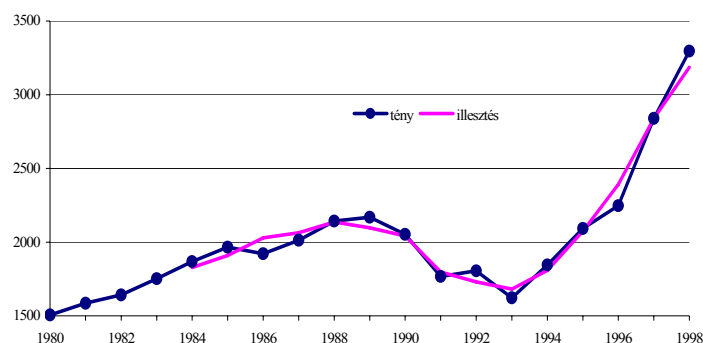
1. a hosszú távú hatások esetében:

- az EU-országok belső felhasználása volumenindexének (1983. év = 1) logaritmus (LGEU),
- a GDP deflátorával deflált közvetlen tőkebefektetések előző évig kumulált értéke [CFDIV(-1)],
- az export relatív árának (ami az export és a GDP deflátorának hányadosa) logaritmus (LGRELXP),
- a belföldi felhasználás késleltetése [BELFV(-1)].

2. a rövid távú hatások:

- az előző év közvetlen tőkebefektetési Magyarországon forintban (privatizációs bevételek nélkül) az állóeszköz-felhalmozás deflátorával deflálva [FDIV(-1)],
- DLGEU, DLGRELXP, valamint a vállalatok előző évi változatlan áras állóeszköz-felhalmozásának log-változása [DLGBGAZDV(-1)].

5. ábra. Az export
(összehasonlító áron, milliárd forint)



A hosszú távú összefüggés:

$$LGXV = 5,7377 + 1,8153*LG EU + 0,0003108*CFDI(-1) + 1,5588*LGRELXP + 0,000201*BELFV(-1) + HIBX,$$

(12,36) (2,09) (6,38) (2,46) (1,88)

A rövid távú összefüggés:

$$DLGXV = -0,3715*HIBX(-1) + 1,8923*DLGEU + 0,2792*DLGBGAZDV(-1) + 0,0002427*FDIV(-1) +$$

(-1,16) (2,17) (1,61) (1,80)

$$+ 1,0572*DLGRELXP$$

(2,26)

R-Squared = 0,6253 No. obs = 15
R-Bar-Squared (adj) = 0,4754
Durbin-Watson = 1,458
Sum of squared residuals = 0,54547E-01
Std. error of regression = 0,73856E-01
Mean of dependent variable = 0,04646
Log of likelihood function = 20,8415

Az import

A függő változó az import (1995. évi változatlan áron) változása,
a magyarázó változók pedig:

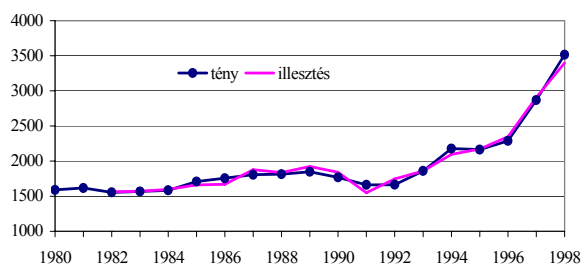
1. a hosszú távú hatások esetében:

- a végső fogyasztás (VFV), a felhalmozás (FELHV) és az export (XV) változatlan áron,
- a GDP deflátorával deflált közvetlen tőkebefektetések kumulált értéke (CFDIV),

2. a rövid távú hatások esetében:

- a végső fogyasztás és az állóeszköz változásainak összege (DVFV + DBV),
- az export változása (DXV),
- az import relatív árának (azaz az import deflátor és a GDP deflátor hányadosának) logaritmus (LGRELMP).

6. ábra. Az import
(összehasonlító áron, milliárd forint)



A hosszú távú összefüggés:

$$MV = -1374,83 + 0,3664*VFV + 0,3985*FELHV + 0,4400*XV + 0,4604*CFDIV + HIBM$$

(-2,58)
(3,15)
(3,64)
(5,58)
(9,73)

A rövid távú összefüggés:

$$DMV = -0,8004*HIBM\{-1\} + 0,4250*(DVFV+DBV) + 0,4794*DXV + 85,10*LGRELMP + 0,5791*FDIV$$

(3,06)
(5,55)
(6,32)
(-1,21)
(5,72)

R-Squared = 0,93615 No. obs = 18

R-Bar-Squared (adj) = 0,91650

Durbin-Watson = 2,22614

Sum of squared residuals = 51816

Std. error of regression = 63,1333

Mean of dependent variable = 127,69

Log of likelihood function = -97,227

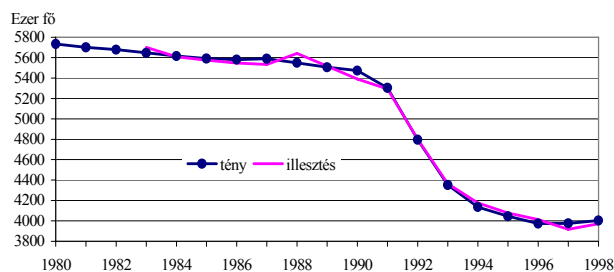
A foglalkoztatás

A *függő változó* a munkaerő-mérlegben szereplő foglalkoztatottak létszámának (gyes, gyed stb. nélkül, viszont dolgozó nyugdíjasokkal) log-változása,

a *magyarázó változók* csak rövid távúak:

- a GDP log-változásának egyéves és kétéves késleltetése,
- az előző évig kumulált közvetlen tőkebefektetések forintban, változatlan áron [CFDIV(-1)].

7. ábra. A foglalkoztatottak száma



Az egyenlet:

$$DLGLA = -0,0173 + 0,4628 * DLGGV\{-1\} + 0,4563 * DLGGV\{-2\} - 0,00004743 * CFDIV\{-1\}$$

(-4,99)
(6,42)
(5,83)
(-2,19)

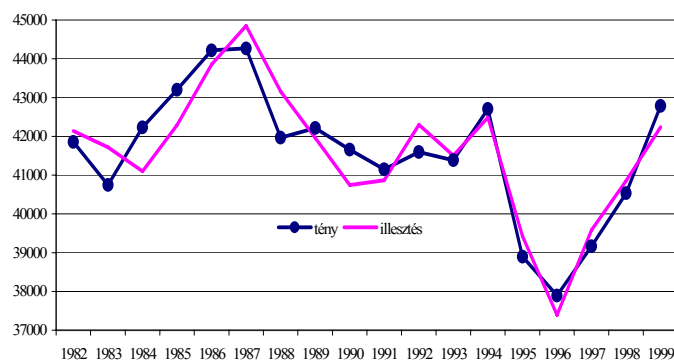
R-Squared = 0,92910 No. obs = 17
R-Bar-Squared (adj) = 0,91273
Durbin-Watson = 1,890669
Sum of squared residuals = 0,123470E-02
Std. error of regression = 0,974561E-02
Mean of dependent variable = -0,02010
Log of likelihood function = 56,8842

A keretek

A függő változó az egy főre jutó havi reálkereset log-változása (DLGWV),
a magyarázó változók pedig:

- az általános fogyasztói árindex log-változása (DLGPC),
- a változatlan áras GDP pozitív log-változása (POZNOV=DLGGDPV), ha pozitív, máskülönben 0,
- dummy változó: 1995-ben és 1996-ban BOKR = 1, máshol 0.

8. ábra. Az egy főre jutó bruttó reálkereset
(1995. évi áron, forint)



Az összefüggés egyenlete:

$$DLGWV = -0,0036 - 0,3351 * DLGPC + 0,7248 * POZNOV - 0,0579 * BOKR$$

(-0,55)
(-3,42)
(2,67)
(-4,30)

R-Squared = 0,79319 No. obs = 18
R-Bar-Squared (adj) = 0,74883
Durbin-Watson = 1,881907
Sum of squared residuals = 0,441066E-02
Std. error of regression = 0,177496E-01
Mean of dependent variable = 0,00005
Log of likelihood function = 49,2860

A termelői árindex

A *függő változó* az ipari termelői árindex (előző év = 100) logaritmus (DLGPP),
a *magyarázó változók* pedig:

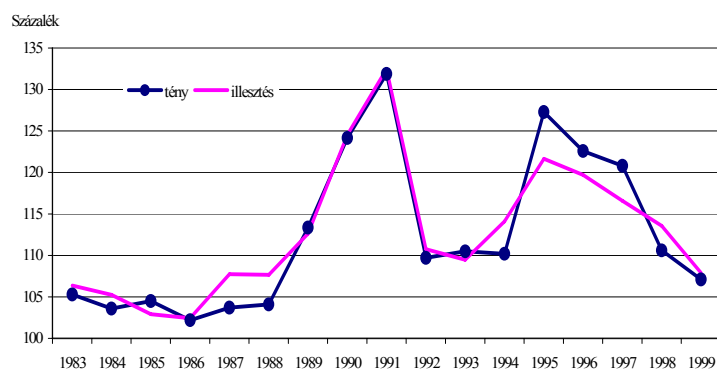
1. hosszú távúak:

- a forint valutakosárral szembeni árfolyamszintjének (előző év = 1) logaritmus (LGARF),
- a unit cost³ logváltozása (DLGUC).

2. a rövid távúak:

- a forint valutakosárral szembeni árfolyamszintjének (előző év = 1) logváltozása,
- a unit cost logaritmusának (LGUC) második differenciája.

9. ábra. A termelői árindex
(Index: előző év = 100)



A hosszú távú összefüggés:

$$\text{LGPP} = 1,0424 + 0,7632 \cdot \text{LGARF} + 0,5778 \cdot \text{DLGUC} + \text{HIBPP}$$

(1,52) (5,23) (6,09)

A rövid távú összefüggés:

$$\text{DLGPP} = -0,9666 \cdot \text{HIBPP}\{-1\} + 0,6871 \cdot \text{DLGARF} + 0,5598 \cdot \text{D2LGUC}$$

(-4,15) (5,84) (6,35)

R-Squared = 0,892817 No. obs = 17
R-Bar-Squared (adj) = 0,87751
Durbin-Watson = 1,9243
Sum of squared residuals = 0,930832E-02
Std. error of regression = 0,257853E-01
Sum of residuals = 0,0500
Mean of dependent variable = 0,001109
Log of likelihood function = 39,7136

³ Unit cost: nominális keresetösszeg/változatlan áras GDP. Mivel ez implicit módon bázisárindexet tartalmaz, ezért kell hosszú távon az első differenciát, rövid távon a második differenciát képezni.

A fogyasztói árindex

A *függő változó* a fogyasztói árindex (előző év = 100) logaritmus (LGPC),

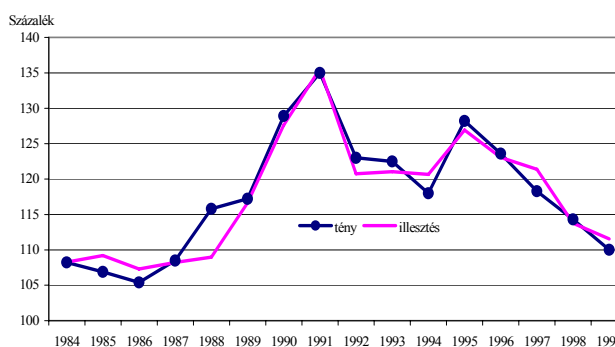
a *magyarázó változók*:

1. a hosszú távúak:

- a termelői árindex logaritmus (LGPP),
- dummy változó, 1990-től 1994-ig D9194=1, máshol 0;

2. a rövid távúak: ugyanezen változók első differenciái (DLGPP és DD9194).

10. ábra. A fogyasztói árindex
(Index: előző év = 100)



A hosszú távú összefüggés:

$$\text{LGPC} = 1,4351 + 0,70107 \cdot \text{LGPP} + 0,05765 \cdot \text{D9194} + \text{HIBPC}$$

(3,86) (8,86) (4,22)

A rövid távú összefüggés:

$$\text{DLGPC} = -0,80065 \cdot \text{HIBPC}_{\{-1\}} + 0,64975 \cdot \text{DLGPP} + 0,03586 \cdot \text{DD9194}$$

(-2,96) (8,04) (2,14)

R-Squared = 0,83459 No. obs = 16
R-Bar-Squared (adj) = 0,80915
Durbin-Watson = 1,9094
Sum of squared residuals = 0,65879E-02
Std. error of regression = 0,22511E-01
Sum of residuals = 0,02190
Mean of dependent variable = 0,001495
Log of likelihood function = 39,6579

A modell az előbbi sztochasztikus vagy más néven viselkedési egyenleteken kívül még mintegy 50 azonosságot tartalmaz. Ezek nagy része vagy mérlegegyenlet (a GDP felhasználását vagy a lakosság összes jövedelmét adja meg mint komponenseinek összegét), vagy a folyó áras és a változatlan áras mennyiségek közötti kapcsolatot biztosítja. Fontos része

azonban az azonosságoknak az, amelyik az államháztartás bevételeit és kiadásait, illetve ezeknek a jövedelmi és felhasználási tételekkel való összefüggéseit részletezi.

Az államháztartási bevételek prognosztizálása esetén, szintén a gazdasági szereplők viselkedési szokásának modellezésével állunk szemben. Erre a feladatra azonban az ökonometria makrogazdasági módszerei több okból nem alkalmas eszközök: az adóbevételek például mikrotényezőktől, így a jövedelemeloszlástól és a változó adószabályoktól is függenek, az idősorok rövidek stb. Nem is volt célunk az összefüggések mélyreható elemzése, ehelyett nagymértékben támaszkodtunk a Pénzügyminisztérium előrejelzéseire. Ezek alapján átlagos adókulcsokat becsültünk, az egyszerű lineáris összefüggéseket pedig úgy állítottuk be, hogy azok a PM hivatalos előrejelzésével konzisztensek legyenek. Ez azt jelenti, hogy a PM által készített makroprognózist modellünkbe helyettesítve, megkapjuk az államháztartási bevételek és kiadások hivatalos előrejelzéseit. Mindez nem zárja ki azt, amit célul tűztünk ki, hogy az államháztartásnak a GDP-vel és a jövedelmekkel fennálló kétirányú kapcsolatai elemezhetőek legyenek; ezek a kapcsolatok éppen az államháztartási egyenletek révén valósulnak meg.

Ami az államháztartás kiadásait illeti, azok esetében elsősorban az államháztartási adatok és a nemzeti számlák közötti statisztikai konzisztenciát kell megteremteni az egyenletek segítségével. A kétféle statisztikai rendszer közötti legnagyobb különbség az, hogy az állami kiadások elsősorban bér- és dologi jellegű költségek, ezzel szemben a GDP-ben a járulékbefizetést és az amortizációt is figyelembe kell venni, amelynek nagyságát az említett szolgáltatásokhoz szükséges állóeszközök vonatkozásában külön meg kell becsülni.

FELHASZNÁLÓBARÁT PROGRAMRENDSZER

Egy olyan speciális számítógépes program kidolgozásának az igénye merült fel, amely a gazdaságpolitikusoknak is lehetővé teszi a modell gyakorlati alkalmazását, akkor is, ha nem rendelkeznek speciális modellezési és szoftver-ismeretekkel, de ugyanakkor fontos vagy kevésbé fontos feladatkört látnak el a fiskális és a monetáris politika formálásában. A modellalkotás során sikerült ilyen programrendszert kifejleszteni, amely azon túl, hogy az adatbázis kezelésének és a matematikai egyenletrendszer megoldásának nagyfokú gyorsaságot biztosít, lehetővé teszi a modell használatát mindazok számára, akik akár csak alapfokon is jártasak a személyi számítógép használatában. (Például az exogén változók módosítása után gyorsan kiszámíthatják az endogén változókban bekövetkező változást, amit a számítógép monitorján leolvashatnak, illetőleg grafikusan is ábrázolhatnak.) A kifejlesztett szoftver lényegét a következőkben lehet összefoglalni.

A szoftver elindulása után megjelenik a program fő ablaka. A fő ablak tartalmaz egy címsort a modell megnevezésével, egy menüsört az egyes funkciók vezérléséhez szükséges menüpontokkal, egy státussort, valamint az egyes funkciókhoz tartozó ablakok megjelenítési helyét.

A program funkcióit az egyes menüpontokkal lehet vezérelni.

1. Szerkesztés menü

Erre a menüpontra kattintva megjelenik a változók ablaka. Ez az ablak egy táblázatot tartalmaz a modell változóiról. Ha valamelyik változóra rákattintunk, akkor az ablak jobb felső sarkában egy magyarázó szöveg jelenik meg, amely közgazdasági szempontból pontosan definiálja a változót. Az ablak bal felső sarkában van egy választó lista. Ha a választó listából a „Modellváltozók típusa” értéket választjuk, akkor a táblázat megmutatja, hogy melyik változó milyen típusú (exogén vagy endogén). Ha valamelyik cellára kattintunk, akkor módosíthatjuk a változó típusát. A táblázatban módosíthatjuk az exogén változók értékeit is, azzal a céllal, hogy megvizs-

gáljuk az egyes gazdaságpolitikai intézkedések, az esetleges külgazdasági változások hatásait. Ha a választó listából az „Output változók” értéket választjuk, akkor a táblázatba új, származtatott változók kerülhetnek, amelyek közvetlenül nincsenek a modellben. Ezek a modell változóiból kiszámolt fontosabb mutatók, mint például a GDP növekedési üteme. Ha az ablakon levő „Diagram” nyomógombra kattintunk, akkor a változókról ábrát készíthetünk. Választólisták segítségével adhatjuk meg, hogy melyik változók szerepeljenek az ábrán, és milyen típusú (vonal- vagy oszlopdiaagram, 2 vagy 3 dimenziós) legyen az ábra.

1.1. Futtatás

1.1.1. Indítás

Erre a menüpontra kattintva megjelenik egy ablak, amelyben meghatározhatjuk választólisták segítségével, hogy melyik időszakokra akarjuk lefuttatni a modellt. Az időszakok kiválasztása után az OK nyomógombra kattintva elindul a modell megoldásának kiszámítása. Minden időszak kiszámítása után a program kiírja, hogy sikerült-e megoldást találni. A következő időszak kiszámítását az OK nyomógommbal kezdeményezhetjük. Az utolsó időszak kiszámítása után megjelenik az Eredmény ablak. Egy választólistából választhatjuk ki, hogy melyik időszak eredményét akarjuk látni az ablakban. A táblázat a változóknak a modell megoldás előtti (Régi érték) és a megoldás utáni értékét (Új érték) tartalmazza. Ezeket összehasonlítva felmérhetjük az egyes gazdaságpolitikai intézkedések, a külgazdaságban végbement változások stb. hatását a legfontosabb makrogazdasági mutatókra.

1.1.2. Futtatási paraméterek.

Itt változtathatunk a megoldás technikai paraméterein (pontosság, iterációk száma stb.). Ez a menüpont csak modellezőknek ajánlott.

1.2. Output

1.2.1. Táblázat

Erre a menüpontra kattintva az eredményt tartalmazó táblázatokat készíthetünk. A felkínált listából ki kell választani az eredménytáblázatot, majd az OK nyomógombra kattintva megjelenik a kiválasztott outputtáblázat. A megjelenített outputtáblázat kinyomtatható a Nyomtat nyomógomb segítségével.

1.2.2. Grafikon

Erre a menüpontra kattintva grafikonokat jeleníthetünk meg. A felkínált listából ki kell választani egy grafikont, majd az OK nyomógombra kattintva megjelenik a kiválasztott grafikon. A grafikont a Nyomtat nyomógomb segítségével nyomtathatjuk ki.

AZ ÁLLAMHÁZTARTÁS ÉS A MAKROGAZDASÁGI FOLYAMATOK KAPCSOLATÁNAK VIZSGÁLATA

A modell alapvető célja az – amint azt a bevezetőben már jeleztük –, hogy a költségvetés, valamint a monetáris folyamatok gazdálkodók és háztartások közötti kapcsolatainak kölcsönhatásai egy szimultán összefüggésrendszerben jelenjenek meg. Ezáltal lehetőség nyílik olyan gazdaságpolitikai szimulációk elvégzésére, melyekben a költségvetési és a pénzügyi politika következményei közvetlenül és visszacsatolásaival együtt lemérhetők. A modell jelenlegi formájában azonban elsősorban még csak az államháztartás és a makrogazdasági folyamatok közötti kölcsönkapcsolatok, valamint a nemzetközi konjunktúra magyar gazdaságra gyakorolt hatásának vizsgálatára alkalmas. E hatások közül az előbbi irányban végeztünk részletes vizsgálatokat, amelyeket a következőkben mutatunk be. Az ilyen számítások a modell tesztelésére is alkalmasak. Azt vizsgáljuk, hogy milyen hatással van a gazdaság legfontosabb mutatóira, ha megengedjük, hogy az államháztartás hiánya adott összeggel növekedjék. A bemutatandó példák mindegyikében az alapváltozathoz képest a GDP egy százalékaival megnöveltük a 2001. évi államháztartási hiányt. Ez az összeg ahhoz természetesen túl nagy, hogy reális változatként el tudjuk képzelni, azonban a kiválasztott intézkedés nagysága bizonyos határok között nem játszik lényeges szerepet, ha azt vizsgáljuk, hogy a kiváltott hatás ennek hányszorosa lesz, azaz milyen multiplikátorhatást érünk el. Emellett jól értelmezhető, hiszen a hiányt rend-

szerint a GDP százalékában szemléltetik. Természetesen nem mindegy, hogy a kívánt változtatást milyen formában valósítjuk meg, hiszen növelhetjük a kiadásokat, csökkenthetjük a bevételeket, sőt, e változatokon belül is számos megoldást szimulálhatunk. Minden esetben más és más eredményt kapunk, és természetesen a különböző visszacsatolások következtében a hiány sohasem lesz az eredetileg kitűzött összeg. A következő foratókönyveket különböztetjük meg:

1. változat (*ptj*). A pénzügyi társadalmi juttatások növelése.
2. változat (*tjker*). A természetbeni társadalmi juttatásokon belül a közalkalmazotti keresetek növelése.
3. változat (*tjldol*). A természetbeni társadalmi juttatásokon belül a dologi kiadások növelése.
4. változat (*szja*). A személyi jövedelemadó csökkentése.
5. változat (*tbma*). A munkaadói társadalombiztosítási hozzájárulás csökkentése.
6. változat (*áfa*). Az áfa és (vagy) a fogyasztási adó csökkentése.

A közösségi fogyasztás vonatkozásában is a *tjker* és *tjldol* változatokhoz teljesen hasonló változatokat dolgozhatunk ki. A számítások során a 2001. évi előrejelzésünkben indultunk ki úgy, hogy csak a kiválasztott gazdaságpolitikai változót módosítottuk a várható GDP egy százalékával, 148,4 milliárd forinttal. A következőkben röviden összefoglaljuk, hogy a különböző intézkedések az alapváltozattól mennyire térítik el a legfontosabb makrokategóriákat (tehát, amikor növekedésről vagy csökkenésről beszélünk, akkor ezt nem az előző évhez, hanem a 2001. évi előrejelzés alapváltozatához viszonyítva értjük). Az eredményeket a 3. táblában összesítjük, ahol az eredményül kapott változásokat éppen a GDP egy százalékához viszonyítjuk. Az összehasonlítást általában elég folyó áron elvégezni, ez alól csak a *tjker*, a *tbma* és az *áfa* változatok kivételek, ahol az intézkedések árváltozásokat is eredményeznek. Erre a három esetre a tábla alsó részében bemutatjuk az elmozdulásokat változatlan áron is, pontosabban az alapváltozat 2001. évi árain.

3. tábla

Az államháztartási változatok eredményeinek összehasonlítása
(az alapváltozattól való eltérések a GDP százalékában)

Megnevezés	Az 1. (<i>ptj</i>)	A 2. (<i>tjker</i>)	A 3. (<i>tjldol</i>)	A 4. (<i>szja</i>)	Az 5. (<i>tbma</i>)	A 6. (<i>áfa</i>)
	változat					
	Folyó áron					
Az államháztartás bevételei	0,27	0,42	0,06	-0,70	-0,86	-1,01
Az államháztartás kiadásai	1,00	1,00	1,00	0,00	0,00	-0,48
Az államháztartás egyenlege	-0,73	-0,58	-0,94	-0,70	-0,86	-0,53
A lakosság rendelkezésre álló jövedelme	1,05	0,80	0,04	1,08	0,03	-0,52
A vállalkozások működési eredménye	0,35	0,32	0,16	0,45	1,15	0,81
A lakosság fogyasztási kiadásai	0,82	0,62	0,03	0,85	0,02	-0,36
Természetbeni társadalmi juttatások	0,00	1,38	1,00	0,00	-0,17	-0,13
Közösségi fogyasztás	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,13	-0,10
Állóeszköz-felhalmozás	0,01	0,03	-0,20	0,08	0,31	0,16
Import	0,39	0,27	0,59	0,33	0,14	0,37
GDP	0,44	1,77	0,24	0,59	-0,10	-0,84
A folyó fizetési mérleg egyenlege	-0,39	-0,27	-0,59	-0,33	-0,14	-0,37

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Megnevezés	Az 1. (<i>ptf</i>)	A 2. (<i>tjker</i>)	A 3. (<i>tj dol</i>)	A 4. (<i>szja</i>)	Az 5. (<i>tbma</i>)	A 6. (<i>áfa</i>)
	változat					
	Változatlan áron					
A lakosság rendelkezésre álló jövedelme	.	0,80	.	.	0,03	0,59
A vállalkozások működési eredménye	.	0,32	.	.	1,15	0,81
A lakosság fogyasztási kiadásai	.	0,62	.	.	0,02	0,63
Természetbeni társadalmi juttatások	.	0,00	.	.	0,00	0,00
Közösségi fogyasztás	.	0,00	.	.	0,00	0,00
Állóeszköz-felhalmozás	.	0,03	.	.	0,32	0,24
Import	.	0,27	.	.	0,14	0,39
GDP	.	0,39	.	.	0,20	0,47

1. változat (*ptf*). *A pénzbeli társadalmi juttatások növelése.* A pénzbeli juttatások növelik a bruttó jövedelmet, és ennek egy része az adókon, mégpedig főleg az áfán keresztül visszajut a költségvetésbe. Emiatt a deficit növekedése végül is kisebb lesz, mint a GDP egy százaléka. Ugyanakkor nő a fogyasztás, ezzel együtt az import és a fizetési mérleg hiánya. A kereslet élénkülése növeli a vállalkozások működési eredményét, sőt kismértékben a kereseteket is. Az egymással ellentétes hatások következtében a beruházásokhoz szükséges források összességükben alig változnak: a működési eredmények mellett nőnek a lakossági megtakarítások, de nő a deficit is.

2. változat (*tjker*). *A természetbeni társadalmi juttatásokon belül a közalkalmazotti keresetek növelése.* Ebben az esetben ugyanakkora összeget juttatunk a lakosságnak, mint az előbbi változatnál, mégis más eredményeket kapunk, és ennek elsősorban a statisztikai elszámolás az oka. A természetbeni juttatások, amelyek a lakossági fogyasztásnak és így a GDP-nek is részét képezik, folyó áron nőnek, volumenükben azonban nem változnak, a GDP tehát folyó áron nő, változatlan áron azonban ettől még nem változik. Ráadásul a bérekre jutó munkaadói tb-hozzájárulás is része a GDP-nek (pedig ez az összeg a deficitet nem rontja, hiszen az állam az egyik zsebéből a másikba teszi). A bérek nagyobb részét fogyasztásra költik el, s ez ismét a GDP-t növeli. Igaz viszont, hogy amint nő a fogyasztás, nő az import is, ez viszont csökkenti a GDP növekedését. A beruházási források az ellentétes hatások következtében most is kiegyenlítődnek. Az import növekedése rontja a fizetési mérleget, de az államháztartás hiánya most még kevésbé nő, mint a 2. változatban, mert most az *áfa* mellett az *szja* is jelentősen nő.

3. változat (*tj dol*). *A természetbeni társadalmi juttatásokon belül a dologi kiadások növelése.* A 2. változattal ellentétben a természetbeni juttatások most folyó áron és volumenben is egyforma mértékben nőnek. Most azonban nem rakódik az összegre még tb-járulék is. Az import növekedése most is jelentős, ami mérsékli a GDP növekedését és rontja a fizetési mérleget is. A lakossági jövedelmekre, a fogyasztási kiadásokra a dologi kiadások növekedésének csak elenyésző hatása van, a beruházási források viszont határozottan csökkennek, mert, szemben az előbbi változatokkal, a lakossági megtakarítások nem változnak. A költségnövekedés majdnem teljes mértékben az államháztartási deficitet terheli, mert csak a társadalmi adó és a vámbefizetések révén áramlik vissza valamennyi pénz a költségvetésbe.

4. változat (*szja*). *A személyi jövedelemadó csökkentése.* A személyi jövedelemadót sokféleképpen lehet csökkenteni, és a különböző intézkedéseknek eltérő hatása van mind az egyes társadalmi rétegek jövedelmi helyzetére, mind a gazdaság működését leíró makroparaméterekre. Makromodell ilyen finomságokat nem tud leírni, ehhez más modellezési eszközök szükségesek. Azonban a makroparaméterek közötti legfontosabb összefüggések modellezésére van lehetőség. Modellünkben átlagos szja-kulcsot használunk, és azt úgy csökkentettük, hogy minden mást állandónak feltételezve az szja-bevételek a várható GDP egy százalékával csökkenjenek. Az átlagos szja-kulcs az alapváltozatban 2001-re 20,9 százalék, ezt most 18 százalékra kellett csökkenteni. Az adócsökkentés következtében nagyobb nettó jövedelmek maradnak a lakoságnál, növekszik a fogyasztás és a megtakarítás. Az előbbi növeli az áfa-bevételeket, ami kismértékben kompenzálja az szja-csökkentést, így a deficit csak a GDP 0,7 százalékával fog csökkenni. Mint az előző változatoknál, most is nő az import és vele együtt a fizetési mérleg hiánya. A beruházások nem változnak jelentősen.

5. változat (*tbma*). *A munkaadói társadalombiztosítási hozzájárulás csökkentése.* Az eljárás az szja-csökkentéshez hasonló volt, az átlagos munkaadói tb-kulcsot 29,7-ről 25,9 százalékra kellett csökkenteni, hogy

a 2001-re beállított tb-bevétel 148,4 milliárddal csökkenjen. Lényeges különbség azonban itt az, hogy ez az összeg nem a lakoságnál, hanem a vállalkozásoknál maradt: nőtt a vállalkozások működési eredménye. Így egyrészt nem a fogyasztási kiadások, hanem a beruházások nőttek. Másrészt nőtt a társasági adó befizetés is. Ez esetben is jelentkeznek a már ismert visszacsatolások: nő a fizetési mérleg hiánya, és a költségvetési bevételek sem csökkennek annyira, mint amit önmagában a munkaadói tb-járulék csökkenése okoz. Ezek a hatások azonban sokkal kisebbek, mint akkor, amikor ezt az összeget a lakosság kapja. A másik figyelemreméltó jelenség itt is a statisztikai elszámolási rendszer sajátosságából fakad: a közösségi fogyasztást és a természetbeni juttatást annak költségeivel mérik, már pedig ezek között a költségek között a tb-járulék is szerepel, és ez csökken. Folyó áron tehát a két fogyasztási tétel csökken. Ezt természetesen a lakosság nem érzékeli, de ez összhangban van azzal, hogy ezek a tételek változatlan áron nem változnak.

6. változat (áfa). Az áfa és (vagy) a fogyasztási adó csökkentése. Ennek a változatnak a modellezése volt a legnehezebb, hiszen az ilyen típusú intézkedések árváltozásokat is idéznek elő. A jobb értelmezhetőség érdekében a tábla alsó részében az összehasonlítások egy részét változatlan áron is végrehajtottuk. Sajnos ökonometriai eljárással az nem állapítható meg, hogy az áfa-csökkenésből a termelők mennyit engednek át a fogyasztóknak. Az egyszerűség kedvéért feltételeztük, hogy az adócsökkentés teljes egészében megjelenik a fogyasztási javak áraiban. Tekintve, hogy az adók csökkentése csak a költségvetési törvény keretében lehetséges, jogos a feltételezés, hogy mindez az államháztartási kiadások tervezésével összhangban történik. Ezért az áfa- és a fogyasztási adó kulcsok csökkentése mellett más exogén változókat is módosítottunk: az államháztartási kiadások egyes tételeinél részben, másoknál teljesen begyűrűztettük a fogyasztói árak várható csökkenését. Aggregált modellünk ugyanazt az eredményt adja, ha a csökkentést teljes összegben akár az áfából, akár a fogyasztási adóból engedjük el. A fogyasztói árakra vetített összes áfa és a fogyasztási adó együttes átlagos kulcsát 24 százalékról 22,4 százalékra kell csökkenteni, ha a bevételeknek a GDP egyszázalékos csökkentését lehetővé akarjuk tenni. Az áfa-csökkenés eredményeképpen az infláció 2 százalékkal lesz kisebb, mint az alapváltozatban. Ennek következtében nő a fogyasztás volumene. A kereslet növekedése kedvező hatással van a reálbérekre, és ez a fogyasztás további növekedését okozza. Mind a reálbérek, mind a fogyasztási volumen növekedése azonban egy százalék alatt marad, ami a 2 százalékos inflációmérséklődéssel együtt azt eredményezi, hogy ugyanezek a tételek folyó áron mintegy 1 (a GDP százalékában $-0,5$, illetve $-0,36$) százalékkal csökkennek. Elmentéses hatások alakítják az államháztartási egyensúlyt is. A legjelentősebb hatás a kiadások csökkenése: mint említettük, azt feltételeztük, hogy a várhatóan alacsonyabb infláció miatt a kiadásokat már eleve alacsonyabbra tervezték.

A 3. tábla segítségével összehasonlíthatjuk az egyes változatokat. Az államháztartás hiánya értelemszerűen mindig nő, de a deficit sorában levő arányszám abszolút értéke mindig kisebb egynél, azaz a deficit a visszacsatolások következtében mindig kisebb lett, mint az eredetileg feltételezett összeg. Az államháztartási lazításokból akkor lehet a legtöbbet visszakapni, ha az állami alkalmazottak bérét növelik, viszont ilyenkor nő legjobban a fizetési mérleg hiánya. Legkevésbé viszont akkor rugalmas az államháztartás deficitje, ha a megtakarítások összegét a dologi kiadásokra fordítják.

A folyó fizetési mérleg nemcsak az előbbi esetben, hanem mindig romlik, legkevésbé azonban akkor, ha a munkaadói tb-hozzájárulásokat csökkentik. Ebben az esetben ez az összeg nem a lakosság, hanem a vállalatok jövedelmét gyarapítja, ezért ekkor növekednek leginkább a beruházások. Más esetekben a beruházások alig növekednek, mert a deficit növekedése csökkenti a forrásokat.

Általában azt mondhatjuk, hogy a GDP néhány ezrelékkal mindig növekszik. Ez alól csak két kivétel van, azonban mindkét eset jellemzője, hogy a GDP-t a statisztikai elszámolási rendszer sajátosságai határozzák meg. Az egyik esetben a közalkalmazotti bruttó bérek a természetbeni juttatások részeként növekednek, a másik esetben pedig csökken a bérekhez kapcsolódó tb-hozzájárulással együtt a természetbeni juttatás és a közösségi fogyasztás.

A jelenlegi modell éves adatokra épül, így az nem alkalmas az éven belüli változások, sokszor lényeges konjunkturális változások nyomon követésére, illetve az ezeket követő gazdaságpolitikai intézkedések kidolgozásának és végrehajtásának segítésére. Emiatt jogos igény a negyedéves adatokra épülő modell kidolgozása, illetve az éves modell ilyen irányú továbbfejlesztése.

A modell fejlesztésének különösen fontos iránya kell legyen a monetáris politika eszközeinek (kamat, pénzmennyiség), valamint az árfolyamnak az adatbázisba és az egyenletrendszerbe való mind hatékonyabb integrálása, a matematikai és a szoftver-struktúrák tökéletesítése. E fejlesztéseket célszerű a negyedéves adatokra épített modell kifejlesztésének keretében megoldani. Mindezek a munkák Magyarországon már meg is kezdődtek, és kialakultak a koncepcionális keretek és az időbeni ütemezés.

IRODALOM

- ÁRVAI ZS. (1997): A sterilizáció és tőkebeáramlás ökonometriai elemzése. *MNB Füzetek*, 5. sz.
- CSERHÁTI I. – VARGA A. (1998): ECO-LINE: a macroeconomic model of the Hungarian economy. *Hungarian Statistical Review*, 78. évf. Special Number 2. 35–51. old.
- ESCRIBANO, A. (Kézirat): Integration and co-integration under structural changes.
- EVANS, M. K. – KLEIN, L. R. (1968): *The Wharton econometric forecasting model*. University of Pennsylvania Philadelphia, Pennsylvania.
- HOÓS J. (1996): *Konjunktúrakutatás*. Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem, Budapest.
- HULYÁK K. (1975): Az M-4 ökonometriai modell felépítése és eredményei. *Sigma*, 8. évf. 111–131. old.
- HULYÁK K. (1980): A lakosság fogyasztásának vizsgálata dinamikus keresleti függvényekkel. *Statisztikai Szemle*, 58. évf. 12. sz. 1224–1245. old.
- HUNYADI L. – NEMÉNYI J. – SUBICZ P. – FIALA A. (1980): *A rövid távú tervezés ökonometriai modellje*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- JAKAB M. Z. – KOVÁCS M. A. – LŐRINCZ SZ. (2000): Az export előrejelzése ökonometriai módszerrel. *MNB Füzetek*, 4. sz.
- KOVÁCS Á. (1990): A fizetési mérleg szorításában. *Gazdasági Fórum*, 1. évf. 49–61. old.
- KOVÁCS E. (1989): Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*, 67. évf. 6. sz. 599–619. old.
- NEMÉNYI J. (1994): A strukturális változások kezelése az átmenet gazdaságának ökonometriai modelljében. *Közgazdasági Szemle*, 41. évf. 11. sz. 967–990. old.
- RAPPOPORT, P. – REICHLIN, L. (1989): Segmented trends and non-stationary time series. *The Economic Journal*, 168–177. old.
- VINCZE J. – ZSOLDOS I. (1996): A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991–1996-ban – ökonometriai vizsgálat a részletes fogyasztói árindex alapján. *MNB Füzetek*, 5. sz.

SUMMARY

The aim of this modelling experience was to help the forecasting and policy making activity of the Ministry of Finance. The model was estimated on the data of the period between 1980 and 1999. The difficulty of this task arises from the fact that the time period, which is used for estimation involves three different regimes of Hungarian economy. The early eighties belonged to the so-called socialist regime or the regime of planned economy, which was followed up by the period of transition while by the middle of the nineties the market economy had been established. The level of integration of the endogeneous variables has been tested and some of the variables have been found to be $I(1)$ with segmented trend rather than $I(2)$. The conventional approach for fitting the model to such structural changes is to put some varying coefficients or dummy variables into the equations. Unlike this we have tried to include explanatory variables into the model, which seem to have real impact on the economic changes or at least reflect them. The annual FDI and its cumulated value have proved to serve this purpose.

In the second part of the paper some policy simulations, analyzing the relation of the government expenditures and different macroeconomic variables are shown.

ÁRFOLYAMRENDSZER-HITELESSÉG ÉS KAMATLÁB-VÁLTOZÉKONYSÁG*

DARVAS ZSOLT

E tanulmányban a forint árfolyamsávjának hitelességét vizsgáljuk olyan rezsinváltós modellel, amelynél a rezsimek latens változója Markov-láncot követ. A magyar árfolyamrendszer sajátosságai miatt azonban a modellt nem magára az árfolyamra, hanem a kamatláb alakulására célszerű illeszteni. Mivel a kamatláb időbeli alakulása feltételes heteroszkedaszticitást mutat, ezért ennek megfelelő rezsinváltós modellt (SWARCH) használunk. Feltételezzük, hogy a kamatláb változékonyságának megváltozása az árfolyamrendszer hitelességének változását tükrözi, amely feltevés lehetőséget ad arra, hogy a csúszó árfolyamrendszer időszakát különböző szakaszokra bontsuk. Rámutatunk arra is, hogy ez a modell számos alternatív specifikációnál pontosabban képes előrejelezni a kamatláb jövőbeli varianciáját.

TÁRGYSZÓ: Árfolyamrendszer. SWARCH-modell.

Az árfolyamrendszer hitelességének vizsgálatára számos módszert dolgoztak ki. Ebben a tanulmányban egy viszonylag újszerű módszerrel, az ún. Markov-láncot követő rezsinváltós modellel vizsgáljuk a forint árfolyamsávjának hitelességét. A rezsinváltó kifejezés arra utal, hogy megkülönböztetjük a hitelesség három állapotát: 1. spekulációmentes, 2. felértékelési spekulációs, 3. leértékelési spekulációs időszakot, és a modell segítségével az adatokból következtetünk arra, hogy az elmúlt öt és fél év minden egyes hetében az egyes rezsimek milyen valószínűséggel jellemezték az árfolyamrendszert. A Markov-lánc kifejezés azt jelenti, hogy a rezsimeket modellező változó – amely egy diszkrét értékeket felvevő nem megfigyelhető (latens) változó – Markov-láncot követ, azaz az adott rezsimek valószínűsége csak az előző időszak rezsimjától függ. Végezetül azért neveztük a modellt újszerűnek, mert bár *J. D. Hamilton* a nyolcvanas években kifejlesztette (*Hamilton*; 1989), a nemzetközi szakirodalomban mindössze egy folyóiratban megjelent alkalmazást találtunk¹ árfolyamrendszer-hitelességi vizsgálatra (*Gómez-Puig-Montalvo*; 1997).

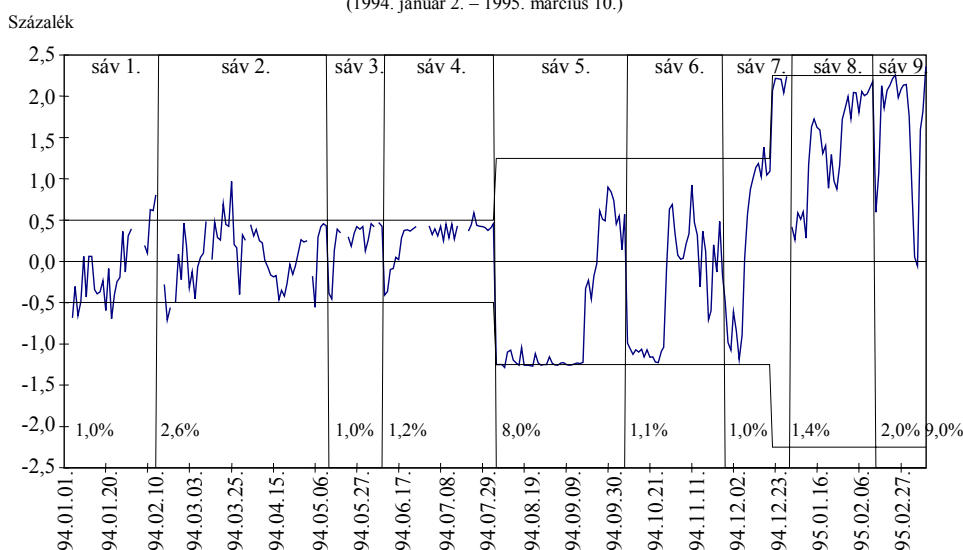
A forint árfolyamát 1995 márciusáig kiigazítható rögzítéssel, azt követően pedig előre bejelentett csúszó leértékeléssel állapították meg egy viszonylag szűk, 1994 decembere óta $\pm 2,25$ százalékos piaci mozgást lehetővé tevő árfolyamsávban (2001. május 4-én az árfolyamsávot ± 15 százalékra szélesítették). A piaci árfolyam sávon belüli helyzetét az 1.

* A tanulmányban kifejtett nézetek a szerző véleményét tükrözik, és nem feltétlenül egyeznek meg a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

¹ A kereséshez az EconLit adatbázis 2000 júliusi verzióját használtuk.

és a 2. ábra mutatja 1994-től 2001 márciusáig napi adatok alapján.² A csúszó árfolyamrendszer bevezetése előtt és után alapvetően más folyamatok jellemezték a hazai devizapiacot. 1995 márciusa előtt a következő leértékelés időpontjának kitűzése és a kamatkülönbségből eredő veszteség minimalizálása volt a jellemző.

1. ábra. Piaci árfolyam a sávon belül a csúszó árfolyamrendszer előtt
(1994. január 2. – 1995. március 10.)



Megjegyzés. A függőleges vonalak a leértékelések időpontjait, a mellettük álló számok a leértékelések mértékét mutatják.

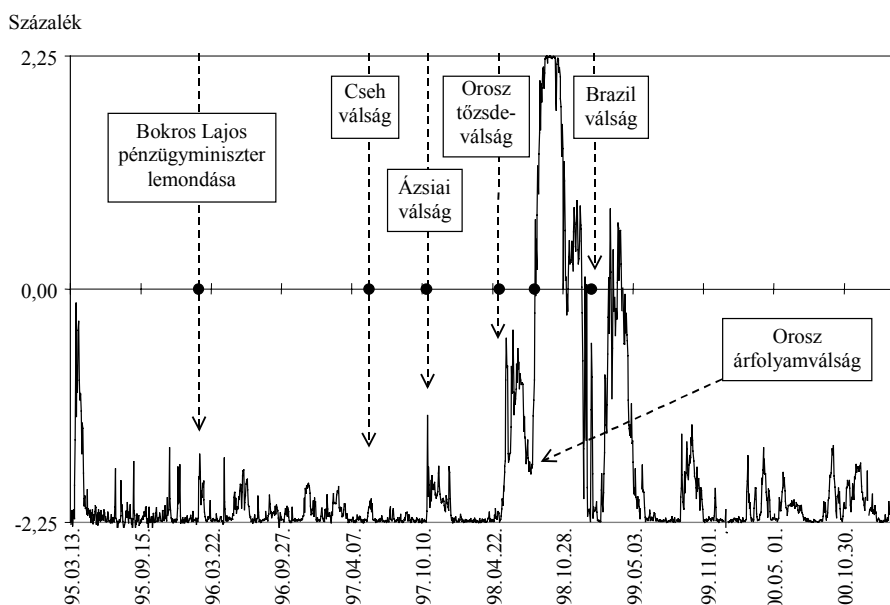
Az új árfolyamrendszer bevezetésekor, a piaci várakozásokat többé-kevésbé kielégítő leértékelések után a szokásos események – a sáv erős szélére kerülő árfolyam és devizaeladás a központi banknak – következtek be. Átmeneti bizonytalanság után, amelyet a lakossági valutakivételi láz is fokozott, 1995 második felétől a forint melletti spekuláció vált jellemzővé, amit a javuló makrogazdasági mutatók miatt fokozódó belföldi és külföldi hitelességnövekedés, a kamatkülönbség és a működőtőke folyamatos beáramlása segített elő. A nemzetközi pénzügyi válságok közül az 1998 augusztusi oroszországi árfolyamválság vezetett számottevő árfolyammozgáshoz, az 1997. október 23-i ázsiai válságnak és az 1999. januári brazil leértékelésnek csak kisebb hatása volt. Ezen eseményektől eltekintve azonban az árfolyam a sáv erős széléhez nagyon közeli értékű volt.

Az árfolyamrendszer felsorolt sajátosságai miatt alapos megfontolást igényel, hogy milyen változóra érdemes a rezsimváltós modellt illeszteni. Magára az árfolyamra nyilván értelmetlen lenne, hiszen 1995 márciusáig számtalan egyedi leértékelésre került sor, majd a csúszó árfolyamrendszer alatt 11 alkalommal mérsékeltek a leértékelési ütemet.

² A Magyar Nemzeti Bank piaci árfolyamadatokat 1997. január óta tesz közzé. Az ábrán látható piaci adatok forrása 1994. január–augusztus: MNB belső adatbázis, 1994. augusztus–1996 december: Budapesti Árutőzsde (BÁT) fixing, 1997 januártól: MNB-fixing. A BÁT-fixinget az MNB-fixinghez hasonló módon készítették (ajánlatok bekérése kereskedelmi bankoktól és a szélsőséges ajánlatok elhagyása után átlag számítása), és a két fixing értékei között csak minimális eltérés volt 1997. első felében. (Ezt követően felhagytak a BÁT-fixing számításával, és az MNB-fixing lett a határidős devizaügyletek elszámoló ára a határidő lejáratokor.) A piaci adatok mérési hiba következtében időnként az árfolyamsávon kívül helyezkednek el.

Ezért sem az árfolyamot, sem annak változását nem lehet önmagában hiteles–nem hiteles rezsimekre bontani. A sávon belüli árfolyam némileg jobb célpont lenne, alkalmazásából azonban semmi újat nem tudnánk meg: nagy valószínűséggel két rezsim jól jellemezné a folyamatot, és akkor ítélnénk hitelesnek az árfolyamot, ha az erős sávszélhez közel van, és akkor hiteltelennek, ha a gyenge sávszél környékén alakul. Ehhez azonban szűkítően egy bonyolult modell illesztése, elég, ha csak rápillantunk az ábrákra.

2. ábra. A piaci árfolyam a sávon belül a csúszó árfolyamrendszer idején
(1995. március 13. – 2001. március 2.)

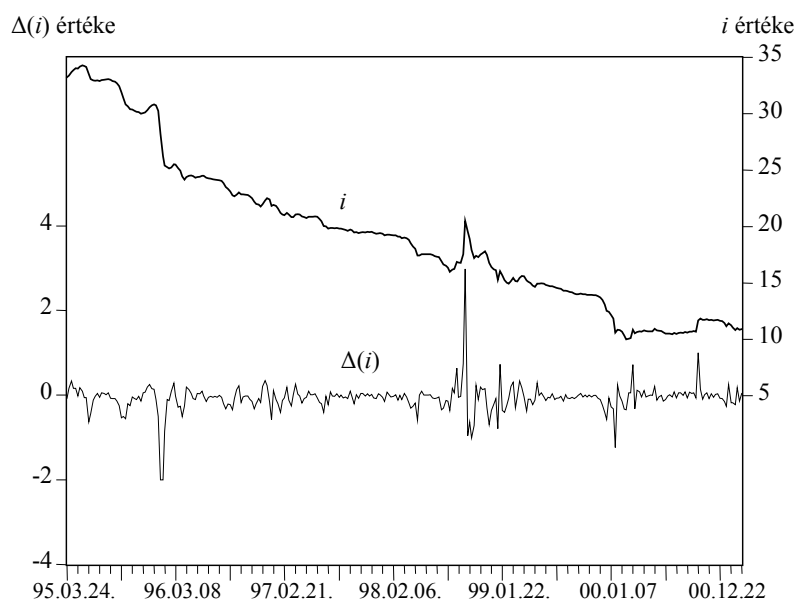


A nominális kamatláb alakulása ugyanakkor szoros kapcsolatban áll az árfolyamrendszer hitelességével. A fedezetlen kamatparitás hipotézise szerint ugyanis a külfölddel szembeni kamatkülönbség az árfolyam-várakozások várható értékét tükrözi. A kamatparitás hipotézisét gyakran a kockázati prémium egészíti ki. Ezért a belföldi kamatláb változásakor a következő három tényező változására következtethetünk: 1. a piaci szereplők árfolyam-várakozása, 2. kockázati prémium, 3. külföldi kamatláb. Az európai kamatlábak, amelyeket külföldi referencia-kamatként használhatunk, nagyon stabilak voltak az elmúlt években, a kockázati prémiumra pedig nagyrészt ugyanazon változók gyakorolnak hatást, mint a várható leértékelésre. Ezért jó közelítést jelent, ha azt feltételezzük, hogy a hitelesség erősödésekor a kamatláb csökken, hitelességvesztéskor pedig emelkedik. Feltételezhetjük, hogy amennyiben az árfolyamsáv hitelessége megváltozik, akkor a kamatláb változékonysága is megnő. A három hónapos kincstárjegy hozama heti változásainak ábrája (lásd a 3. ábrát) a variancia időbeli változásának képét mutatja.³ Ezért a rezsimeket megkülönböztető Markov-rezsimváltós modelleket

³ Statisztikailag el tudtuk utasítani az autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás hiányára vonatkozó nullhipotézist. Ehhez az Engle (1982) által kifejlesztett LM-tesztet használtuk különböző késleltetések mellett.

és a feltételes autoregresszív heteroszkedaszticitást (ARCH⁴) összekapcsoló SWARCH-modell⁵ alkalmazása a kamatlábra kézenfekvő az árfolyamrendszer hitelességének vizsgálatokor.

3. ábra. A három hónapos kincstárjegy hozama (i) és heti változásai ($\Delta(i)$) a csúszó árfolyamrendszer időszakában (1995. március 24. – 2001. március 2.)



Az irodalomban M. Gómez-Puig és J. G. Montalvo 1997-ben alkalmazott ilyen modelleket árfolyam-hitelességi vizsgálatokra, akik a spanyol pezeta kamatlábat SWARCH-modellel és három másik európai deviza kamatlábat ARCH nélküli rezsimváltós modellel tanulmányozták. Az alkalmazás során a kamatlábat, pontosabban a német márkához viszonyított kamatkülönbséget vizsgálták. Ez azonban véleményünk szerint helytelen: a vizsgálati időszakban ezen országok kamatlábai folyamatosan — bár egy-egy spekulációs törés által megszakítva — konvergáltak a német kamatlábhoz, ezért a szerzők által választott két rezsim bizonyosan nem tudja megfelelően megragadni a kamatkülönbség várható értékét. Az illesztett modell ezért közgazdaságilag értelmezhetetlen eredményre vezet.

A magyar alkalmazásnál a csúszó leértékelés időszakára korlátoztuk a vizsgálatokat. A 3. ábrán látható, hogy a kamatlábat az időszak túlnyomó részében folyamatos, közelítőleg azonos ütemű csökkenés jellemezte. A mintát két vagy három részigidőszakra bontva statisztikailag nem tudtuk visszautasítani azt a nullhipotézist, hogy a csökkenés mértéke azonos.⁶ Ezért a kamatláb heti változásaira illesztettünk modelleket.

⁴ ARCH: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

⁵ SWARCH: Switching Regime Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

⁶ A csökkenés ugyanakkor nem determinisztikus trend mellett történik: az egységgyök nullhipotézisét nem tudtuk visszautasítani a trend-stacionaritás alternatívájával szemben kiterjesztett Dickey–Fuller- és Phillips–Perron-tesztek alapján.

A modell illesztésekor a következő kérdésekre kerestük a választ:

1. a SWARCH-modellek illeszkedése statisztikailag megfelelő-e, és melyik a legjobb specifikáció;
2. az állapotvalószínűségek közgazdaságilag interpretálhatók-e;
3. a modellek mennyiben képesek a kamatláb változékonyságának előrejelzésére.

E kérdések megválaszolásához különböző SWARCH-specifikációkat becsültünk, és összevetettük a becsült paramétereket és előrejelzéseket néhány alternatív modellel. Az alternatív modellek között szerepelnek a feltételes heteroszkedaszticitás különböző modelljei is, így a tanulmány következő része röviden áttekinti ezen modelleket, majd a SWARCH-modellt mutatja be. A befejező rész az empirikus vizsgálatok eredményeit ismerteti.

AUTOREGRESSZÍV FELTÉTELES HETEROSZKEDASZTICITÁS (ARCH)

Pénzügyi idősoroknál gyakran megfigyelhető, hogy az idősor változékonysága az idő előrehaladtával csoportosul, azaz a „csendes” és „változékony” időszakok váltják egymást (clusters of volatility). Például, ha adott napon kicsi volt a részvényárfolyamok elmozdulása, akkor a következő napon is többnyire csak kismértékben változnak az árfolyamok, míg ha nagy ugrás következett be az adott napon, akkor ezt többnyire nagy ugrások követték a következő napokon, bár az ugrás iránya nem jelezhető előre. Az ilyen jellegű folyamatok vizsgálatára 1982-ben alkotta meg R. F. Engle modelljét, amelyet autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitásnak (ARCH) nevezett el. Bár Engle az infláció modellezését választotta empirikus illusztrációul, azóta az alapmodell számtalan kiterjesztését és továbbfejlesztését alkalmazzák elsősorban pénzügyi adatokra.

Az ARCH-modellek a változó varianciáját modellezzik. Jellemezze például egy AR(1) a folyamat várható értékét:

$$y_t = c + \phi y_{t-1} + u_t \quad /1/$$

A hibagról, u_t -ről feltesszük, hogy független és azonos eloszlású (FAE) fehér zaj, azaz $E(u_t) = 0$, $E(u_t^2) = \sigma^2$, $E(u_t u_{t-s}) = 0$, $s \neq 0$. Ezen feltételekből könnyen levezethető, hogy ha $|\phi| < 1$, akkor $E(y_t) = \mu$ és $E[(y_{t-k} - \mu)^2] = \gamma_k$, tehát sem a várható érték, sem a második momentumok nem függenek az időponttól, így y_t stacionárius.

Ha a hibatag ARCH(m) folyamatot követ, akkor /1/ összefüggés helyett az alábbi három egyenlettel írható le a folyamat:

$$y_t = c + \phi y_{t-1} + u_t \quad /2/$$

$$u_t = \omega_t \sqrt{h_t} \quad /3/$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 \quad /4/$$

ahol $\omega_t \sim \text{FAE}(0, 1)$.⁷

⁷ Az ω_t tetszőleges eloszlásból származhat, jelen tanulmányban normális és t -eloszlás feltételezése alapján becsüljük a modelleket.

Ekkor a hibatag varianciájának feltételes várható értéke:

$$E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-m}) = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2, \quad /5/$$

azaz felfoghatjuk a hibatag varianciájának folyamatát úgy is, mintha ez egy AR(m) folyamatot követne:

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 + w_t, \quad /6/$$

ahol w_t FAE fehér zaj, $E(w_t) = 0$, $E(w_t^2) = \lambda^2$, $E(w_t w_{t-s}) = 0$, $s \neq 0$. Az α_i paramétereknek olyannak kell lenniük, hogy $E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-m}) > 0$ mindig fennálljon, amely $\alpha_0 > 0$ és $\alpha_i > 0$ esetben teljesül. Ha emellett még /6/ egy stacionárius folyamatot követ, akkor meghatározható u_t^2 (nem feltételes) várható értéke, azaz a hibatag (nem feltételes) varianciája:

$$E(u_t^2) = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_m). \quad /7/$$

A /3/ és a /4/ egyenleteket /6/-ba helyettesítve adódik, hogy

$$h_t \omega_t^2 = h_t + w_t, \quad /8/$$

azaz

$$w_t = h_t (1 - \omega_t^2). \quad /9/$$

Tehát, bár $E(w_t^2)$ konstans, w_t feltételes varianciája időben változó.

Értelemszerűen egy ARCH-specifikáció mellett y_t stacionárius folyamat, ha $|\phi| < 0$, és a varianciaegyenlet is stacionárius. y_t -nek konstans várható értéke és varianciája van, de feltételes várható értéke – $E(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}) = c + \phi y_{t-1}$ – is időben változik, és feltételes varianciája is időben változik.

Egy standard regressziós egyenletben a hibatagról, u_t -ről többnyire feltesszük, hogy normális eloszlású. Az ARCH-modelleknél is kézenfekvő feltevés, hogy ω_t standard normális eloszlású. Pénzügyi adatoknál azonban olyan empirikus megfigyelés adódott eredményül, hogy az eloszlások szélei vastagabbak, mint amelyet a normális eloszlás eredményezne (fat tails), azaz a nagy változások (bármely irányba) relatíve gyakran alakulnak ki. Ezért a standard normális eloszlás helyett sokszor a t -eloszlást feltételeznek ω_t -re.

Az ARCH(m) modellt számtalan irányba fejlesztették tovább. Az egyik leggyakrabban használt modell az ún. általánosított ARCH-modell, azaz a GARCH-modell,⁸ amely *T. Bollerslev* 1986. évi munkájához fűződik. A lehetséges specifikációk közül a GARCH(1,1) modell számos idősorra jó illeszkedést mutatott. A GARCH(1,1) modellnél a /4/ egyenlet az alábbira módosul:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}. \quad /10/$$

⁸ GARCH: Generalized ARCH.

Egy GARCH(1,1) modell k periódusú előrejelzése a következő képlet iterálásával számítható:

$$h_{t+k|t} = \hat{\alpha}_0 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1)h_{t+k-1|t} , \quad /11/$$

ahol értelemszerűen:

$$h_{t+1|t} \equiv \hat{h}_{t+1} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{u}_t^2 + \hat{h}_t .$$

Az ARCH-modell továbbfejlesztéseiről és becsléstechnikai részleteiről kitűnő áttekintés ad *Bollerslev et al.* (1992).

MARKOV-LÁNCÚ REZSIMVÁLTÓS MODELLEK FELTÉTELES HETEROSZKEDASZTICITÁSSAL (SWARCH)

J. D. Hamilton 1989-ben közölt úttörő munkája óta számos tanulmány alkalmazott olyan rezsिमváltós modelleket, amelyeknél a rezsим latens változója Markov-láncot követ. Nevezetesen, jelölje ξ_t azt a latens változót, amely 1, 2, ..., K diszkrét értékeket vehet fel attól függően, hogy a vizsgált y_t folyamat a K lehetséges állapota közül melyikben van. Ha

$$P(\xi_t = j | \xi_{t-1} = i, \xi_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = P(\xi_t = j | \xi_{t-1} = i) \equiv p_{ij} , \quad /12/$$

azaz az adott rezsим feltételes valószínűsége csak az előző időszak rezsimjától függ, akkor ξ_t K állapotú Markov-láncot követ. Hamilton eredetileg olyan autoregressziókat vizsgált, amelyekben a paraméterek értéke rezsimenként változik, például a regresszióban a konstans változhat rezsimenként:

$$y_t - \mu_{\xi_t} = \phi_1 (y_{t-1} - \mu_{\xi_{t-1}}) + \dots + \phi_p (y_{t-p} - \mu_{\xi_{t-p}}) + \varepsilon_t , \quad /13/$$

ahol μ_{ξ_t} a rezsimenként változó konstans és ϕ_i ($i = 1, \dots, p$), az autoregresszív paraméter.

A modell kiterjeszhető rezsimenként változó autoregresszív paraméterekre és a hibátag rezsimenként változó varianciájára is. A vizsgált y_t változó feltételes eloszlása ekkor az elmúlt p rezsим függvénye. Ha feltételezzük, hogy a feltételes eloszlás emellett csak a saját múltbeli értékeitől függ, azaz

$$f(y_t | \Omega_t) = f(y_t | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-p}, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) , \quad /14/$$

ahol f a feltételes sűrűségfüggvényt jelöli, Ω_t a rendelkezésre álló információk halmaza, és y_0 a kezdeti feltételeket tartalmazza, akkor a Hamilton tanulmányában kifejlesztett eljárás segítségével felírható a likelihood függvény és az numerikusan maximalizálható az ismeretlen paraméterek szerint. Az empirikus vizsgálat során becslendő az egyes rezsimekben a folyamat paraméterei (a /13/ egyenletben például μ_j és ϕ_i ,

$j = 1, \dots, K, i = 1, \dots, p$), valamint a rezsimek közötti átmeneti valószínűségek. Utóbbiak könnyen kezelhető megjelenítését a következő \mathbf{P} mátrix mutatja,

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P(\xi_t = 1 | \xi_{t-1} = 1) & P(\xi_t = 1 | \xi_{t-1} = 2) & \dots & P(\xi_t = 1 | \xi_{t-1} = K) \\ P(\xi_t = 2 | \xi_{t-1} = 1) & P(\xi_t = 2 | \xi_{t-1} = 2) & \dots & P(\xi_t = 2 | \xi_{t-1} = K) \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ P(\xi_t = K | \xi_{t-1} = 1) & P(\xi_t = K | \xi_{t-1} = 2) & \dots & P(\xi_t = K | \xi_{t-1} = K) \end{bmatrix}. \quad /15/$$

Fontos megjegyezni, hogy ebben a modellben az átmeneti valószínűség mátrixa exogén, azaz független minden egyéb változótól és attól is, hogy mennyi ideje tartózkodik a folyamat adott állapotban. Utóbbi kedvező tulajdonsága a modellnek, hiszen ezáltal alkalmas egyenlőtlen hosszúságú ciklusok modellezésére. Előbbit, a paraméterek exogén voltát gyakran a modell hátrányaként említik, azonban ehhez hozzá kell tennünk azt, hogy a minta egésze értelemszerűen hatással van arra, hogy milyen becslést értékelnek az átmeneti valószínűségekre.

A modell paramétereinek ismeretében becslés adható arra, hogy adott t időpontban a folyamat milyen valószínűséggel tartózkodott az egyes rezsimekben. Erre vonatkozóan kétfajta becslés adható: a t időpontig rendelkezésre álló adatok ismeretében adott becslést nevezik szűrt valószínűségnek (filtered probability) és a teljes minta ismeretében adott becslést simított valószínűségnek (smoothed probability). Adott t időponthoz K^{p+1} szűrt valószínűségek tartoznak, amelyek azt a feltételes valószínűséget adják meg, hogy a t -edik időpont az i -edik rezsim, a $t-1$ -edik a j -edik rezsim, ..., és a $t-p$ -edik időpont a l -edik rezsim volt:

$$P(\xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-p} | y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0). \quad /16/$$

A simított valószínűségnek pedig K lehetséges értéke van minden t -re:

$$P(\xi_t | y_T, y_{T-1}, y_{T-2}, \dots, y_0). \quad /17/$$

(Ezen valószínűségek számításának menetét lásd *Hamilton (1994)* 22-ik fejezetében.)

Az első alkalmazás az amerikai üzleti ciklusok vizsgálatára vonatkozott, amelynek fő indokát az adta, hogy a fellendülés és a visszaesés időszakában más jellemzői vannak a gazdaságnak. A dollár árfolyamának vizsgálatakor is figyelemreméltó eredményeket mutatott a modell, hiszen a dollár árfolyama jelentős, több éven át tartó ciklusokat mutatott.⁹

J. D. Hamilton és *R. Susmel* 1994-ben¹⁰ kiterjesztette az ARCH-folyamatokra a rezsimváltós modellt a következő specifikáció alapján:

$$\varepsilon_t = \tilde{\varepsilon}_t \sqrt{g_{\xi_t}}, \quad /18/$$

⁹ Lásd *Engle–Hamilton (1990)*. Az általuk bemutatott modell a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzőnek bizonyult.

¹⁰ Pontosabban: *Hamilton* és *Susmel* változatlan paraméterű autoregresszió esetét vizsgálta (μ és ϕ , állandók), továbbá az ARCH-specifikációban lehetővé tették, hogy negatív hibatarok esetén magasabb legyen a feltételes variancia.

ahol g_{ξ_t} a rezsimtől függő skálatényező és $\tilde{\varepsilon}_t$ egy szokásos ARCH(q)-folyamatot követ (lásd a /3/ és a /4/ egyenletet):

$$\tilde{\varepsilon}_t = \omega_t \sqrt{h_t} , \quad /19/$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \tilde{\varepsilon}_{t-q}^2 . \quad /20/$$

A modellt SWARCH(K, q)-ra (Switching regime ARCH) keresztelték el. A modell a GARCH specifikációra nem terjeszthető ki, mert a /14/ feltételes sűrűségfüggvény csak véges számú rezsim függvénye lehet. Ezen megszorítás azonban empirikusan nem bizonyult korlátozósnak: mind Hamilton és Susmel eredményei, mind pedig a jelen tanulmányban bemutatott eredmények a SWARCH-modell megfelelő illeszkedéséről tanúskodnak, és különböző statisztikák alapján felülmúlják a GARCH-modellt.

Előrejelzés a következő gondolatmenet alapján származtatható egy SWARCH-modellből. Ha az állapotok bizonyossággal ismertek lennének, akkor

$$\begin{aligned} & E\left(\varepsilon_{t+k}^2 \mid \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}, \tilde{\varepsilon}_t, \tilde{\varepsilon}_{t-1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{t-q+1}\right) = \\ & = E\left(g_{t+k} \tilde{\varepsilon}_{t+k}^2 \mid \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}, \tilde{\varepsilon}_t, \tilde{\varepsilon}_{t-1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{t-q+1}\right) = \\ & = E\left(g_{t+k} \mid \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}\right) E\left(\tilde{\varepsilon}_{t+k}^2 \mid \tilde{\varepsilon}_t, \tilde{\varepsilon}_{t-1}, \dots, \tilde{\varepsilon}_{t-q+1}\right), \end{aligned} \quad /21/$$

ahol az utolsó egyenlőség abból következik, hogy ξ_t független ω_τ -tól és $\tilde{\varepsilon}_\tau$ -tól minden t -re és τ -ra. A skálafaktor előrejelzése:

$$E\left(g_{t+k} \mid \xi_t, \xi_{t-1}, \dots, \xi_{t-q+1}\right) = \sum_{j=1}^K g_j Pr\left(\xi_{t+k} = j \mid \xi_t\right), \quad /22/$$

ahol a feltételek ξ_t -re csökkenése a Markov-tulajdonságból következik. Könnyen belátható,¹¹ hogy

$$\begin{bmatrix} P\left(\xi_{t+k} = 1 \mid \xi_t = j\right) \\ P\left(\xi_{t+k} = 2 \mid \xi_t = j\right) \\ \vdots \\ P\left(\xi_{t+k} = K \mid \xi_t = j\right) \end{bmatrix} = \mathbf{P}^k \mathbf{e}_j , \quad /23/$$

ahol \mathbf{P} az átmeneti valószínűségek /15/-ben definiált mátrixa, és \mathbf{e}_j a $K \times K$ elemű egység-

¹¹ Ez abból következik, hogy az átmeneti valószínűségek $K \times 1$ -es vektora, Λ_t – amelynek j -edik eleme 1 ha $\xi_t = j$ és a többi elem nulla, azaz $\Lambda_t \equiv (0, 0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)'$ – elsőrendű autoregresszív folyamatot követ: $\Lambda_t = \mathbf{P} \Lambda_{t-1} + \boldsymbol{\omega}_t$, ahol $\boldsymbol{\omega}_t$ nulla várható értékű és a múltbeli információk alapján előrejelezhetetlen $K \times 1$ -es vektor. A k periódusú előrejelzéshez a \mathbf{P} mátrixot a k -adik hatványra kell emelni, azaz $E\left(\Lambda_{t+k} \mid \Lambda_t, \Lambda_{t-1}, \dots\right) = \mathbf{P}^k \Lambda_t$, így ha a t -edik időpontban a j -edik állapotban volt a folyamat, akkor értelemszerűen adódik /23/.

mátrix j -edik oszlopa. Tehát a /22/-ben felírt várható érték egyszerűen $\mathbf{g}'\mathbf{P}^m \mathbf{e}_j$, ahol \mathbf{g} a skálatényezők $K \cdot 1$ -es vektora.

A /21/ várható érték második tagja könnyen adódik az ARCH-folyamat előrejelzéséből, azaz a /11/ egyenlet iterálásából, ahol az iteráció első eleme ($h_{t+1|t} \equiv h_{t+1}$) a /20/ egyenlet alapján adódik a t -edik időpontbeli értékeket behelyettesítve, és értelemszerűen $\delta_1 = 0$.

A gyakorlatban azonban az egyes állapotok nem ismertek bizonyossággal, hanem ezeket is a mintából becsüljük. Ezért az előrejelzéshez minden egyes állapothoz tartozó előrejelzést ki kell számolni, majd a becsült állapot-valószínűségekkel kell összesúlyozni őket.

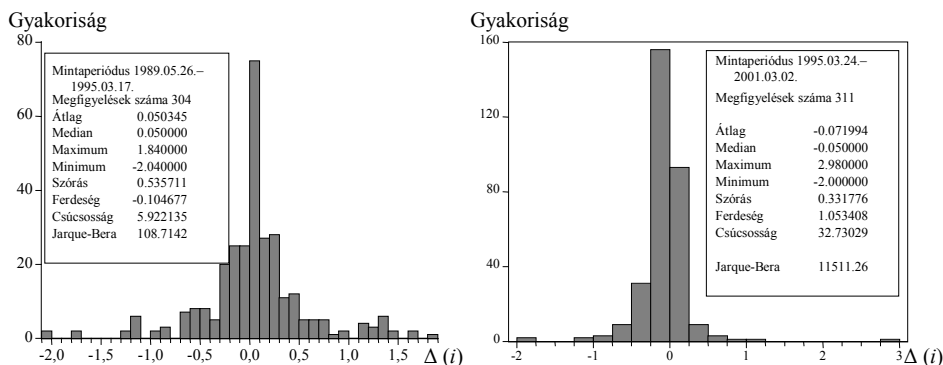
EMPIRIKUS EREDMÉNYEK

Amint a bevezetésben említettük, a három hónapos diszkont kincstárjegy hozamának a csúszó árfolyamrendszer időszaki heti változásaira illesztettük a modelleket 1995. március 24. és 2001. március 2. között. A SWARCH-modelleket számos alternatív modellel hasonlítottuk össze. A legegyszerűbb alternatív modell a konstans variancia (KV) feltételezése, ahol

$$\hat{\sigma}_{KV}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta i_t - T^{-1} \sum_{j=1}^T \Delta i_j \right)^2.$$

Ekkor mindössze két paraméter becsülésére van szükség (mintaátlag és variancia), és az előrejelzés minden időpontra $\sigma_{t+k|t}^2 = \hat{\sigma}_{KV}^2$ minden t -re és k -ra, ahol $\sigma_{t+k|t}^2$ a t -edik időpontban a $t+k$ -adik időpontra vonatkozó varianciabecslést jelenti. Szintén egyszerű alternatív modellt ad egy autoregresszív modell klasszikus legkisebb négyzetek (KLNМ) becslése, ahol a hibatag becsült varianciája adja minden t -re és k -ra a keresett előrejelzést, $\sigma_{t+k|t}^2 = \hat{\sigma}_{KLNМ}^2 \equiv \hat{\sigma}_{\varepsilon_t}^2$, ahol ε_t a regresszió hibatagját jelöli. Egy AR(1)-modell tűnt statisztikailag megfelelőnek, így ennél a modellenél három paraméter becsülésére van szükség (regressziós konstans, autoregresszív paraméter, hibatag varianciája).

4. ábra. A három hónapos kamatláb heti változásainak hisztogramja és főbb mutatói



Megjegyzés. A bal oldali ábra a kiigazítható rögzítés, a jobb oldali a csúszó árfolyamrendszer időszakára vonatkozik.

A feltételes heteroszkedaszticitás különböző modelljeinek illesztése a kamatlábváltozásra

Megnevezés	Konstans variancia	KLNM-	GARCH-	GARCH-	IGARCH-	IGARCH-	SWARCH-	SWARCH-	SWARCH-	SWARCH-
		modell								
			<i>N</i>	<i>t</i>	<i>N</i>	<i>t</i>	<i>N</i>	<i>t</i>	<i>N</i>	<i>t</i>
Eloszlás										
Rezsím	1	1	1	1	1	1	2	2	3	3
Paraméter	2	3	5	6	4	5	7	8	10	11
LogL.			27,48	99,72	26,03	96,75	92,76	103,10	95,00	103,30
μ		-0,050 (-2,72)	-0,006 (-0,61)	-0,025 (-4,02)	-0,011 (-1,03)	-0,026 (-9,97)	-0,015 (-2,82)	-0,023 (-3,86)	-0,014 (-2,82)	-0,022 (-3,80)
ϕ		0,301 (5,53)	0,384 (4,78)	0,285 (4,55)	0,412 (5,09)	0,300 (4,84)	0,401 (7,24)	0,253 (4,31)	0,342 (6,27)	0,257 (4,38)
α_0			0,0097 (3,63)	0,0116 (1,08)	0,0131 (3,87)	0,0073 (2,38)	0,0042 (3,28)	0,0064 (2,39)	0,0029 (3,09)	0,0058 (2,45)
α_1			0,903 (4,74)	1,987 (1,15)	0,677 (7,84)	0,608 (6,11)	0,857 (4,99)	0,542 (1,73)	0,853 (4,37)	0,507 (1,70)
δ_1			0,348 (5,47)	0,349 (3,78)	0,323 (3,74)	0,392 (3,94)				
ν				2,34 (6,46)		3,04 (9,36)		3,38 (3,99)		3,57 (3,73)
g_2							20,93 (3,77)	12,87 (2,90)	6,31 (1,49)	10,09 (1,97)
g_3									36,87 (2,13)	20,23 (1,61)
$MSE(1)$	0,3844	0,3369	0,3919	1,5328	0,2908	0,3025	0,2483	0,2522	0,2607	0,2491
$MAE(1)$	0,1632	0,3378	0,1630	0,3204	0,1310	0,1310	0,1270	0,1162	0,1287	0,1139
$MSE(13)$	0,3996	0,3479	86,166	1,3e+9	0,5213	0,4736	0,3092	0,3111	0,3060	0,3117
$MAE(13)$	0,1663	0,3268	2,8484	9094,0	0,3083	0,2396	0,1219	0,1143	0,1234	0,1208

Megjegyzés. A mintaidőszak 310 heti megfigyelést tartalmaz 1995. március 31. és 2001. március 2. között. A KLNМ-becsítés log-likelihood értéke normális eloszlást feltételezve: -83,17;

$$MSE(k) = (T - k)^{-1} \sum_{t=1}^{T-k} \left(\hat{\varepsilon}_{t+k}^2 - \sigma_{t+k|t}^2 \right)^2 ; MAE(k) = (T - k)^{-1} \sum_{t=1}^{T-k} \left| \hat{\varepsilon}_{t+k}^2 - \sigma_{t+k|t}^2 \right| ; \text{ ahol } \hat{\varepsilon}_t \text{ a becstült egyenlet hibatagja, illetve a konstans varianciát feltételező modellnél}$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \Delta i_t - T^{-1} \sum_{j=1}^T \Delta i_j .$$

Az említett két egyszerű modellnél nincsen szükség eloszlásbeli feltevésre,¹² és mivel az előrejelzés azonos minden t -re és k -ra, ezért az egyhetes és a negyedéves előrejelzéseknek a táblában bemutatott statisztikái csak azért különböznek egymástól, mert az utóbbinál az előrejelzés értékelésénél 12-vel kevesebb megfigyelés áll rendelkezésre.

Az autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitást feltételező modelleket normális és t eloszlás feltételezésével is kiszámítottuk. A kamatláb változásának hisztogramját mutató 4. ábrán látható, hogy az empirikus eloszlás szélesebb szélekkel rendelkezik, mint a normális eloszlás. Mint ismeretes, a t -eloszlás a szabadságfok növekedésével a normális eloszláshoz tart, így a becsült szabadságfok nagyságrendje is választ adhat arra a kérdésre, hogy vajon megfelelő lehet-e a normális eloszlás feltételezése.

Elsőként GARCH(1,1)-modelleket becsültünk maximum likelihood eljárással.¹³ Mint a táblában látható, a feltételes variancia egyenletének paraméterbecslései szétrobbanó (explosive) folyamatot jeleznek ($\alpha_1 + \delta_1 > 1$), ami tükröződik az előrejelzési hiba nagymértékű emelkedésében az előrejelzés időtávjának növekedésével. A szétrobbanó varianciafolyamat miatt megbecsültük a modellt IGARCH(1,1)-specifikáció¹⁴ – azaz az $\alpha_1 + \delta_1 = 1$ korlátozás – mellett is. Ezen specifikáció egyhetes időtávon jobban jelzi előre a variancia változását, mint a KV modellje, ugyanakkor az előrejelzés időhorizontjának növekedésével romlik az előrejelzés pontossága, és negyedéves szinten az egyszerű KV-modell és az MSE alapján a KLMN becsült hibatag szórása is jobb előrejelzőnek bizonyult. Az eredmény oka feltehetően az, hogy valóban léteznek ARCH-hatások (ezért rövid távon javul az előrejelzés), ugyanakkor a feltételes varianciát az IGARCH-modell rosszul írja le, azaz a varianciát érő sokkok csak átmenetiek, szemben az IGARCH által feltételezett tartóssággal.

A GARCH és az IGARCH modellek gyenge szereplése mindenképpen felveti a feltételes variancia eltérő specifikálásának szükségességét. Hamilton és Susmel (1994) egyik fő motivációja a SWARCH-modellek kifejlesztésekor is az volt, hogy a GARCH-modellek által gyakran jelzett nagyfokú perzisztencia ($\alpha_1 + \delta_1$ magas értéke) gyakran az ARCH-folyamatban bekövetkező strukturális töréseknek tulajdonítható, amelyet az is alátámaszt, hogy a perzisztencia értéke jelentősen változik, ha különböző részmintákra becsülik a modelleket. Ha a kamatláb heti változásait figyeljük meg, akkor a strukturális törések vagy más néven „rezsimek” jelenléte nagyon is valószínűnek látszik: nem csupán alacsony és magas változékonyságú időszakok váltogatják egymást, ahogyan az egy (G)ARCH-folyamatnál szokásos, hanem kevés számú időszakban kiemelkedően nagyfokú változékonyság jellemzi az időszakot. A Markov-rezsimváltós ARCH-modell kifejezetten alkalmas olyan idősorok modellezésére, amelyeknek varianciája hirtelen, eltolásszerűen változik.

Két- és háromállapotú SWARCH-modelleket becsültünk maximum likelihood eljárással.¹⁵ A kétállapotú modellek paraméterbecslése robusztus eredményre vezetett: tetszőleges kezdőértékekből az ML becslése ugyanazon maximumhoz konvergált. Amint a táblában látható, a variancia perzisztenciája jelentősen csökkent: a normális eloszlást

¹² Ugyanakkor a KLMN-becslés log-likelihood értéke normális eloszlást feltételezve -83,17.

¹³ A GARCH- és IGARCH-modellekhez a likelihood függvény GAUSS-program kódolását R. Schoenberg internet honlapjáról töltöttük le (<http://faculty.washington.edu/rons/>).

¹⁴ IGARCH: Integrated GARCH.

¹⁵ A SWARCH-modellekhez a likelihood függvény és a valószínűségek kiszámításának GAUSS-program kódolását J. D. Hamilton internet honlapjáról töltöttük le (<http://weber.ucsd.edu/~jhamilton>).

feltételező modellnél 0,857-re, míg a t -eloszlásnál 0,542-re. (Mindegyik SWARCH-specifikációnál mind a várható értéknél, mind a varianciánál az elsőrendű autoregresszió elégségesnek bizonyult.) A második rezsimben 13-20-szor magasabb a folyamat varianciája. Az átmenti valószínűségek becsült mátrixa:

$$\hat{\mathbf{P}}^{(N-SWARCH(2,1))} = \begin{bmatrix} 0,943 & 0,119 \\ 0,057 & 0,881 \end{bmatrix}, \quad \hat{\mathbf{P}}^{(t-SWARCH(2,1))} = \begin{bmatrix} 0,931 & 0,069 \\ 0,069 & 0,931 \end{bmatrix}$$

Mindkét állapot jelentős perzisztenciát mutat, például 93-94 százalék annak a valószínűsége, hogy az alacsony változékonyságú állapotot szintén az alacsony változékonyságú állapot követi, függetlenül attól, hogy mióta van a folyamat ebben az állapotban. Ezen valószínűségből ugyanakkor kiszámolható az adott állapot átlagosan várható hosszúsága, amely például a normális eloszlást feltételező modellnél $1/(1-p_{11}) = 17,5$ és $1/(1-p_{22}) = 8,4$, amelyek a folyamat időegységében, azaz a hetek számában értendők.

A SWARCH-modellek illesztése jelentősen javítja az előrejelző képességet: mind a kétállapotú, mind a háromállapotú modellek jobb eredményt adnak az összes eddigi modellnél. A táblában bemutatott négy modell között e tekintetben alig van különbség.

A két- és háromállapotú modellek előrejelzései közötti elhanyagolható különbség a háromállapotú modell ellen szól, hiszen ennél jóval több paraméter becslésére van szükség. Emellett a log-likelihood érték is csak igen kis mértékben emelkedik. A háromállapotú modellek becslésére elsősorban azért került sor, mert egy közgazdasági kérdést is feltettünk az árfolyamrendszer hitelességével kapcsolatban. Ugyanis a kétállapotú modell becsült állapotvalószínűségei arra mutattak rá, hogy mikor lehetett a folyamat az alacsony és mikor a magas variancia állapotában, azonban a variancia mind a felértékelési, mind a leértékelési spekuláció időszakában megemelkedik. A háromállapotú modell megkülönböztetheti a két különböző irányú – a spekulatív, valamint a nemspekulatív – időszakokat, ha azt feltételezzük, hogy ezen időszakok a variancia skálatényezőjében (g_{ξ_t}) különböznek egymástól.

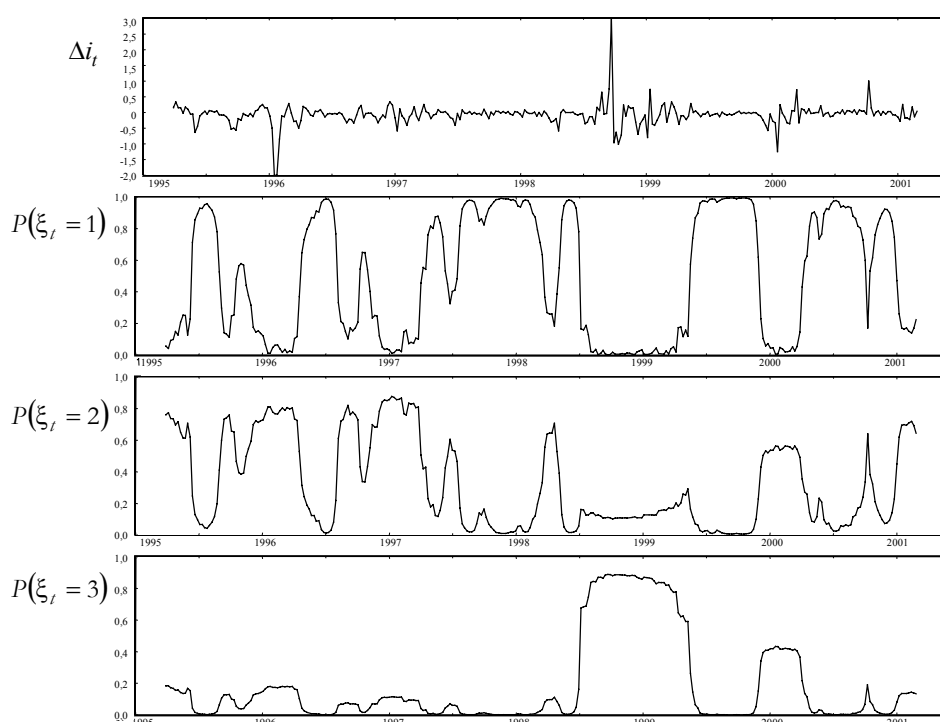
A háromállapotú modellek becslése érzékenynek bizonyult a kezdőértékekre, azaz más-más kezdőértékektől indítva a maximalizációt, a becslés a likelihood függvény más-más lokális maximumához konvergált. Ezen túlmenően – hasonlóan Hamilton és Susmel eredményeihez – az átmeneti valószínűségek mátrixában néhány elemre nullához közeli eredmény adódott. Ezek miatt a mátrix néhány elemére nulla korlátozást vetettünk ki, amely korlátokat közgazdasági megfontolás alapján alakítottuk ki: legyen nulla annak a valószínűsége, hogy a felértékelési és a leértékelési spekulációk időszakai közvetlenül követik egymást. Ezen korlátozások melletti eredményeket mutatják a következő átmeneti mátrixok:

$$\hat{\mathbf{P}}^{(N-SWARCH(3,1))} = \begin{bmatrix} 0,901 & 0,113 & 0,106 \\ 0,055 & 0,887 & 0 \\ 0,044 & 0 & 0,894 \end{bmatrix}, \quad \hat{\mathbf{P}}^{(t-SWARCH(3,1))} = \begin{bmatrix} 0,924 & 0,084 & 0,047 \\ 0,059 & 0,916 & 0 \\ 0,017 & 0 & 0,953 \end{bmatrix}.$$

A három állapot simított valószínűségeit a t -eloszlás esetén az 5. ábra, normális eloszlás mellett pedig a 6. ábra mutatja. Figyelemreméltó az állapotvalószínűségek időbeli

alakulásának összevetése: normális eloszlás mellett a valószínűségek sokkal változó-nyabbak, mint t -eloszlás mellett.¹⁶ Ennek az lehet az oka, hogy a normális eloszlás szűkebb szélekkkel rendelkezik, és ezért kevésbé fogadja el, hogy egy-egy nagyobb mértékű változás az adott eloszlásból (rezsimből) származik. Feltehetően ez magyarázza azt is, hogy a harmadik állapot, amelyet a leértékelési spekuláció időszakaként definiálhatunk, a normális eloszlásnál sokkal magasabb skálatényezővel rendelkezik (36,87), mint t -eloszlás esetén (20,23).

5. ábra. SWARCH-állapotvalószínűségek: három hónapos kamatlábváltozás és t -eloszlás esetén (1995. március 31–2001. március 2.)



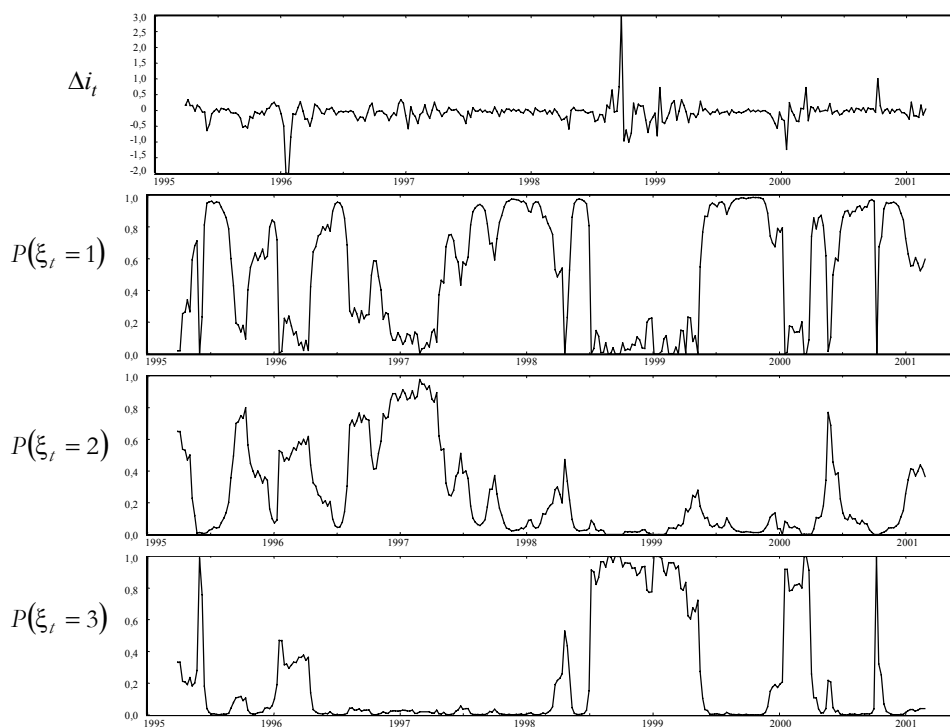
Megjegyzés. A legfelső részára a kamatláb heti változását mutatja, az alsó három pedig a három rezsim simított valószínűség-bebecslését, $P(\xi_t | \Delta i_T, \Delta i_{T-1}, \Delta i_{T-2}, \dots, \Delta i_0)$.

A két modell becsült átmeneti mátrixát összehasonlítva, közös vonásuk, hogy az első rezsimből (amelyet spekulációmentes alapállapotnak tekintünk), a leértékelési spekulációs állapotba való átmenet valószínűsége (1,7-4,4%) kisebb, mint a felértékelési spekulációs állapotba átmenetnél (5,5-5,9%). Ez közgazdaságilag elfogadható eredmény, hiszen tudjuk, hogy a Magyar Nemzeti Banknak sokkal többször kellett beavatkoznia a forint védelmében a sáv erős szélénél, mint a gyenge szélénél. Mindhárom állapotnál az adott állapotban maradás esélyei viszonylag magasak, ugyanakkor a nor

¹⁶ Az ábrák a simított valószínűségek értékeit mutatják. A szűrt valószínűségek esetében még jelentősebb a különbség.

mális eloszlásnál ezen értékek kisebbek, amit az előbb említett vékony eloszlásszél magyarázhat. Figyelemre méltó eredmény, hogy bár a leértékelési spekuláció állapotába kerülésének becsült valószínűsége nagyon kicsi, az ittmaradás esélye a legnagyobb a három rezsim közül a t -eloszlást feltételező modellnél. Az átmeneti valószínűségek ábráján látható, hogy ez a rezsim nagy valószínűséggel hosszabb időszakban, az orosz és a brazil válság időszakában, valamint kisebb valószínűséggel 2000 elején volt jellemző. Tanulságos a két modellt összevetni a 2000 novemberi kamatemelést illetően. Ekkor az MNB az infláció visszaszorítása érdekében kamatot emelt, de a különböző mutatószámok alapján az árfolyamsáv hitelessége nem mérséklődött. A t -eloszlást feltételező modell alapján is ezt a következtetést lehet levonni, a normális eloszlást feltételező modell azonban gyakorlatilag egy valószínűséget társít a harmadik állapothoz, amelyet leértékelési spekulációs időszaknak tekintettünk. Ezen eredmények is a t -eloszlást feltételező modell alkalmazását erősítik.

6. ábra. SWARCH-állapotvalószínűségek három hónapos kamatlábváltozás és normális eloszlás esetén (1995. március 31–2001. március 2.)

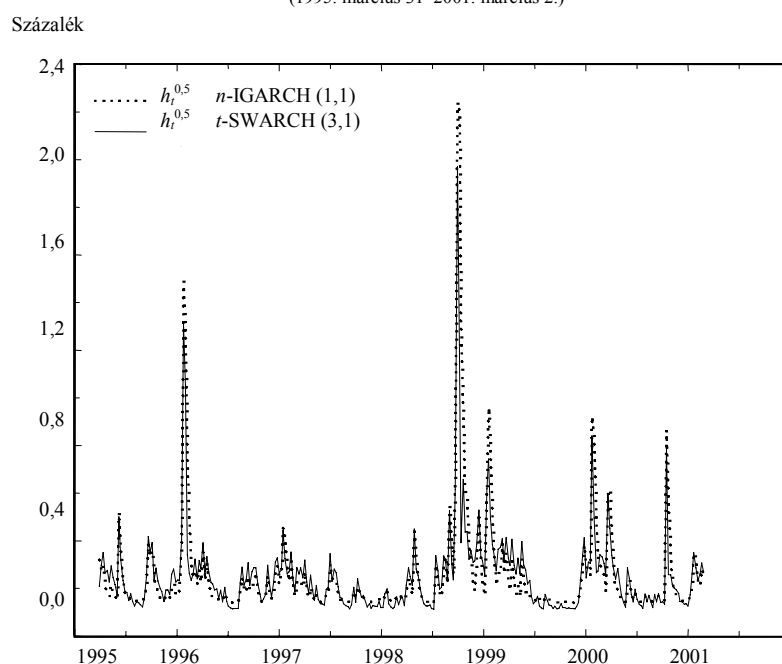


Megjegyzés. Lásd az 5. ábránál.

Az eredmények értékelésekor érdemes még kiemelni, hogy a t -eloszlás becsült szabadságfoka mindegyik modellnél meglehetősen alacsonynak bizonyult, 2,3-3,6 között alakult. Ez arra utal, hogy a t -eloszlás jobban közelíti a kamatlábváltozás mintabeli eloszlását, mint a normális eloszlás.

Végezetül a 7. ábra a feltételes szórás, azaz a $\sqrt{h_t}$ értékét mutatja a normális eloszlást feltételező IGARCH- és a t -eloszlást feltételező háromállapotú SWARCH-modell esetén.

7. ábra. A három hónapos kamatlábváltozás becült autoregresszív feltételes szórása n -IGARCH(1,1)- és t -SWARCH(3,1)-modellekkel (1995. március 31–2001. március 2.)



Bár a modellek jelentősen különböznek egymástól, a becült feltételes szórás hasonló. Ennek magyarázata az, hogy az egyértelműen jelen levő ARCH-hatások miatt rövid távon az IGARCH-folyamat is viszonylag jól jellemzi a modellt – amint az a táblában látható –, az egyhetes előrejelzés csak kismértékben rosszabb az IGARCH-, mint a SWARCH-modell esetében. Az IGARCH-modell azért kedvezőtlenebb, mert a variancia tartós és nagyarányú ingadozásait – azaz a strukturális változásokat – nem tudja megfelelően megragadni.

*

A tanulmány kiindulópontja az árfolyamrendszer hitelességének vizsgálata volt. A hitelesség elemzésére kézenfekvőnek látszik egy rezsimváltós modell alkalmazása, hiszen joggal feltételezhetjük, hogy más jellemzői vannak a hiteles rögzítésnek és más a spekulatív támadás időszakának. Az árfolyamrendszer sajátosságai miatt azonban az árfolyamra nem lehet megfelelő empirikus becsléseket végezni, viszont a kamatlábváltozásra igen, hiszen a kamatláb alakulása szoros összefüggésben áll az árfolyamrendszer hitelességével.

A három hónapos kincstárjegy heti idősorát vizsgáltuk az 1995. március 24. és a 2001. március 2. közötti időszakban. Mivel a kamatláb alakulása a feltételes heteroszkedaszticitás jegyeit mutatta, ezért a SWARCH-modellt alkalmaztuk, amely összekapcsolja a Markov-láncú rezsimműködés modellt a feltételes heteroszkedaszticitással. Összehasonlításként megvizsgálva számos alternatív modellt is, az eredmények egyértelműen a SWARCH-specifikáció mellett szólnak. A SWARCH-modellek közül azonban a két- és háromállapotú modellek között alig mutatkozott különbség, mind a likelihood-függvény maximalizált értékei, mind az előrejelzési hibák gyakorlatilag azonosak voltak, ugyanakkor közgazdaságilag a háromállapotú modell becsült állapotvalószínűségei jobban interpretálhatók.

IRODALOM

- BOLLERSLEV, T. (1986): Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31. évf. 307–327. old.
- BOLLERSLEV, T. – CHOU, R. – KRONER, K. F. (1992): ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52. évf. 5–59. old.
- ENGLE, R. F. (1982): Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50. évf. 987–1007. old.
- ENGLE, C. – HAMILTON, J. D. (1990): Long swings in the dollar: Are they in the data and does market know it? *American Economic Review*.
- GÓMEZ-PUIG, M. – MONTALVO, J. G. (1997): A new indicator to assess the credibility of the EMS. *European Economic Review*, 41. évf. 1511–1535. old.
- HAMILTON, J. D. (1989): A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57. évf. 357–384. old.
- HAMILTON, J. D. (1994): *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey. 799 old.
- HAMILTON, J. D. – SUSMEL, R. (1994): Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64. évf. 307–333. old.

SUMMARY

The paper studies the credibility of the Hungarian exchange rate regime with regime switching models. Due to special characteristics of the crawling target zone exchange rate system in place the author analyses the behaviour of interest rates. Adapting the switching regime ARCH (SWARCH) specification of Hamilton–Susmel it can be assumed that a change in the volatility of the interest rate indicates changing exchange rate credibility. The model allows to identify periods of credibility and speculative attacks. In addition, SWARCH models outperform many other models in forecasting interest rate volatility.

EZREDFORDULÓ UTÁN, EZREDFORDULÓ ELŐTT*

VÉGVÁRI JENŐ

A hatvanas évek végén Magyarországon kialakuló jövőkutatásra vonatkozó egyik első tanulmány 1969-ben jelent meg (*Végvári; 1969*), amely megkísérelte megbecsülni: mennyi lesz Magyarországon 2000-ben az egy főre jutó nemzeti jövedelem dollárban. A tanulmány szerint – bizonyos körülmények között – Magyarország ilyen értelmű gazdasági fejlettsége 2000-ben megközelítheti és elérheti egyes nyugat-európai országok színvonalát. Az akkor becsült számadatokat most szembesíteni lehet a valósággal. A becslések alapjául szolgáló feltételezések egyike sem teljesült, elmaradásunk Nyugat-Európához képest – ismert módon – nem mérséklődött, hanem tovább nőtt. Az egy lakosra jutó magyar GDP 2000-ben mintegy fele az Európai Unió átlagának. Jelen tanulmány ennek ismeretében kísérletet tesz annak becslésére is, hogy Magyarország mennyi idő alatt zárkozhat fel az Európai Unió átlagához.

TÁRGYSZÓ: Jövőkutatás. Előrejelzés.

A XX. század hatvanas éveinek második felében a budapesti Marx Károly Közgazdaságtudományi Egyetemen *dr. Kovács Géza* egyetemi tanár vezetésével egyetemi oktatókból, hallgatókból, néhány külső szakértőből álló, jövőkutatással foglalkozó kutatócsoport alakult. Ez a csoport volt az egyik csirája az egyetemen 1992-ben létrejött önálló Jövőkutatási Tanszéknek, amely 2000-ben Jövőkutatási Kutatóközponttá alakult át. A hajdani csoport munkája alapján született első nyilvánosságra került tanulmány a *Statisztikai Szemle*-ben jelent meg (*Végvári; 1969*). A tanulmány kísérletet tett annak becslésére, hogy mennyi lesz Magyarországon 2000-ben az SNA-alapon számított egy főre jutó nemzeti jövedelem (nettó nemzeti termelés) dollárban, vásárlóerő-paritáson. Azóta több mint három évtized telt el, és beköszöntött az akkor távolinak látszó 2000. esztendő. Nem érdektelen utána járni: a becslések mennyiben voltak helytállóak, teljesültek-e azok a feltételezések, amelyekre a becslések épültek. Egyben alkalom nyílik újabb – talán realisabb – előretekintésre is.

Néhány szó a hatvanas évekről

A XX. század hatvanas éveiben a fejlett világ – a fejlett tőkés és az európai KGST-országok – gazdaságpolitikusi és közgazdasági többségének gondolatvilágát a felhőtlen

* A tanulmány a T 026271 számú, „Előttünk és mögöttünk az ezredforduló” című OTKA-kutatás keretében, *dr. Kovács Géza*nak, a közgazdaságtudomány doktorának a felkérésére készült tanulmány némileg módosított változata.

optimizmus uralta. A tőkés világ még a második világháború utáni (japán, nyugatnémet, olasz stb.) „gazdasági csodák” bővületében élt. Megszűntek a nagy gazdasági válságok, és az olcsó közel-keleti olaj, valamint az ipari termékek ehhez képest magas árszínvonala végeláthatatlan konjunktúrát sejtetett. A tőkés tulajdonos – *Keynes* nyomán – rájött (noha közvetlenül a bérek leszorításában érdekelt), hogy minden egyes dollár pótlólagos munkabér (és beruházás) a multiplikátor-hatás révén növeli a keresletet, a termelést és végső soron a profitot.

Ez a felismerés a szakadatlan konjunktúra mellett létrehozta a „jóléti állam” modelljét. A felgyorsult világban kialakult gondolkodásmód a jövőben mindent lehetségesnek tartott, elsősorban a csodát, de (esetleg) a tragédiát is.

Az európai KGST-országokban a viszonylag magas felhalmozási ráták és alacsony munkabérek mellett a gazdasági növekedés üteme általában meghaladta a tőkés országokét. „Elérni és túlszárnyalni”: ez sokak gondolkodásában akkor egyszerűen csak idő kérdése volt, és a növekedési ütemek összevetésével (például Egyesült Államok–Szovjetunió) meg is lehetett „jósolni” ennek az időtartamnak a hosszát. E gondolkodásmódot a fejlett világ mindkét részében külön dicsfénybe vonta az akkor még távoli, de megélhető, kissé misztikus 2000. év, amely mozgósította az alkotó fantáziát: megszületett (az ezredfordulóra koncentráló) a jövőkutató.

Magyarország a hatvanas években arra törekedett, hogy a viszonylag kedvező világpolitikai légkört kihasználva, a korábbi autarchiás kötöttségeitől megszabadulva, a világ-gazdaság kedvező folyamataiba bekapcsolódva, az ötvenes évek kudarcai után megvalósítsa gazdaságának és társadalmának régen esedékes modernizálását.

E törekvéseknek nem a legfontosabb, de látványos megnyilvánulása volt például a gazdaságtalan szénbányák bezárása és az adriai kőolajvezeték megépítése abból a célból, hogy az ország erőforrásai közé bekapcsolja az (akkor még) olcsó közel-keleti kőolajat. A vezető gazdaságpolitikusokban is megrendült a tervutasítások mindenhatóságába vetett hit; 1968-ban nagyszabású reformokat vezettek be. A végső cél a „szocialista piacgazdaság” megteremtése volt.

Az országban fejlődésnek indultak az egyetemeken és más intézményekben a társadalomtudományi kutatások. A Központi Statisztikai Hivatalban

- az évtized elején (Európában alighanem az elsők között) kidolgozták, majd rendszeres munkaműveletté tették az amerikai–oros *W. Leontief* által megalkotott ágazati kapcsolatok mérlegét;
- a Hivatal szervezetében a Nemzetközi osztály keretében 1963-ban Ökonometriai Laboratórium (későbbi nevén Statisztikai Módszertani Laboratórium) alakult;
- 1963-ban létrejött a Népességtudományi Kutató Csoport, mely 1968-tól a KSH Népességtudományi Kutató Intézeteként működik;
- 1967-ben létrejött az akkor a Hivatal felügyelete alá tartozó, ma már önálló intézményként működő Gazdaságkutató Intézet;
- 1970-ben megalakult a társadalomstatistikával foglalkozó szakfőosztály;
- az évtized első éveiben megkezdődött, s azután évtizedekig virágzott a két- és többoldalú termelési, termelékenységi összehasonlítások sora (Ausztriával, Franciaországgal, Jugoszláviával stb.);
- a Hivatal bekapcsolódott az ENSZ által kezdeményezett sokoldalú összehasonlításba – International Comparison Project (ICP) – (egy főre jutó GDP dollárban, vásárlóerő-paritás alapján), amelynek első eredményes kísérletében (1970-ben) Magyarország mellett kilenc ország vett részt;
- megkezdődtek a módszertani előkészületek arra, hogy az ország gazdasági teljesítményét ne csak az anyagi koncepció (MPS) szerinti nemzeti jövedelemmel, hanem a nem anyagi koncepció (SNA) alapján álló GDP-vel is kifejezzék (ezt 1970-ben vezették be).

Hasonló fejlemények mentek végbe más intézményekben is. A Marx Károly Közgazdaságtudományi Egyetemen az egész országra jellemző szellemi konjunktúra talaján, az egyetem kedvező mikroklímájában, az említett körülmények között indult meg és intézményesült a jövő kutatás.

A jövő kutatás sikeres beindulásához – a tudományos ambíciók mellett – hozzájárult az előrejelzések iránti kereslet megjelenése is. Egyes gazdasági folyamatok tervezéséhez 10-15 éves előrelátásra volt szükség; az olyan programok, mint például a terület- és várostervezés, ennél is hosszabb, 30-40 éves perspektívát igényeltek. Az első kérdés mégis az volt: milyen esélyünk van arra, hogy 30-40 éves távlatban (az ezredforduló idején) megközelítsük, elérjük, esetleg meghaladjuk Nyugat-Európa legkevésbé fejlett országait (akkor Ausztriát és Olaszországot), illetve gazdasági fejlettségben nő vagy csökken-e a különbség Magyarország és az Egyesült Államok között.

Egy igen távoli és homályos pontot (az egy főre jutó 2000. évi GDP Magyarországon, dollárban) kellett célba venni egy sörétes fegyverrel. A lövés mellément, akkor is, ha egy-egy sörét véletlenül célba talált.

Növekedési ütem: feltételezés és valóság

Az elvégzendő munkához a hatvanas évek második felében már rendelkezésre álltak azok a kutatási eredmények, amelyek alapján meg lehetett becsülni Magyarország SNA szerinti nemzeti jövedelmét – az akkori terminológia szerint nettó nemzeti termelését –, és a forintban kifejezett adatokat át lehetett számítani vásárlóerő-paritás alapján dollárra. (Csernok, 1968) A tanulmány az ország egy főre jutó nettó nemzeti termelését 1965-ben 600 dollárra becsülte. A további számítások ebből az értékből indultak ki.¹

A megismételt számítások azt fejezik ki, hogy mennyi lett volna bizonyos növekedési ütemek feltételezésével 2000-ben Magyarországon az egy főre jutó GDP 1965-ös dollárban, vásárlóerő-paritáson kifejezve. A számítások bázisa az 1965. évi egy főre jutó 750 dollár.

*Az egy főre jutó GDP 2000-ben különböző
1965–2000 közötti évi átlagos növekedési ütemek esetén*

Növekedési ütem, (százalék)	GDP (dollár, kerekítve)	Növekedési ütem, (százalék)	GDP (dollár, kerekítve)
3,5	2500	5,0	4100
4,0	3000	5,5	4900
4,5	3500	6,0	5800

Ezt a meglehetősen széles értéktartományt természetesen szűkíteni kellett, el kellett jutni egy szűkebb sávhoz, a legvalószínűbbnek látszó értékhez. Akkor valószínűnek látszott, hogy – a hatvanas évek dinamikus hazai fejlődését alapul véve – a GDP növekedési

¹ Azóta az országok gazdasági teljesítményét világszerte – Magyarországon is – a GDP-vel fejezik ki. Az akkori számítások nettó nemzeti termelésben kifejezett eredményeit ma már nem tudjuk értékelni. Ezért a legfontosabb számításokat meg kellett ismételni, most már GDP alapon. Kiindulópont ugyancsak a már hivatkozott tanulmány, amely Magyarország egy főre jutó GDP-jét 1965-ben 750 dollárra becsülte. Meg kell jegyezni: mind a 600, mind a 750 dollár módszertanilag és számításokkal megalapozott, de nem abszolút pontosságú becslés. Viszont az akkor rendelkezésre álló legjobb becslés, melyet nincs okunk és alapunk felülvizsgálni, esetleg korrigálni.

üteme tartósan 5-6 százalékos marad. A lakosság növekedésével számolva, az egy főre jutó GDP növekedését évi 5,0-5,5 százalékosra lehetett tenni, vagyis az egy főre jutó GDP az akkori feltételezések szerint 2000-ben (1965-ös dollárban) elérhette a 4000-5000 dollárt. Ehhez a következő feltételezésekkel kellett élni:

- fennmarad a kétpólusú világ, a két politikai rendszer békés versengése;
- nem következnek be az egész világgazdaságot megrázó válságok;
- a magyar gazdaság fejlődése nem lesz ciklikus;
- a növekedési ütem tartósan nem csökken 3-4 százalék alá (a kormányzat ennek esélyét a politikai kockázatok elkerülése érdekében képes lesz minimalizálni).

E feltételezések egyike sem teljesült.

– Az első feltételezéssel nem szükséges itt külön foglalkozni. A Szovjetunió veresége a hidegháborúban és vele a szocialista világ összeomlása a történelemkönyvek lapjaira tartozik. Külön értékelést igényelnek viszont a hazai fejlemények. Az ismert csehszlovákiai események nyomán nyilvánvalóvá vált, hogy Magyarország 1968. évi reformjaival egyedül maradt, a reform továbbfejlesztésének esélyei minimálisra zsugorodtak. 1972-ben azután le is zajlott az a politikai irányváltás, amely a piaci viszonyok erősítése, az ágazati minisztériumok megszüntetése, a monopóliumok megtörése stb. helyett az 1980-as évek végéig uralkodó indirekt irányítási rendszert hozta létre (ágazati irányítás, szabályozó-alku, nagyvállalati monopóliumok, a piaci viszonyok szimulálása stb.). A szocialista piacgazdaság illúzió maradt.

– Az olajárak 1973. évi hirtelen emelkedése, majd 1979. évi újabb megkétszereződése az egész világgazdaságot megrázta és átrendezte. A hazai importban a dollárban elszámolt kőolaj árszínvonala a hetvenes években több mint ötszörösére nőtt. A cserearányok drámai mértékben romlottak: 1980-ban 1972-höz képest mindkét külkereskedelmi relációban egységnyi importért 20-25 százalékkal többet kellett exportálni. Ebben a helyzetben a gazdaságpolitika átértékelésére, életszínvonal-visszaeséssel, munkanélküliséggel járó, társadalmi ütközéseket sem kizáró átalakítására lett volna szükség. Minderre nem került sor, 1974-ben megkezdődött az ország eladósodása. A fejlett nyugati világ reakcióinak kedvező elemei (az energiafogyasztás csökkentése, energiatakarékos konstrukciók, miniatürizálás, a mikroelektronika lendületes fejlődése stb.) jórészt elkerülték Magyarországot.

– A magyar gazdaság az egész időszakban ciklikusan fejlődött. A növekedési szakaszban a gazdaság húzóereje a belföldi kereslet, a fogyasztás és a felhalmozás; a növekedéshez a termelésnél gyorsabban növekvő import társul, amely azonban nem válik kiviteli expanzió forrásává, s így a gazdaság külföldön eladósodik. Az eladósodás megállítására azután visszafogják a beruházást, s ha szükséges, a fogyasztást is. Hatására javul az egyensúly, s ez újabb növekedési időszak kezdetét jelenti. A ciklusok mélypontjain a termelés stagnál, vagy növekedési üteme csökken. A ciklikusság természetesen mértekelte a növekedési ütemet.

Részben a ciklikussággal összefüggésben, részben attól függetlenül, az egész 1965-től 2000-ig terjedő időszak három nagy periódusra osztható; az egyes periódusokban a növekedési ütemek közötti különbségek tetemesek:

1. az 1965-től 1978-ig terjedő időszakban az egy főre jutó GDP gyors ütemben, évenként átlagosan 5,6 százalékkal növekedett, a külgazdasági egyensúly azonban megbomlott, 1978-ra közel 12 milliárd dollár adósság halmozódott fel;

2. az 1979-től 1989-ig terjedő időszakban kísérlet történt a megrendült egyensúly helyreállítására, „stop-go” periódusok követték egymást; az eredmény: 1,85 százalékra süllyedő növekedési ütem, 20 milliárd dolláros adósságállomány az időszak végén;

3. az 1990-től 2000-ig terjedő időszak a piacgazdaságba való átmenet időszaka. A GDP volumene hosszú válságperiódus után 1999-ben érte el, 2000-ben néhány százalékkal meghaladta az 1989. évi színvonalat, az egy főre jutó GDP növekedési üteme ebben az időszakban átlagosan 0,8 százalék volt.

A 35 éves idősakra jellemző növekedési ütemet az 1. tábla mutatja be.

1. tábla

A GDP növekedési üteme

Időszak	A GDP volumenindexe	A lakosság létszámindexe	Az egy főre jutó GDP	
			volumenindexe	növekedési üteme (százalék)
1978 (Index: 1965. év=100,0)	213,7	105,1	203,3	5,6
1989 (Index: 1978. év=100,0)	119,6	97,8	122,3	1,85
2000 (Index: 1989. év=100,0)	105,3	96,3	109,3	0,8
2000 (Index: 1965. év=100,0)	270	98,9	272	2,9

Forrás: a Központi Statisztikai Hivatal megfelelő évkönyvei.

A növekedési ütem tehát nem érte el a korabeli számításokban feltételezett legkisebb 3,5 százalékot sem. A folyamatot a gazdaságtörténet egyszer majd feldolgozza, értékeli. Itt csupán két olyan eseményt emelünk ki, melyet a hatvanas években senki sem látott előre:

- az 1973. évi olajár-robbanás, melynek hatásához a magyar gazdaság nem tudott alkalmazkodni, a nyugati országok színvonalához való közeledés helyett megkezdődött elmaradásunk növekedése;
- a Szovjetunió összeomlása, a rendszerváltás.

A Szovjetunió már a nyolcvanas években sem volt képes betölteni a „lokomotív” szerepét. Az évtized végére pedig összeomlott az egész KGST-piac, a magyar gazdaság óriási piacvesztést szenvedett el. Egy évtizedre volt szükség, hogy újra elérjük a nyolcvanas évtized bukducsolásainak nyomán elért szerény 1989. évi termelési színvonalat.

Az egy főre jutó GDP 2000-ben, dollárban

A már hivatkozott becslés szerint Magyarországon 1965-ben az egy főre jutó GDP 1965-ös dollárban, vásárlóerő-paritáson 750 dollárt tett ki. Évenkénti 2,9 százalékos növekedési ütem mellett ez 2,72-szorosára, vagyis 2040 dollárra növekedett 2000-re, ugyancsak 1965-ös dollárban kifejezve.

Az első kérdés, amelyet felteszünk: mennyi ennek az értéke 2000. évi folyó dollárban. A választ több forrásból származó becslések összevetésével kíséreljük meg megadni.

Az egyik egy világbanki információ, amely szerint száz 1965-ös dollár 522,4 1998. évi dollárnak felel meg. (Abonyi; 2000). Eszerint a 2040 dollár 1998-as dollárban kifejezve 10,65–10,66 ezer dollárnak felel meg. Ha figyelembe vesszük, hogy a dollár értékvesztése, vagyis az infláció az Egyesült Államokban az utóbbi években 2 százalék körül

ingadozott, s így 1998-hoz képest 2000-ben mintegy 4 százalékos lehetett az árszínvonal-növekedés, akkor az 1998-as árakon számított 10,65–10,66 ezer dollár 11,07–11,09 ezer dollárnak felel meg 2000. évi árszínvonalon.

A másik információ az ENSZ által szervezett nemzetközi összehasonlítás (ICP), amely szerint 1996-ban Magyarországon az egy főre jutó GDP dollárban, vásárlóerő-paritáson 9300 dollár (A bruttó hazai termék nemzetközi összehasonlításban, 1999) volt. Ha ezt továbbvezetjük azon az alapon, hogy 1996 és 2000 között az egy főre jutó GDP volumene nálunk 23,3 százalékkal növekedett, 11,46–11,47 ezer dollárt kapunk. Ezt a becslést azonban fenntartással kell fogadnunk, ugyanis az ICP módszertanát térbeli s nem időbeli összehasonlításra „találták ki”, a téma szakemberei óvnak az időbeli továbbvezetéstől.

Egy további információ szerint, amely az OECD által végzett becslésekre hivatkozik, 1998-ban az egy főre jutó GDP Magyarországon 10,615 ezer dollár volt, ugyancsak vásárlóerő-paritáson. Ezt is továbbvezethetjük 2000-re (az említett fenntartásokkal), s így 11,77–11,78 ezer dollárhoz jutunk.

A különböző forrásokból származó becslések eredményei tehát 11,0 és 11,8 ezer dollár között szóródnak. Figyelembe véve a bizonytalanságokat, s azt is, hogy a hazai GDP-adatok is előzetesek (1999) vagy becslések (2000), óvatosságból az alsó határértékeket célszerű a továbbiakban alapul venni. Vagyis fogadjuk el, hogy az egy főre jutó GDP Magyarországon 2000-ben folyó dollárban, vásárlóerő-paritáson kerek 11 ezer dollárt tesz ki. Ez az érték akár vissza-, akár előtekintésre elegendő pontosságúnak látszik (a valóságos érték biztosan több 10 ezernél és biztosan kisebb 12 ezernél).

Az a körülmény, hogy a különböző forrásokból származó becslések elég jól közelítik s egyben igazolják egymást, annak is tulajdonítható, hogy az eredeti kiindulópont – amely szerint 1965-ben az egy főre jutó GDP 1965-ös árszínvonalon, vásárlóerő-paritáson 750 dollár volt – megbízható becslés.

A következő kérdés: a hatvanas évek második felében feltételezett növekedési ütem esetén mennyi lett volna az egy főre jutó GDP 2000. évi árszinten dollárban.²

2. tábla

<i>Az egy főre jutó GDP alakulása</i>			
Növekedési ütem (százalék)	Az 1965. évi	A 2000. évi	
	dollárban		valóságos érték a feltételezett százalékában
Feltételezett			
3,5	2 500	13 500	81,5
4,0	3 000	16 000	68,8
4,5	3 500	18 900	58,2
5,0	4 100	22 300	49,3
5,5	4 900	26 300	41,8
6,0	5 800	31 100	35,4
Valóságos			
2,9	2 040	11 000	–

² A kérdés megválaszolásánál az *Abonyi Zsolt* által közölt világbanki információra, valamint az Egyesült Államok 1998 és 2000 közötti becsült árszínvonal-emelkedésére támaszkodunk.

A hatvanas években leginkább valószínűnek tartott 5,0-5,5 százalékos növekedési ütem mellett elérhető 22-26 ezer közötti színvonal egyes nyugat-európai országok (Belgium, Dánia, Németország, Hollandia, Írország, Ausztria) mai színvonalának felelt volna meg; és némileg megelőztük volna Franciaországot, Olaszországot, Svédországot, az Egyesült Királyságot; elértük volna az Egyesült Államok színvonalának 70-80 százalékát. Valójában megrekedtünk a szóban forgó 22-26 ezer dolláros színvonal 40-50 százalékánál.

A mai magyar egy főre jutó GDP nemzetközi összevetésben

Ha az 1996. évi adatok alapján Európa és Észak-Amerika országait, valamint Ausztráliát, Új-Zélandot és Izraelt az egy főre jutó GDP értéke szerint rangsorba állítjuk (lásd a 3. táblát), a 43 országból álló lista élén Luxemburg és az Egyesült Államok áll 28-30 ezer dolláros értékkel, a sereghajtók pedig Albánia és Moldova (3000 dollár alatt). A rangsor három részre osztható: az első harmadba azok az országok tartoznak, melyek körében a szóban forgó érték meghaladja a 20 ezer dollárt; 15 ország tartozik ebbe a csoportba. A második harmadot azok az országok alkotják, amelyeknek egy főre jutó GDP-je 10 és 20 ezer dollár között szóródik; ezek száma 11. A harmadik csoportba 17 ország tartozik (10 ezer dollár alatti értékkel). Magyarország 1996. évi 9300 dolláros színvonalával a harmadik csoport élén áll. Azóta, mint már korábban kimutattuk, a második csoport utolsó helyére Csehország mögé kerültünk.

3. tábla

Az egy főre jutó GDP a rangsorolt országokban 1996-ban

Ország	Dollár	Index: Magyarország=100
Luxemburg	31 800	342
Egyesült Államok	27 831	299
Norvégia	25 500	273
Svájc	25 000	268
Japán	24 000	257
Izland	23 500	252
Dánia	23 100	248
Kanada	22 700	244
Belgium	22 200	238
Ausztria	22 129	237
Németország	21 300	229
Ausztrália	21 200	228
Hollandia	21 100	226
Franciaország	20 400	219
Olaszország	20 200	217
Svédország	19 900	214
Egyesült Királyság	19 500	209
Finnország	19 000	204
Írország	18 300	196
Új-Zéland	17 600	188
Izrael	17 300	186
Spanyolország	15 300	164

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Ország	Dollár	Index: Magyarország=100
Portugália	13 800	148
Szlovénia	13 300	143
Görögország	13 200	142
Csehország	12 700	136
<i>Magyarország</i>	<i>9 300</i>	<i>100</i>
Szlovákia	8 900	95
Mexikó	7 200	77
Lengyelország	6 900	74
Oroszország	6 800	73
Észtország	6 600	71
Románia	6 600	71
Horvátország	6 300	67
Törökország	6 000	64
Litvánia	5 800	62
Fehéroroszország	5 200	55
Lettország	5 000	54
Bulgária	5 000	53
Macedónia	4 200	45
Ukrajna	3 300	36
Albánia	2 900	31
Moldova	2 100	23

Forrás: A bruttó hazai termék nemzetközi összehasonlítása, 1996. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 1999.

Az 1996. évi helyezés súlyos visszaesést jelez ahhoz képest, hogy a hatvanas és hetvenes évek fordulója táján – akkori becslések szerint – a rangsorban a második harmad első harmadában helyezkedtünk el. Ezt, ha nem is bizonyítja egyértelműen, de valószínűsíti az 1970. évi nemzetközi ICP-összehasonlítás vásárlóerő-paritáson számított eredménye.

4. tábla

Az egy főre jutó GDP 1970-ben az ICP-összehasonlítás szerint

Ország	Dollár	Index: Magyarország=100,0
Egyesült Államok	4801	248,1
Franciaország	3600	186,0
Német Szövetségi Köztársaság	3585	185,3
Japán	2952	152,6
Egyesült Királyság	2895	149,5
Olaszország	2199	113,6
<i>Magyarország</i>	<i>1935</i>	<i>100,0</i>
Kolumbia	763	39,4
India	342	17,7
Kenya	274	14,2

Forrás: A bruttó hazai termék és vásárlóerő nemzetközi összehasonlításának a rendszere, 1970. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 1976.

Mint látható, 1970-ben Nyugat-Európa vezető országainak színvonalától nem voltunk kilátástalanul lemaradva, s Olaszország csak „karnyújtásnyira” állt előttünk. Jelenlegi elmaradásunk mértéke részben a nyolcvanas években, részben a kilencvenes évtizedben alakult ki.

A továbbiakban a nemzetközi összehasonlítást az EU-országokra és a tagjelöltekre szűkítjük le. (Lásd az 5. táblát.) Az EU országai gazdasági fejlettség szempontjából meglehetősen homogének, csak három ország – Spanyolország, Portugália és Görögország – marad el jelentősebben az EU-átlagtól. A korábban szintén lemaradó Írország hihetetlen gyorsasággal küzdötte fel magát az élboly közelébe.

5. tábla

Az egy főre jutó GDP 1998-ban

Ország	Dollár	Index: EU-átlag=100
Európai Unió országai		
Luxemburg	35 640	165
Dánia	25 786	119
Ausztria	23 884	110
Belgium	23 569	109
Hollandia	23 301	108
Németország	22 841	105
Írország	22 696	105
Franciaország	21 443	99
Svédország	21 389	99
Olaszország	21 341	99
Egyesült Királyság	21 291	98
Finnország	21 131	98
Spanyolország	16 353	75
Portugália	15 444	71
Görögország	13 997	65
EU 15 átlaga	21 664	100
EU tagságra várók		
Szlovénia	14 732	68
Csehország	12 998	60
<i>Magyarország</i>	<i>10 615</i>	<i>49</i>
Szlovákia	9 965	46
Lengyelország	8 449	39
Észtország	7 799	36
Litvánia	6 716	31
Lettország	5 849	27
Románia	5 849	27
Bulgária	4 983	23

Forrás: Hungary and the European Union. Hungarian Central Statistical Office, Budapest, 2000. OECD–EUROSTAT-becslések.

A tagságra várók közül elsősorban Szlovéniának és Csehországnak, másodsorban Magyarországnak és Szlovákiának van esélye arra, hogy nem hosszú idő után elérje a három lemaradó EU-ország szintjét. Magyarország esélyei 1998 óta javulóban vannak: a

kilencvenes évek második felében elért és tartott növekedési pálya 5-6 százalékos növekedési ütemet ígér akár hosszabb távon is, míg például a versenytárs Csehországnak most fizeti meg azt a tandíjat, amelyet mi már 1990-1995-ben megfizettünk. Rövid távon szerényebbek a felzárkózási esélyei Lengyelországnak és Észtországnak (nem a felvételi esélyekről van szó), de mindkét országnak jelentős növekedési lehetőséget tulajdoníthatunk. A többi tagságra váró ország (Litvánia, Lettország, Románia, Bulgária) lehetőségei jelenleg még jelentősen elmaradnak a tagjelölt országok élvonalától.

Felzárkózás az Európai Unióhoz

Az előbbi esélylatolgatások arról szóltak, hogy a tagságra várakozóknak milyen esélyeik vannak az EU-átlagtól leginkább elmaradó három ország megközelítésére. Az igazi tét azonban nem ez, hanem Magyarország valódi felzárkózása az Európai Unióhoz. Felzárkózáson az EU átlagának az elérését szokták érteni; a továbbiakban mi is ezzel a kérdéssel foglalkozunk.

Mindenekelőtt tisztázni kell, mi is az, amit EU-átlagnak fogunk tekinteni.

– EU-átlagnak a tagországok átlagos gazdasági fejlettségét tekintjük, melyet az egy főre jutó GDP-vel fejezünk ki, dollárban, vásárlóerő-paritáson. Ismerjük ennek a mutatószámnak a korlátait; a mutató az adott országban megtermelt jövedelmet fejezi ki, amittől az ott felhasználható jövedelem valamilyen mértékben eltérhet, például a profit kivitele következtében. Az egy főre jutó GDP nem pontosan fejezi ki az életszínvonalat, a szociális biztonságot, az életmód, a komfortérzés számos elemét s általában azt, amit köznapi értelemben „jólet”-nek szokás nevezni. Egyelőre azonban nincs a GDP-nél jobb, széles körben hozzáférhető mutatószámunk.

– EU-átlagnak a mai Európai Unió (EU 15) átlagát tekintjük. A tagjelöltek egy részének remélt felvétele az EU-átlagot természetesen lefelé fogja mozgatni, ezt azonban következő számításainkban nem tudjuk, nem is akarjuk figyelembe venni, hiszen valójában nem egy absztrakcióhoz, hanem Nyugat-Európához való felzárkózás a tét.

– Az EU 15 gazdasági fejlettség szempontjából meglehetősen homogén formáció, az Unió különböző kiegyenlítő mechanizmusai éppen az eltérések mérséklését szolgálják. Mindazonáltal megnevezhetők azok az országok, amelyek jelenleg legközelebb állnak az EU-átlaghoz. Ezek: Franciaország, Svédország, Olaszország, Egyesült Királyság és Finnország. (Lásd az 5. táblát.) Az EU-átlaghoz való felzárkózás körülbelül ezen országok színvonalának elérését jelenti. Mindez azt is kifejezi, hogy a felzárkózás során meg kell haladnunk a három lemaradó EU-ország (Spanyolország, Portugália, Görögország) gazdasági fejlettségét. Természetesen lehetséges, hogy idővel átrendeződik az országok erőssorrendje, amint Írország esetében tapasztalhattuk.

– Az EU 15 átlaga kétféle értéket jelenthet: a szóban forgó országok mai átlagát, valamint azt az átlagot, melyet az EU 15 elér majd akkor, amikor e színvonalhoz reményeink szerint felzárkózunk. Számításainkban mindkét értéket alapul fogjuk venni.

Mindenekelőtt azonban tisztázni kell, hogy mennyi 2000-ben az EU 15 egy főre jutó átlagos GDP-je. Mint az 5. tábla jelzi, 1998-ban ez az érték 21 664 dollár volt. Az azóta eltelt két évben az EU-ban a gazdaság növekedett, de viszonylag mérsékelt ütemben. Nem tévedhetünk különösképpen, ha feltételezzük, hogy az EU 15 átlaga 2000-ben kerekén 22 ezer dollár, vagyis kétszerese a Magyarországra becsült 11 ezernek. A következőkben ebből a két kerek adatból indulunk ki.

A mai EU-átlag elérése tehát egyszerűen az egy főre jutó GDP mai magyarországi volumenének a megkétszerezését jelenti. Az ehhez szükséges időnek a meghatározása egyszerű számszaki kérdés, „csupán” meg kell becsülni a lehetséges növekedési ütemet. Ily módon eljutottunk oda, ahol egyszer már – a hatvanas évek második felében – voltunk: felté

telezésekkal kell élnünk, hogy mekkora a magyar gazdaság növekedési ereje. Az akkori és a mostani helyzet között érdekes hasonlóságok és fontos különbségek vannak.

A hasonlóságok a következők:

- akkor is dinamikusan bővült a gazdaság, most is növekedési pályán van, a növekedési ütemek közel állnak egymáshoz;
- a közgazdászok és a politikusok optimizmusa is hasonló, akkor és most egyaránt felhőtlenül látszott és látszik a látóhatár, de a közhangulat ma talán bizakodóbb: jó néhányan nem tartanak kizártnak egy magyar „gazdasági csodát” sem;
- akkor is, most is erős a magyar gazdaság külgazdasági függősége, csak a partnerország-csoportok mások, és függőségünk az EU-tól ma talán erősebb, mint hajdan a KGST-től (gyengék a gazdasági kapcsolataink például a fejlődő országokkal, amelyek akkor bizonyos kiegyenlítő szerepet játszottak).

A különbségek azonban érthetően erőteljesebbek. Legfontosabbaknak a következők látszanak:

- a „magyar komp” – ma úgy tűnik – kikötött és lehorgonyzott a nyugati parton, amelyhez szövetségi szerződés is köti (NATO), így megszűntek a legfejlettebb technológiák behozatalát korlátozó COCOM-listák, beviteli tilalmak; Magyarország a nagy nyugati cégek egyik befektetési terepévé vált; gyakorlatilag megszűnt az adósságprobléma; az ország beépült a globalizálódó világgazdaságba, annak pozitív és negatív következményeivel együtt;
- kiépült a piacgazdaság intézményrendszere, működik a piac, s a gazdaság a piaci szabályozás keretei között a maga belső törvényszerűségei szerint, lényegében autonóm módon fejlődik; a gazdasági folyamatok politikafüggősége jól érzékelhetően lazult; a mindenkori kormányzat a növekedési pályát legfeljebb befolyásolhatja, de a trendeket nem változtathatja meg (hacsak nem követ el jövátéhetetlen hibákat);
- a magyar gazdaság talán Trianon óta létező és a hetvenes évek eleje óta újra és újra kiéleződő állandó dilemmája – növekedés versus egyensúly – megszűnőben van: a folyó fizetési mérleg napjainkban is keletkező hiányait az országba beáramló külföldi tőke ellensúlyozni képes;
- jelenleg nincsenek olyan (tév)hitek, hogy a világgazdasági folyamatok hatásai az országhatáron megállíthatók; mindennapi tapasztalat, hogy még a távoli, regionálisnak gondolt válsághelyzetek (Mexikótól a Távol-Keletig) következményeit is megérezzük, és igen szoros az összefüggés az EU országaival: néhány tizednyi elmozdulás az EU gazdaságában nálunk néhány százalékot is kitehet.

A magyar gazdaság növekedési üteme napjainkban 5-6 százalék között ingadozik. Egyes körülmények a jelenlegi ütem fennmaradása, esetleg növekedése mellett szólnak, mások a mérséklődést valószínűsítik. A fontosabb tényezők a következők:

- majdani EU-tagságunk dinamizáló hatású lehet, példának Görögországot, Portugáliát, Spanyolországot és Írországot szokás említeni, mely országok a hetvenes években Magyarországgal azonos vagy alacsonyabb színvonalon álltak;
- valószínű, hogy a külföldi működő tőke beáramlása a kilencvenes években tapasztaltakhoz képest mérséklődik és rendszeressé válik a profit kivitele;
- ezzel egyidejűleg számítani lehet a magyar tőke külföldi terjeszkedésére (vagyis egyes tőkeerős hazai cégek nem feltétlenül itthon fognak beruházni, hanem a jelenleginél nagyobb mértékben külföldön is);
- nem lehet kizárni a jövőben sem olyan regionális pénzügyi válságok lehetőségeit, amelyek vagy közvetlenül, vagy közvetve (az EU-n keresztül) Magyarországon is a növekedési ütem átmeneti mérséklődésével járnak.

A dinamizáló és a dinamizmust mérséklő hatásokat mérlegelve gazdaságunk éves növekedési ütemét 10-15 éves távlatban 4-6 százalékra lehet becsülni (feltételezve, hogy a kedvező tényezők hatása egy-másfél évtizedig fog érvényesülni).

Ugyancsak feltételezzük, hogy a népesség számának csökkenése – valószínűleg mérséklődő ütemben – körülbelül még ugyanennyi ideig fennmarad (hacsak nem vezetnek be közben lényegesen más bevándorlási politikát). Ma még mindenesetre célszerű úgy számolni, hogy az egy főre jutó GDP valamivel gyorsabban fog növekedni, mint a GDP tömege, évente mintegy 0,5 százalékponttal. Vagyis az egy főre jutó GDP volumenének növekedését évi 4,5-6,5 százalékra becsüljük.

Ezzel számolva a 11 ezer dolláros GDP megkétszereződését, vagyis az EU mai átlagát a következő időtávon érhetjük el:³

4,5 százalékos növekedési ütemmel	16 év
5,0 százalékos növekedési ütemmel	14 év
5,5 százalékos növekedési ütemmel	13 év
6,0 százalékos növekedési ütemmel	12 év
6,5 százalékos növekedési ütemmel	11 év

Ha az így adódó időtávot némileg leszűkítjük, megállapítható, hogy a magyar gazdaság fejlettsége 2015 körül, de kedvező feltételekkel számolva ennél korábban, 2012–2014-ben érheti el az EU 2000. évi átlagát. Eközben feltételezzük, hogy

- nem következik be az egész világgazdaságot megrázó gazdasági–pénzügyi válság (mint például 1973-ban);
- a magyar politikában (gazdaságpolitikában, külgazdaság-politikában) nem alakul ki a jelenlegitől alapjaitban eltérő új irányzat;
- 2005 táján tagjává válunk az EU-nak, és az EU kiegyenlítő mechanizmusai – ha nem is a jelenlegi mértékben – érvényben maradnak.

Felzárkózáson, mint már kifejtettük, azt a folyamatot értjük, melynek során az egy főre jutó GDP színvonalában elérjük az EU 15 adott időpontban érvényes átlagát. Annak érdekében, hogy a felzárkózás időtartamát megbeccsüljük, meg kell határoznunk az EU GDP-jének hosszabb, több évtizedes távlatú feltételezett növekedési ütemét. Nem kétséges, ezt csak nagy tévedéseket kockáztatva tehetjük meg. Ha mégis megtesszük, a kísérletről csak annyit mondhatunk, hogy a lehetőségek közül az csak az egyik.

Számításunkban az EU 15 bázisadataiból (lásd a 6. táblát) indulunk ki. Az országcsoportban, az elmúlt 20 év átlagában, a GDP növekedési üteme 2,0 és 2,5 százalék között ingadozott. Mivel az elmúlt években az EU népessége – mérsékelt ütemben – növekedett, az egy főre jutó GDP növekedése ennél valamivel lassúbb volt. A jövőt illetően feltételezhetjük, hogy az EU az Egyesült Államok gazdasági fejlettségének megközelítésére–elérésére törekszik (ennek több jelét is tapasztalhatjuk). Ha ennek a törekvésnek esélyt adunk, az EU gazdasági növekedésének valamelyest gyorsulnia kell, az éves növekedési ütemnek közelebb kell kerülnie a három százalékhoz, mint a kettőhöz.

Mivel a születési ráták az EU-országok többségében nem javulnak, inkább romlanak, a népesség növekedési üteme feltehetőleg lassulni fog, amit azonban a bevándorlás kiegyenlíthet. Mindezt figyelembe véve az egy főre jutó GDP növekedési ütemét hosszabb

³ Az évek számát a növekedési ütemekkel folytatott egyszerű statisztikai műveletek alapján adjuk meg. Ugyanezen értékeket kapjuk a *Dedák István* által megadott közelítő képlet alapján is (*Dedák*; 2000). Eszerint a GDP megkétszereződéséhez szükséges évek száma $70/g$, ahol g az éves átlagos növekedési ütem százalékban.

távlatban – az EU 15 átlagában – 2,5 százalékra becsüljük. Ez valójában 2-3 százalékos sávot jelent.

6. tábla

A GDP volumenének növekedési üteme az Európai Unióban

Ország	1981–1990.	1991–2000.
	évek átlaga (százalék)	
Ausztria	2,2	2,2
Belgium	1,9	1,8
Dánia	2,0	2,5
Egyesült Királyság	2,7	1,9
Finnország	3,1	1,8
Franciaország	2,4	1,8
Görögország	1,6	2,2
Hollandia	2,2	2,6
Írország	3,9	6,7
Németország	2,3	2,0
Olaszország	2,2	1,3
Portugália	2,9	2,5
Spanyolország	3,0	2,3
Svédország	1,9	1,3
<i>EU 15 átlaga</i>	<i>2,4</i>	<i>1,9</i>

Megjegyzés. Az 1999. és a 2000. évi adatok előrejelzések.

Forrás: A gazdaság növekedését elősegítő húzóágazatok. Nemzetközi összehasonlítás. Összeállította: Nyitrai Ferencné dr. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 2000.

Az előbbieken kifejtettük, hogy Magyarországon az egy főre jutó GDP volumene körülbelül 15 éves távlatban kedvező esetben feltehetően 5-6 százalékkal fog növekedni, és ezzel a 2015 előtti években elérheti az EU 2000. évi átlagát. Addigra mintegy 10 éves EU-tagság áll majd mögöttünk. Feltételezzük, hogy a magyar gazdaságnak azok a hajtóerői, amelyek – feltevésünk szerint – a következő időszakban megkettőzik majd az egy főre jutó GDP-t, jórészt kimerülnek, és az EU tagjaként közeledni fogunk az EU 15 növekedési üteméhez, vagyis a becsült 2-3 százalékhöz. Nem számítunk arra, hogy – miként ma Írországban – növekedési ütemünk újabb, a mainál esetleg nagyobb lendületet vesz; azt valószínűsítjük, hogy fejlődésünk közeledik majd az EU 15 ritmusához, bár nem csökken annyira, hanem (az EU 15 2-3 százalékával szemben) hosszabb ideig 3-4 százalékos lesz.

Így az előttünk álló 3-4 évtizedben a növekedési ütem 15 éven át 5-6 százalék, majd a következő 15-20 éven át 3-4 százalék lesz.

A kérdés tehát a következő: mikor érjük el az Európai Unió átlagát, ha ott évenként 2,5 százalékkal (2015-ig 295 százalékra), Magyarországon pedig az említett ütemben (2015-ig 200 százalékra) növekszik az egy főre jutó GDP. A választ (lásd a 7. táblát) néhány lehetséges forgatókönyv felvázolásával kíséreljük megadni.

Számításaink bázisadata Magyarország 2000. évi színvonala, vagyis egy főre jutó 11 ezer dollár. A számítások során igyekszünk kerek számokat (évszámokat, illetve dollárt) használni.

A számok egyszerű logikája szerint 40 év múlva, vagyis 2040 körül érhetjük el az EU 15 akkori átlagát. Mivel mind Magyarországon, mind az EU-ban a növekedési ütem a figyelembe vettől eltérhet, szerencsésebb, ha a felzárkózás lehetséges időtartamát némi optimizmussal 30-40 évre becsüljük. Bár történelmi léptékkel ez rövid idő, a ma uralkodó szerfelett optimista helyzetelemzésekhez képest ez inkább borús perspektíva.

7. tábla

Az egy főre jutó GDP növekedése

Év	Magyarország			EU 15
	3,0	3,5	4,0	2,5
százalékos növekedési ütem esetén				
Index: Magyarország 2000. év=100				
2020	232	238	244	328
2025	268	282	296	372
2030	312	336	360	420
2035	362	398	438	474
2040	418	472	530	536
Egy főre jutó GDP (dollár)				
2040	46 ezer	52 ezer	58 ezer	59 ezer

Elmélyültebb elemzések a közhangulathoz képest kevésbé optimisták (Valentinyi, 2000). Valentinyi Ákosnak a magyar gazdaságra vonatkozó modellszámításai – ha fennállnak bizonyos (itt nem részletezett) körülmények és feltételek, és ha a kezdeti egy főre jutó GDP-mutatónk fele az EU-átlagnak – hosszabb távon négy százalékra teszi a magyar gazdaság éves növekedési ütemét, és 35 évre a felzárkózás időszükségletét. Valentinyi szerint az említett négy százaléknál nagyobb növekedési ütem feltételezése a modellszámítások szerint elméletileg nem reális.

A becsült 30-40 év tehát nem pesszimista becslés, de felhőtlen optimizmust sem sugall. Egyszerűen csak nem számít semmiféle gazdasági csodára sem Magyarországon, sem az EU-ban. Nem számol tragikus világgazdasági fejleményekkel sem. Mindazonáltal mindkettő megtörténhet.

IRODALOM

- ABONYI ZS. (2000): *A 2000. év ahogy előrelátták és ahogy megvalósult*. TDK-dolgozat. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, Budapest.
- ÁRVAY J. (1973): *Nemzeti termelés, nemzeti jövedelem, nemzeti vagyon*. Magyarország népgazdasági mérlegrendszer. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 368 old.
- CSERNOK A. (1968): Magyarország nemzeti jövedelme a „nemzetgazdasági számlarendszer” alapján. *Statistikai Szemle*, 46. évf. 1. sz. 3–18. old.
- DEDÁK I. (2000): A felzárkózás növekedésméleti összefüggései. *Közgazdasági Szemle*, 47. évf. 6. sz. 411–429. old.
- KOVÁCS G. (1970): *Nagy távlatok és a tervezés*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 202 old.
- KOVÁCS G. (1975): *A jövő kritikus elágazási pontjai*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 284 old.
- NOVÁKY E. – VÉGVÁRI J. (1973): A gazdasági növekedés egyes tényezőinek változása az ezredfordulójig. *Közgazdasági Szemle*, 20. évf. 1. sz. 62–70. old.
- VALENTINYI Á. (2000): Gazdasági növekedés, felzárkózás és költségvetési politika egy kis nyitott gazdaságban. *Közgazdasági Szemle*, 47. évf. 6. sz. 391–410. old.
- VÉGVÁRI J. (1969): Magyarország egy lakosra jutó nemzeti jövedelme 2000-ben. *Statistikai Szemle*, 47. évf. 8–9. sz. 841–849. old.

SUMMARY

A study published in 1969, one of the first written documents of the Hungarian futurology, attempted to forecast the Hungarian per capita national income for 2000. According to this study the Hungarian level of development, measured by this indicator, may reach or overtake that of some Western-European countries if certain conditions come true.

Now this is the time to confront these forecasts with the economic reality. Given that none of the presupposed conditions have been fulfilled, the gap between Hungary and the European countries increased, so in 2000 the per capita GDP in Hungary is about the half of the average of the EU. Taking into account the experiences of the mentioned research this paper tries to estimate the time-span, necessary for Hungary to close-up to the average of the EU.

A KISVÁLLALATOK TÁMOGATOTT INNOVÁCIÓS- FEJLESZTÉSI PROJEKTJEI, 1995–1999

FUTÓ PÉTER

Az 1990-es években Magyarországon jelentősen csökkentek a kutatási–fejlesztési kiadások, de a kormányzat pályázatokkal támogatta a vállalati innovációs aktivitást. E tanulmány 57, többségében kicsi és közepes kedvezményezett vállalkozás körében végzett felmérés alapján vizsgálja az innováció körülményeit. E vállalkozások többsége növekedésorientált, és növekedésükben innovációs készségüknek is szerepe van. A támogatott projekteknek csak egy része tekinthető csúcstechnikai fejlesztésnek vagy innovációnak. A projektek haszna elsősorban piaci mechanizmus útján terjed. A haszon elsősorban műszaki és gazdasági jellegű és kevésbé szervezeti természetű. Az innováció kapcsán a cégek jó kapcsolatokat teremtettek más szervezetekkel.

TÁRGYSZÓ: Kutatás–fejlesztés. Vállalati támogatás. Kisminta.

E tanulmány egy nagyobb terjedelmű dolgozat (*Futó–Kállay–Soltész*; 2000) alapján készült, amelynek célja a vállalati innovációt segítő kormányzati politika egy területének értékelése volt. Most azonban nem a támogatásokra vagy a támogató intézményre, hanem a vállalati kutatás és fejlesztés egyes területeire kívánunk koncentrálni. Fő kérdéseink: hogyan függ össze a cég méretével az innovációs készség, és milyen jellegű a vállalati innováció, hol hasznosul, és milyen hatás- és terjedési mechanizmusok jellemzik.

Az értékelés alapja 57 olyan vállalkozásnak egy kérdőívre adott írásos válasza, amelyek az elmúlt évtizedben nyertek az Országos Műszaki Fejlesztési Bizottság valamelyik támogatási pályázatán. A válaszolók száma kevés, de megfelelő arányban megtalálhatók közöttük valamennyi fontos típus vállalatai. A vállalatok többsége kicsi és közepes, de összehasonlítás céljából nagyobb vállalatok válaszait is kikértük. Képviselve van minden lényeges tulajdonosi kategória (magyar és külföldi), jogi forma (kft, bt és egyéni vállalkozó) és ágazat (a mezőgazdaságtól a hagyományos iparokon keresztül a csúcstechnikát alkalmazó szolgáltatásokig).

A válaszokat a következőkben foglaljuk össze.

Cégméret, növekedés és innováció. A válaszoló cégek többsége növekedésorientált, és az innováció számukra a cég fejlődésének egyik motorja. A jellegzetes, általános kisvállalkozás innovációs képességeiről alkotott vélemények ingadoznak. Amikor azonban a saját cégükről nyilatkoznak, akkor egyértelműen kirajzolódott az a nézet, hogy ha a válaszoló cég nagyobb lenne vagy nagyobbá válna, az hasznára lenne az innovációs tevékenységüknek, és pedig főleg anyagi és személyi okok miatt.

Újdonság, fejlesztés vagy innováció. A mintabeli támogatott projekteknek csak a kisebbik fele számít csúcstechnikai projektnak, és ezek a támogatási összeg kisebbik felét kapták meg. A projektek valamivel több mint a fele innováció, de mintegy egynegyedük semmiféle újdonságértékkel nem rendelkezik, közel felük kutatásnak tekinthető, de legalább egyötödük se nem kutatás, se nem fejlesztés. Támogatás nélkül e projektek egyharmada csak késve, további egyharmada pedig tartalmát és terjedelmét illetően csak részben valósult volna meg.

Minőség, innováció és versenyképesség. A válaszoló cégnél általában az innováció megbecsülésében az erkölcsi elem még meghatározóbb, mint az anyagi. A megkérdezett vállalatoknak mintegy fele jelenleg folytat exporttevékenységet, de több mint háromnegyedük szerint fejlesztéseik eredményei a fejlett országok piacain is versenyképesek. Többségük minőségbiztosítási rendszerrel is vállalta a felelősséget termékeik és szolgáltatásaik minőségéért.

Az innováció mérhető hatásai. Önértékelésük szerint a vállalatok túlnyomó többsége megfelelő mértékben, vagy teljesen elérte a projekt szakmai céljait. A jellegzetes projektek fő hatásai túlnyomórészt vagy műszaki jellegűek (például prototípus elkészítése), vagy a cégnél jelentkező közgazdasági jellegű haszon (például a projekt növelte a cég árbevételét, csökkentette a költségeket, munkaerőt takarított meg). Elenyésző számban voltak bevallottan sikertelen vagy hatástalan projektek is.

Hol jelentkezik és merre terjed a haszon. A projektek haszna elsősorban a kedvezményezett vállalatoknál, másodsorban azok ügyfeleinél, vevőinél jelentkezik, és csak ezután következnek a társadalom többi szereplői. A vállalat általában a know-how-t megtartja magának, de a fejlesztés eredményeként létrejövő terméket gyártja vagy a szolgáltatást végzi, értékesíti. Tehát ha az innováció csak ritkán kerül is ki a kedvezményezett vállalatától, annak haszna piaci úton terjed. Csak elhanyagolhatóan kevés projekt idézett elő szervezeti jellegű innovációt vagy olyan hatást, amely a projekten túlmutatott, tovább gyűrűzött volna. Az innováció révén a vállalatok jó kapcsolatokat teremtek más szervezetekkel.

Munkaerőpiaci hatások. A vállalatok mintegy felénél a projekt érintette az alkalmazotti létszámot, a legtöbb esetben – közvetlenül vagy közvetve – növelve azt. Ugyanakkor a projektek egyhatede vagy a pályázó vállalatnál, vagy pedig annak ügyfeleinél munkaerő-megtakarításhoz vezetett. A vállalatok több mint egyharmadánál a projekt megvalósítása érdekében a dolgozók külön képzésben is részt vettek.

A kutatóhelyekről származó műszaki ismereteknek termelőhelyekre juttatásánál és ot-tani hasznosulásánál, a technológia transzfer sokkal szélesebb értelmű fogalom, több irányú folyamat (*Schmoch–Licht–Reinhard*; 2000). Ide tartozik az is, amikor a termelőegység jó kérdéseket tesz fel a kutatóhelynek, és ezzel megszabja a jövő kutatási irányait, a piaci hasznosulás – amikor az innovációt termékben vagy szolgáltatásban megtestesülve értékesítik a piacon –, sőt az is, amikor a vállalat versenytársait úgy igyekszik utolérni, hogy műszaki megoldásaikat utánozza. A technológia transzfer mechanizmusa lehet kötetlen találkozás, konferencialátogatás, ösztöndíj, személyzetek cseréje, licencvásárlás és még sok más forma. A műszaki fejlődés szempontjából minden kutató- és oktatóhelyet, valamint minden vállalatot abból a szempontból kell megítélni, hogy transzfermechanizmusai hozzájárulnak-e az innovációk terjedéséhez, akár szellemi formában, akár termékben vagy szolgáltatásban megtestesülve állnak rendelkezésre a szóban forgó innovációk.

Amikor a kormányzatok innovációs politikájuk során vállalkozásokat közvetlen támogatásban részesítenek, akkor célszerű olyan vállalkozástámogatási konstrukciót kialakítani, amely műszaki szempontból előremutató, a vállalat szervezete pedig biztosítja, hogy a projektnak valamilyen értelemben a vállalaton túlmutató, lehetőleg tovagyűrűző hatása lesz. A siker fő tényezője a projekteket övező valamennyi érdek – beleértve a tulajdonosok, a bank, a támogató szervezet, a műszaki fejlesztők, az innovációt a termelésbe–szolgáltatásba beillesztő személyzet érdekeit is – összehangolása. Ahol lehet, egymást erősítve kell mozgósítani a kedvezményezett vállalat egyéni érdekeit és a közérdeket, de ehhez ezeket először el is kell határolni egymástól. A közvetlen támogatások csak akkor lehetnek hatásosak, ha azokat megfelelő jogi és intézményi infrastruktúra, vala-

mint ezekhez kapcsolódó támogatás alapozza meg. Jó példa erre a szabadalmi jog és a szabadalmi intézményrendszer, amely azonban minden országban eléggé bonyolult, így az átlagos vállalatnak támogatott szabadalmi tanácsadási szolgáltatásra van szüksége.

A kis- és középvállalkozások innovációs képességének javítását a kormányzatok egyrészt oktatási-képzési, másrészt hálózatépítési programokkal szokták támogatni. Az oktatási-képzési programok anyagi támogatását az oktatóhelyek gondos akkreditálása, a képzési piac áttekinthetővé tétele, a legmodernebb médiumokkal (Internet) való ellátása egészíti ki. A hálózatépítés fő célja, hogy azoknak a kutató-, oktató-, valamint az innovációt alkalmazhatóvá tevő, továbbító szervezeteknek, továbbá nagyvállalati termelőhelyeknek, amelyek átvehető-átvihető ismeretekkel rendelkeznek, módjukban álljon célszerűen megválasztott, projektorientált információáramoltatási és üzleti hálózatba szerveződni. A kormányzat itt olyan partnerközvetítéssel segítheti az átadást, amely nagymértékben támaszkodik a modern médiákra, így az Internetre is.

Égészen másképp kell ösztönözni az innovációt a multinacionális cégek helyi leányvállalatainál. Ezek a termelőhelyeken a hozzáadott érték növelését célul kitűző helyi kezdeményezések (így a magasabb szintű technológiát igénylő feladatok átvétele, a kutatás-fejlesztési feladatok áttelepítésére irányuló kezdeményezések) kedvező elbírálását erőteljesen befolyásolhatják a leányvállalatok piac- és megrendelésszerzési eredményei (Szalavetz; 1999). A helyi kezdeményezéseket az anyavállalatok gyakran csak olyan szinten és akkor támogatják, ha a helyi leányvállalat piacot tud biztosítani a terméknek. A fejlesztési ösztönzéseket ugyanis az esetek döntő többségében a piaci igények adják. Ezért e vállalatoknál a kormányzat piacnyitási és gazdaságdiplomáciai lépésekkel ösztönözheti a legcélszerűbben a modernizációs lépéseket.

A felmérés célja és módszere

Magyarországon a rendszerváltás utáni évtizedben az innovációs tevékenység és a hazai kutatás-fejlesztés területe gyorsan és folyamatosan zsugorodott, mindenfajta mutatószám szerint (a K+F-kiadások összege és a GDP-hez viszonyított aránya, a kutatók, kutatóhelyek száma stb.). Felmérések szerint (Szalavetz; 1999), a kutatás-fejlesztés területe és a vállalatok kapcsolata, együttműködése igen sok kívánnivalót hagy maga után, sőt a vállalati és a kutatás-fejlesztési kapcsolatok minimálisra süllyedtek. A kormányzat azonban ebben az időszakban is működtetett támogatási rendszereket, amelyeknek feladata többek között a vállalati műszaki fejlesztési tevékenység élénkítése volt. E terület gazdája az Országos Műszaki Fejlesztési Bizottság volt, amelynek e tevékenységét független szakértőkkel rendszeresen értékelték (Török; 1996, *Éliás-Szilárd-Soltész*; 2000). A támogatáspolitikai rendszerek többnyire függetlenek voltak vagy csak kevésbé függtek a vállalatok méretétől, ezért az OMF 1999–2000-ben áttekintette, hogy különböző pályázatai milyen hatást gyakoroltak a kis- és középvállalkozási szférára.

E célból 1999 decemberében az OMF és a Kisvállalkozás-fejlesztési Intézet mintegy 300 kérdőívet¹ küldött ki olyan, nagyrészt kicsi vagy közepes vállalkozásoknak, amelyek az elmúlt években valamely rendszer keretében OMF-támogatásban részesültek. A megkérdezettek között – összehasonlítási célból – néhány nagyvállalkozás is volt.

¹ A kérdőívet elektronikus formában közöljük a www.ksh.hu/statszml honlapon.

Az OMFB és a Kisvállalkozás-fejlesztési Intézet felkérésére 57 vállalkozás küldte vissza a kitöltött kérdőívet.

A felmérés célja az volt, hogy képet kapjon

- az innováció különböző értelmezéseiről és a vállalkozásoknak a kutató-fejlesztő tevékenységhez való viszonyáról,
- a kisvállalkozások innovatív tevékenységének jellegzetességeiről,
- a támogatások által elért eredményekről,
- a támogatást övező vállalati magatartásról,
- a kedvezményezett vállalati körben az OMFB-ről kialakult véleményről.

A minta kicsinsége, sajátos kiválasztási szempontjai és az önkéntes válaszolási eljárás miatt a válaszolók csak bizonyos fokig képviselik az innovatív kisvállalkozásokat és a kedvezményezetteket. A felmérés válaszait tehát kellő óvatossággal kezelve áttekintést adnak a kisvállalati innovációs tevékenységről.

A válaszoló vállalatok többsége az OMFB által indított úgynevezett Alkalmazott K+F Pályázatban nyert támogatást, számban ezután következtek a TECH-START Pályázat kedvezményezettjei. A válaszolók kétötöde lezárult pályázatról, a többiek többsége pedig nemrég elnyert pályázatról számolt be. A támogatások nagy részét a vállalatok 1996 és 1999 között kapták. A pályázóknak megítélt támogatási összegek széles körben, egy-két millió és százmillió között szóródnak, és nagyobb részük visszatérítendő támogatás.

A kicsi és kényelmi mintás felmérésekről

Az itt is használt kicsi és kényelmi minta alkalmazására általában olyan vizsgálatok keretében kerül sor, amelyeknél nem áll rendelkezésre megfelelő összeg reprezentatív minta sikeres lekérdezésére. Ezt az empirikus felmérési módszert igen gyakran alkalmazzák egyetemi kutatásokban és egyes szűkebb területekért felelős államigazgatási intézményekben. A minta ezekben az esetekben azért kényelmi jellegű, mert csak olyan válaszadókra terjed ki, akik valamilyen okból könnyen és olcsón elérhetők, vagy sajátos okok készítetik őket a válaszadásra. Ez esetben természetesen további torzítás forrása, ha az elemezhető kérdőívek száma alacsony.

A válaszoló személy, háztartás vagy vállalat költségtakarékos elérésének jellegzetes formája az, amikor a felmérő szervezet személyes megkeresés helyett postai vagy internetes úton küldi szét és gyűjti be a kérdőíveket. Tipikus esete az olcsó elérésnek az is, amikor egy egyetem vagy kurzus diákjai vagy egyazon munkahelyen, lakóhelyen dolgozó személyek alkotják a mintát.

Fokozza a válaszadási hajlandóságot, ha a megkérdezett személy, vállalat vagy hivatal függő viszonyban áll a felmérést szervező intézménnyel (például, ha a minta a felmérés szervezőjének tanítványaiból áll). Ha a felmérés témája érdekegyeztetési jellegű, akkor igen könnyű feladat információt szerezni olyan gazdasági szervezetektől, amelyek érdekeiket ily módon is érvényesíteni kívánják. Más esetekben a válaszadást a hála indokolja (például amikor egy támogatási program szervezője kérdezi meg a program kedvezményezettjeit).

A kényelmi mintákkal kapcsolatban természetesen sok esetben fogalmaznak meg jogos kritikákat. A bírálat iránya kettős:

- egyrészt nehéz eldönteni, hogy a megválaszolt kérdőívekből végül is összeálló minta valóban reprezentálja-e a bemutatni kívánt sokaságot, sőt néha nem is lehet pontosan megfogalmazni, hogy milyen sokaságot képvisel a minta (a kényelmi minták esetében általában a nemválaszolás okozta torzítás költségekéből nem korrigálható);
- másrészt ha a megkérdezett személy, vállalat vagy hivatal a kérdezőtől függő vagy alárendelt viszonyban áll, esetleg a hála, a félelem vagy az érdekvédelem elvárások szálai kötik hozzá, akkor nagy a veszélye annak, hogy a beérkezett válaszok torzítani fognak.

Kényelmi minták alkalmazására azonban e veszélyek ellenére sok esetben nagy szükség van. Ezek alkotják számos olyan, kis költséggel megvalósítható kutatás alapját, ahol nincs anyagi eszköz sem sok tucat személyes interjúra, sem pedig arra, hogy kérdezőbiztosok látogassanak meg többszáz háztartást vagy vállalatot. Az ilyen

kutatások szervezőinek tisztában kell lenniük a kényelmi minta torzítási veszélyeivel, és mindent meg kell tenni annak érdekében, hogy elkerüljék a torzításokat. Ilyen esetekben a következő óvatossági rendszabályokat célszerű bevezetni.

A kényelmi mintából levonható következtetések alacsony megbízhatósági fokának a kvalitatív jellegű állítások felelnek meg a legjobban. Ezért a kérdőívben minél kevesebb zárt és minél több nyitott kérdést kell megfogalmazni. A elkészülő tanulmányban ugyanis a zárt kérdések kvantitatív, a nyitott kérdésekre érkezett szabad szöveges válaszok pedig kvalitatív állításokhoz, kijelentésekhez vezetnek. A kvantitatív válaszokat és az azokból felépített kijelentéseket is óvatosan kell kezelni. Ez azt jelenti, hogy konkrét számok helyett kerekítés-sel kell jelezni a kijelentés megalapozottságának hiányosságait, sőt ahol lehet, óvatos szóbeli megfogalmazásokat kell közölni: így lesz 73 százalékból 70-80 százalék vagy „a válaszolók többsége”.

A nyitott kérdések túlsúlya egyben kifejezi azt a törekvést is, hogy a kényelmi mintára alapozott kérdőíves felmérés átmenet legyen a személyes mélyinterjú adatgyűjtés és a kérdőíves felmérés között. A nyitott kérdések a kérdőív összeállításakor akkor kerülnek fel természetes módon, ha közvetlenül a kutatás alapkérdéseiből fakadnak. Szinte valamennyi tényállásra, döntésre vonatkozó kérdés után, nyitott kérdésként fel lehet tenni a „miért” kérdést. Sok olyan téma van, amit nehezen lehet zárt kérdésekkel feltárni. Bár vannak ide vonatkozó nomenklatúrák és skálák, mégis gyakran nyitott módon érdemes feltenni a szervezeti felépítésre, egyes jelenségek kölcsönhatására, magatartásokra és véleményekre vonatkozó kérdéseket.

A nyitott kérdésekre beérkezett szöveges válaszok utólagos tartomelemzése sok munkával jár, és a munka nem is teljesen gépesíthető, de folyamata és eredménye igen tanulságos. Ennek széles körben elfogadott módja: az egyazon nyitott kérdésre érkezett válaszok elolvasása után a tanulmány kérdésfeltevése szempontjából meghatározó jellegű kategóriákat képezünk, és az eseteket az egyes kategóriákba besoroljuk. Ezeket a kategóriákat azután mint az egyes változók értékeit mennyiségileg lehet elemezni.

Végeredményben a kényelmi minta alapján készülő tanulmányban – ahol szükséges – hangsúlyozni kell következtetéseink kvalitatív jellegét, és csak olyan mértékben szabad a következtetéseket statisztikailag megalapozottnak beállítani, amilyen mértékben az indokolt. Összefoglalóan: kicsi és kényelmi minta esetén fokozottan kell alkalmazni a kutatás etikájának előírásait.

A válaszolók jellegzetességei

A minta igen vegyes összetételű. A válaszolók többsége kicsi, de a mintában a közepes vállalkozások is kellően képviselve vannak. Bizonyos összehasonlításokat pedig az tesz lehetővé, hogy néhány nagyvállalat is bekerült a mintába.

1. tábla

A válaszoló vállalatok száma és mérete

Nagyságkategória	A vállalatok száma	A vállalati ranglétra átlagos hossza*
10 fő és kevesebb	29	1,6
11–50 fő	18	3,0
51–250 fő	5	3,5
251–500 fő	0	–
500 fő felett	5	4,8
<i>Együtt</i>	57	2,5

* A vállalati ranglétra hossza: a legmagasabb és a legalacsonyabb beosztású vállalati dolgozó közötti beosztásfokokozatok száma a vállalati hierarchia lépcsőfokainak száma.

Fő tevékenységüket figyelembe véve a válaszoló vállalkozások az ágazatok széles körét képviselik. A mezőgazdaság és élelmiszeripar 11 vállalata mellett természetesen az ipar szerepelt jelentős számban (vegyipar 7, fémipar 6, gép- és gépi berendezés gyártása,

valamint az elektrotechnikai és műszeripar 9-9, könnyűipar 3 vállalattal), az építőipart 1, az információtechnológiát 7, a távközlést 2, a kereskedelmet és a környezetvédelmet pedig 1-1 vállalat képviselte.

Az egyes vállalkozásokban megjelenő tevékenységek köre igen széles. Ez abból is kitűnik, hogy a többségüknél a munka gerincét adó termelőtevékenység mellett számos esetben tervező, szolgáltató és kereskedő tevékenységet is folytatnak.

A válaszoló vállalatok fő termékeik, szolgáltatásuk szerint

Tevékenység, vállalati funkció	Vállalatok száma
Tervezés	34
Gyártás	44
Termesztés vagy tenyésztés	5
Kiskereskedelmi forgalomban történő értékesítés	21
Nagykereskedelmi forgalomban történő értékesítés	32
Javító, installáló vagy beüzemelő jellegű szolgáltatás	20
Tanácsadó jellegű szolgáltatás	16
Számítástechnikai vagy távközlési szolgáltatás	12
Oktatási jellegű szolgáltatás	10
Kiszolgálás, ügyfélszolgálat jellegű szolgáltatás	7
Egyéb szolgáltatás	9
Egyéb tevékenység	6

Megjegyzés. Vállalatonként több tevékenység, funkció is megadható.

A mintabeli cégek jogi formája igen változatos. Korlátolt felelősségű társaságként 41, részvénytársaságként 8, betéti társaságként 4 vállalat működött, 1-1 közkereseti társaság és szövetkezet mellett 2 egyéni vállalkozó is szolgáltatott adatot. Állami vállalat és gazdasági munkaközösség nem szerepelt a felvételen.

A válaszoló vállalatok tulajdonosai között az esetek közel egyötödében található külföldi tulajdonos, mégpedig 3-ban 100 százalékos, 7-ben 15-50 százalékos részesedéssel. Egy vállalat erre a kérdésre nem válaszolt.

A válaszolók mintegy fele folytatott exporttevékenységet a felmérés időpontjában.

2. tábla

Az exporttevékenységet folytatók száma

Nagyságkategória	Az exportálók	A nem exportálók	Együtt
	száma		
10 fő és kevesebb	13	16	29
11–50 fő	10	8	18
50 fő felett	5	5	10
<i>Együtt</i>	28	29	57

Az exportáló vállalatok felének (tehát a válaszoló cégek mintegy negyedének) exportaktivitása a projektek során növekedett, ez azonban csak ritkán tudható be közvetlenül a projektek hatásának. A vállalatok túlnyomó többségére jellemző, hogy – akár foly-

tatnak jelenleg exporttevékenységet (32), akár nem (21) – fokozni kívánják külpiazi aktivitásukat, csupán 2 vállalat hagyott fel korábbi exporttevékenységével (2 vállalat nem válaszolt a kérdésre).

A válaszoló vállalatok mérete nincs kimutatható összefüggésben azzal, hogy exportálnak-e. Minden egyes nagyságkategóriában a vállalatoknak mintegy fele exportál. (Lásd a 2. táblát.)

A válaszolók több mint háromnegyede szerint fejlesztéseik eredményei versenyképesek a fejlett országok piacain is. A jelenleg is exportáló vállalatok exportpiacai között a válaszok szerint az Európai Unió vezet. Az Unió országai közül legtöbben Németországot (26) és Ausztriát említették, Hollandia és Nagy-Britannia egyaránt 7-7 válaszban szerepelt, 5 vállalat pedig Olaszországba, 4 Franciaországba exportált. Az Európán kívüli fejlett országok között az Egyesült Államok áll az első helyen (10), ezt Japán (6), Dél-Korea (4) és Kanada (3) követi. A válaszoló vállalatok közül hatnak volt romániai, négynek horvátországi és 3-3 cégnek csehországi, oroszországi, szlovákiai, ukrainai és szlovéniai partnere.

Vállalati méret és innovációs készség

A vállalat mérete és az innovációs készség kapcsolatáról évtizedek óta vita folyik. Egyfelől a feldolgozóipari ágazatokban már száz éve ismeretes és ma is fennálló tény, hogy a kisvállalkozások széles köre többé-kevésbé feleannyira termelékeny, mint a nagyok. Egyfelől igaz, hogy sok gyorsan terjedő és nagyhatású innovációt nagyvállalatok dolgoztak ki, fejlesztettek a tömegtermelés szintjére és bocsátottak útjára. Másfelől viszont a kisvállalatok igen rugalmasan alkalmazkodnak a piac gyorsan változó kihívásaihoz. Az is közismert, hogy az utóbbi évtizedek számos nagy jelentőségű információtechnológiai és biotechnológiai innovációja vagy eleve kisvállalatnál született, vagy pedig nagyvállalatról, esetleg oktatási vagy kutatóhelyről levált ún. spin-off vállalatnál érett meg.

Részben azt a szerepet vizsgáltuk, amelyet az innováció a vállalat méretében és növekedésében játszik. A válaszoló vállalatok többsége növekedésorientált, és az innováció számukra a cég fejlődésének egyik motorja. Ez kiemeli az innovatív vállalati kört a magyar kis- és középvállalkozások széles köréből, mert ellentétben áll a számos kutató által megfigyelt hazai kisvállalat magatartásával. Arra kérdésre ugyanis, hogy *a vállalat szándékozik-e nagyobb vállalattá fejlődni*, a következő válaszokat kaptuk:

– a válaszolók kétharmada igennel válaszolt, és pedig a kisebb vállalatok sokkal gyakrabban akarnak fejlődni, mint a nagyok. Növekedési céljukat a legtöbb válaszoló azzal indokolta, hogy *a)* ezáltal az innovációs és fejlesztési tevékenységek, de különösen annak anyagi és személyi feltételei is könnyebbé válnának; *b)* visszatérő indoklás, hogy egy cég vagy terjeszkedik, vagy meghal; *c)* a növekedés szerepel a vállalat elfogadott tervdokumentumaiban;

– a válaszolók egyharmada nemmel válaszolt, és pedig a nagyobb vállalatok viszonylagosan valamivel gyakrabban, mint a kisebbek, és a növekedés elutasítását a legtöbben azzal indokolták, hogy *a)* kicsi a piac és a tőke; *b)* átláthatatlan az állami szabályozás; *c)* egy nagyobb vállalkozás áttekinthetlenebb lenne, például mert szétfeszítené a családi vállalat kereteit.

A mintában szereplő vállalkozások többsége elkötelezte magát termékeik és szolgáltatásaik minősége mellett. Ez abból is kitűnik, hogy a válaszoló vállalatok több mint egyharmadának van minőségbiztosítási rendszere, és hogy mintegy felüknek nincs ugyan minőségbiztosítási rendszere, de tervezi annak bevezetését a következő 2-3 év során.

A minőségbiztosítási rendszer a válaszoló nyertes pályázók körében egyik nagyságkategóriában sem sokkal gyakoribb vagy ritkább, mint a többiben.

3. tábla

A minőségbiztosítási rendszerrel dolgozó vállalatok

Nagyságkategória	Van	Nincs	Együtt
	minőségbiztosítási rendszerre		
10 fő és kevesebb	12	17	29
11–50 fő	7	11	18
50 fő felett	3	7	10
<i>Együtt</i>	22	35	57

A tipikus támogatott vállalatok önmagukról nagyon innovatív vállalkozásként számolnak be. Arra a kérdésre, hogy mennyire tartják innovatívnak, innovációorientáltnak magukat, a vállalatok kétharmada úgy válaszolt, hogy *nagyon innovatívak*. E vállalatok a válasz indoklásaként említették:

- a folyamatos fejlesztő munkát,
- a teljes mértékben az újításokra, találmányokra alapozott tevékenységet,
- vagy (nagyobb cégeknél) fejlesztő részlegek létrehozását,
- vagy a többségükben új termékeket vagy technológiákat,
- vagy a mások számára nyújtott szakértői munkát,
- vagy az élénk versenyből fakadó fejlesztési kényszer maximális érvényesülését.

A vállalatok egyharmada vagy *közepesen innovatívnak* minősítette saját magát, vagy pedig, nem pontos választ adott a kérdésre (például hogy van ISO-minősítésük). A szerényebb innovációs készséget felmutatók ezt:

- az erőforrások hiányával,
- csak az árbevétel adott százalékát elérő fejlesztésekkel,
- csak külső hatásra, kényszer esetében megvalósított fejlesztésekkel

indokolták.

Csak egyetlen vállalat (egy laskagomba-termesztő vállalkozás) vallotta be őszintén, hogy egyáltalán nem innovatív.

Változatos válaszok érkeztek arra a kérdésre, amely a kis- és középvállalkozások innovációs készségnek mértékét, a fejlesztési tevékenység elterjedtségét általánosságban, az egész kisvállalati szektorra vonatkozóan, a válaszoló vállalatától függetlenül tudakolta. A válaszolók egynegyede szerint a kisvállalkozások jellegzetesen innovatívak, egynegyede szerint pedig éppen ellenkezőleg, ez nem jellemző rájuk. A többi válaszoló feltételekhez kötötte az innovációs készség meglétét, illetve annak kialakulását egy kisvállalkozásban:

- a legfontosabb, a leggyakrabban említett ilyen feltételek emberi jellegűek (ilyen a jó vezető, a képzett szakember, a szándék);
- ezután következik az erős konkurencia serkentő, provokáló hatása;
- végül néhányan ágazati, szakmai megszorításokat fogalmaztak meg: csak az ipari kisvállalkozások vagy csak a csúcstechnológiai vállalkozások lehetnek innovatívak.

Még egy kérdés vizsgálta a kisvállalatok általánosságban vett innovációs készségét, azt a modellt, hogy a kis méret kedvez-e a kutató–fejlesztő–újító tevékenységnek. A válaszolókat a *saját vállalatuk* egyfelől méretének – növekedésének vagy csökkenésének –, másfelől újítóképességének – kutató–fejlesztő potenciáljának – kapcsolatáról kérdeztük. Szinte egyértelmű volt az a vélemény, hogy ha a válaszoló vállalat nagyobb lenne, vagy nagyobbá válna, az főleg anyagi és személyi okok miatt hasznára lenne innovációs tevékenységének. Mintegy 10-20 százalékos kisebbségben maradtak azok a vélemények, melyek szerint a vállalatnagyság és az innovációs készség nincsenek kapcsolatban, vagy hogy a nagyobb vállalatok nehezkesebbek, kevésbé célratörők.

Az innovációs készség vizsgálata során kitértünk az innováció emberi oldalának és megbecsülésének kérdésére is.

Ismeretes, hogy ha a különböző vállalati tevékenységeket (termelés, értékesítés, adminisztráció stb.) összevetjük egymással abból a szempontból, hogy azok közül melyik a legérzékenyebb a humán erőforrásra, akkor az innovációs tevékenység kiemelkedő helyet foglal el. Egyes alkalmazottak távozása miatt egész műszaki fejlesztési programok állhatnak le, és igényes, gyakran kényes feladatokat kell megoldani a munkaerő toborzása és megtartása során. Ugyanakkor a kilencvenes évek első felének vállalati leépítései során számos vállalati kutatásfejlesztési részleg szűnt meg. Az elbocsátások biztos jelei voltak annak, hogy a vállalat beletörődött abba, hogy a továbbiakban bér munkával, alacsonyabb hozzáadott értéket előállítva kapcsolódik be a termelési láncba. Ezért kérdéseik egy része az innováció emberi oldalával, annak megbecsülésével foglalkozott. A válaszoló vállalatoknál általában az innováció megbecsülésében az erkölcsi elem még meghatározóbb, mint az anyagi. Arra a kérdésre, hogy „Milyen szerepe, megbecsülése van a cégen belül a szellemi munkának, a szellemi hozzájárulásnak, az újító – innovációs – fejlesztő tevékenységnek és az azt végző dolgozóknak?” a válaszolók többsége: azt válaszolta, hogy nagy a megbecsülése és a fontossága az innovatív szellemi munkának, és nagy az erkölcsi megbecsülése az azt végző dolgozóknak.

A fejlesztési munkát végző dolgozók anyagi megbecsülését illetően azonban nagyobb szóródás tapasztalható:

- sok válaszoló vállalatnál ezek a szakemberek kiemelt juttatásban részesülnek;
- legalább ugyanannyi vállalatnál javadalmazásuk bevallottan kicsi vagy konjunktúra-függő;
- olyan válasz is érkezett (nagyvállalattól), hogy örülnek, ha fejlesztési szakembereik nem válnak az egyémet követő leépítési hullámok áldozatává.

Van olyan kisvállalat, ahol mindenki részt vesz a fejlesztésben, így a kérdés veszít fontosságából. Van ahol a fejlesztésben részt vevő dolgozók, alkalmazottak a kifejlesztett szabadalom társtulajdonosaivá válhatnak, és így a fejlesztéseikből származó külön jövedelemhez juthatnak. Egyes vállalatoknál a fejlesztő munka alkalmi tevékenység, és azt külsősökkel (vállalattal, egyetemmel, egyéni kutatóval) végeztetik. Ebben a szervezeti elrendezésben az innováció anyagi megbecsülése teljesen piaci kategóriává válik.

A projektek szakmai–műszaki tartalma és újdonságértéke

A megvizsgált projektek mindegyike innovációs vagy kutatás–fejlesztési érvek alapján nyert támogatást, ezért műszaki szempontból bizonyos értelemben előremutatók vol-

tak. A vizsgálati kérdések egy részének az volt a célja, hogy feltárja a támogatott területek szakmai sokféleségét, azok kapcsolatát a csúcstechnikával, és megállapítsa, hogy a projekt termékre vagy inkább technológiára vonatkozik, valamint azt, hogy mennyiben képvisel újdonságot.

A támogatások a műszaki és mezőgazdasági területek igen széles körét érintették. A támogatott projekteket aszerint csoportosítottuk, hogy azok a csúcstechnika kategóriájába tartoznak-e. A besorolásra szakértői döntéssel esetenként került sor. A besorolást a kedvezményezett vállalat fő tevékenysége nem befolyásolta. Például a műholdas termés- és táblafigyelő rendszer bevezetését annak ellenére a csúcstechnológiába soroltuk, hogy annak fő felhasználási területe mezőgazdasági volt. Orvosi eszközök esetén a diagnosztikai műszereket, a laboratóriumi reagenscsomagokat fejlesztő projekteket a csúcstechnológiába soroltuk, de például a sebészeti vágóeszközök nem kerültek oda. A besorolások során az információtechnológiai, a távközlési, a műszeripari és a gyógyszeripari jellegű projekteket majdnem mindig, a gépjárműalkatrészeket fejlesztő projekteket csak ritkán soroltuk a csúcstechnikába, a fémfeldolgozási, a mezőgazdasági fajtanemesítési projekteket pedig majdnem sohasem soroltuk e kategóriába.

A mintabeli támogatott projektek kisebbik fele, azaz 20 vállalkozás számít csúcstechnikai projektnak, és ezek a támogatási összeg (997,38 millió forint) kisebbik felét (478,65 millió forint) kapták. A felmérés alacsony mintanagysága miatt ezeket az adatokat természetesen fenntartással kell kezelni. Mindazonáltal az mindenképpen elmondható, hogy a pályázatok során a bíráló bizottságok nemcsak csúcstechnikai, hanem ahhoz hasonló mértékben hagyományos termékeket és technológiákat is támogattak.

Nem lehet összefüggést megfigyelni a vállalkozás mérete és a projekt csúcstechnikai jellege között: valamennyi nagyságkategóriában közel ugyanakkora (29, illetve 28) volt a csúcstechnikát képviselő projektek száma. Ugyanakkor a vállalkozások mérete és a támogatott projekt innovációs jellege közötti kapcsolat szoros. Eszerint a mintában a támogatott 10 fő alatti kisvállalatok körében a projektek kétharmada (29-ből 20) innováció, míg az ennél nagyobb vállalatok körében az innováció aránya alig haladja meg az egyharmadot (28-ből 10).

A támogatott projektek újdonságértéke széles határok között mozog. A felmérés során a válaszolók megítélték projektjeiket abból a szempontból is, hogy azok mennyire tekinthetők újnak. Az innovatívabb, az újabb termék és technológia jellemzőbb a csúcstechnikai jellegű projektekre, mint a többi projektre.

4. tábla

*A projekt újdonságtartalma és K+F jellege
a támogatott termék és technológia besorolása szerint*

Besorolás	Innováció	Újdonság, de nem innováció	Se nem újdonság, se nem innováció	Együtt	Kutatás	Fejlesztés, de nem kutatás	Se nem kutatás, se nem fejlesztés	Együtt
Csúcstechnika	13	1	5	19	10	2	2	14
Nem csúcstechnika, hagyományos	17	9	10	36	13	11	11	35
<i>Együtt</i>	<i>30</i>	<i>10</i>	<i>15</i>	<i>55</i>	<i>23</i>	<i>13</i>	<i>13</i>	<i>49</i>

A 4. tábla szerint a válaszoló 55 pályázó önbesorolása alapján a projekteknek valamivel több mint a fele innováció, de mintegy egynegyede semmiféle újdonságértékkel nem rendelkezik. Csúcstechnológiai termékek vagy technológiák esetében a válaszolók sokkal egyértelműbben jelentették ki (tehát a hagyományos termékek és technológiák alkalmazóival szemben sokkal biztosabbak abban), hogy a projektnek van újdonságértéke, sőt, hogy az valódi innováció, nemcsak újdonság.

A felvétel adatai arra is rávilágítottak, hogy a projektek során folyó tevékenység mennyiben tekinthető K + F-nek. A projekteknek közel fele – 49 kedvezményezett önbesorolása szerint – kutatásnak tekinthető, de legalább egyötöde se nem kutatás, se nem fejlesztés. A 4. tábla adatai is arról tanúskodnak, hogy a csúcstechnika művelői, képviselői sokkal határozottabban ki merik jelenteni: munkájuk nemcsak fejlesztés, hanem kutatás is.

A válaszolók arra is kitértek, hogy miért tekintik a projektjüket innovációnak, újdonságnak, fejlesztésnek vagy kutatásnak. A projekt eredményeinek újdonságértékével foglalkozó válaszok a következő indokok köré csoportosultak:

- új technológia, új termék, szabadalmaztatott újdonság,
- a piaci igénynek való megfelelés, versenyképesség,
- a nemzetközi rendszerekbe való illeszkedés,
- a cég teljes átalakítása.

A válaszoló cégek többségénél nem válik el élesen egymástól a termék és a technológia megújítására irányuló tevékenység. Arra a kérdésre, hogy a pályázat során támogatott fejlesztés (projekt, innováció) termékorientált, vagy inkább technológiaorientált, az 5. táblában foglalt válaszok születtek.

5. tábla

A fejlesztés termék- vagy technológiaorientált jellege

Besorolás	Inkább termék	Inkább technológia	Mind a kettő	Egyik sem	Nem tudja	Együtt
Csúcstechnika	6	4	8	1	1	20
Nem csúcstechnika, hagyományos	7	2	27	0	1	37
<i>Együtt</i>	<i>13</i>	<i>6</i>	<i>35</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>57</i>

A válaszolók egynegyedének inkább termékorientált a fejlesztése, és ennél sokkal ritkább a főként technológiaorientált fejlesztés. A válaszok súlypontja azonban a terméket és technológiát egyaránt fejlesztő projekteknél van. A válaszolók több mint kétharmada fejlesztését egyaránt termék- és technológiaorientáltnak tartja. A csúcstechnika és a hagyományos technika képviselői ebből a szempontból is jelentős különbséget mutatnak:

- a csúcstechnika mintabeli képviselői közül a válaszolóknak kevesebb mint a fele véli úgy, hogy fejlesztése egyaránt vonatkozik a termékre és a technológiára;
- a hagyományos technika képviselői közül viszont a válaszolóknak mintegy háromnegyede vélekedik így.

A vállalat mérete semmilyen kapcsolatot sem mutatott a projekt termék- vagy technológiaorientáltságával.

A projektek sikeressége és hasznosulása

Az innovációs projektek hasznosulásáról, a siker piacszerkezeti és vállalatszerkezeti feltételeiről számos elmélet született (például *Kocsis–Szabó*; 1996). A cégen belüli feltételek közül az elméletek kiemelik, hogy a siker biztosabb, ha a vállalati szervezet öntanuló és bizalomra épül, ha a vállalatnál a projektet külső partnerek bevonásával menedzselik. Fontos, hogy az innovációs projekt számíthasson a vállalati hierarchiára, de a vállalatszerkezeten belül mégis némi önállóságot kapjon. A külső feltételek körében fontos sikertényező, hogy a vállalat bizalommal támaszkodhasson kockázati tőkés támogatókra és külső tanácsadókra, sőt lehetőleg a vállalat és a projektben együttműködő külső partnerek jól együttműködő, sok esetben területi hálózat részei legyenek.

A felmérés kérdései a hasznosulás mértékére, mikéntjére és helyére vonatkoztak. A projektek haszna elsősorban a kedvezményezett vállalatoknál jelentkezik, másodsorban azok ügyfeleibenél, vevőibenél, és csak ezután következnek a társadalom többi szereplői. A felmérés során válasz érkezett arra a kérdésre, hogy a kedvezményezett vállalkozások a projekt eredményével inkább a saját munkájukat segítik, vagy másokét is támogatják, és ha másokét is, akkor kikét, és ebben az esetben hogyan, milyen csatornákon keresztül terjed az innováció.

A vállalatok túlnyomó többsége megfelelő mértékben (26), vagy teljesen (24) megvalósította a támogatott projekt szakmai céljait. Nemleges választ egyetlen megkérdezett sem adott, illetve 2 nem tudott a kérdésre válaszolni. Szintén 2 vállalat esetében kismértékű, 3 esetében pedig többé-kevésbé érezhető volt a támogatás hatása.

A kevés sikertelen projekt szakmai eredménytelenségének okai a következők voltak (jellegzetes említések a gyakoriság csökkenő sorrendjében):

- megfelelő együttműködő partnert (például referenciaüzemet, értékesítő vállalatot stb.) találni idő- és költségigényes feladat;
- volt(ak) jó partnere(i), de az(ok) tönkrement(ek);
- a fejlesztési projekt műszakilag sikeres, de a kívánt gyártási és piaci szint elérése lassú;
- a laboratóriumi eredmények fülüzemi körülmények között nem igazolódtak, menet közben kellett a paramétereket, a kiindulási anyagot megváltoztatni;
- tudatosan akadályozták munkáját.

A projektek leggyakrabban említett hasznosulási formája a piaci értékesítés. A tipikus cég a know-how-t megtartja magának, de a fejlesztés eredményeként létrejövő terméket gyártja és értékesíti, tehát ha az innováció nem is, de annak haszna piaci úton terjed. A fejlesztés így a vállalatnál marad, és beépül a termékekbe, melyek piacra kerülnek. Más esetben szolgáltatás révén terjed az innováció.

A projektek hasznának jellegzetes formái a következők voltak:

saját magának és ügyfeleinek, vevőinek haszna	39,
csak saját magának haszna	11,
saját magának, ügyfeleinek és a végső fogyasztóknak haszna	5,
saját magának haszna, ezenkívül munkahelyteremtés, exportbővítés	1,
nem tudja megítélni	1.

A projektek nagyban hozzájárultak a vállalatok kapcsolatainak fejlesztéséhez, mintegy háromnegyedük a projekt során együttműködést alakított ki partnereivel.

Az innováció terjedési mechanizmusai közül további lehetőségeket is említettek a megkérdezettek. Az innováció terjedési csatornáival kapcsolatos jellegzetes válaszok:

- szabadalmi bejelentés, a gyártási jog védelme, a találmány eladása külföldön, ha az helyzetüket nem veszélyezteti;
- új tervezési és gyártási módszerek épültek be a technológiába (a haszon közvetett);
- konzorciumokat hoznak létre a hasznosításra;
- átfogó technológiai publikáció, szakkönyv, szakmai szimpóziumok;
- a kedvezményezett vállalat csak kutat, de képtelen lenne felvállalni a termék piacra juttatásának feladatát.

Fontos kérdés, hogy a projektek hatásai mennyiben maradnak műszaki jellegűek, és mennyiben nyilvánulnak meg gazdasági haszonként, és ha igen, akkor e haszon hol, mely szervezeteknél jelentkezik. A jellegzetes projektek fő hatásai:

- a vállalatok több mint felénél műszaki jellegű (például prototípus elkészítése);
- szintén a vállalatok több mint felénél saját közgazdasági jellegű (például a projekt növelte a cég árbevételét, csökkentette a költségeket, munkaerőt takarított meg);
- ennél kevesebb válaszoló említette az ügyfeleinél, vevőinél, a fogyasztóknál jelentkező hasznot.

Bevallottan sikertelen vagy hatástalan projektek is vannak, de számuk elenyésző.

A projekt közvetlen hatásai

Hatás	Válaszok száma
Prototípus elkészítése	35
A piaci részesedés növelése	32
Árbevétel növekedése	32
Munkaerő-megtakarítás a pályázó vállalatnál	4
Munkaerő-megtakarítás a pályázó vállalat ügyfeleinél	6
Csökkentek a költségek a pályázó vállalatnál	5
Csökkentek a költségek a pályázó vállalat ügyfeleinél	11
A projekt sikertelenül zárult	1
A projekt annyira sikertelenül zárult, hogy a pályázó vállalatot is veszélybe sodorta	1
A projektnek semmiféle valódi hatása nem volt	1

Megjegyzés: a vállalatok több választ is adhattak.

A hatással kapcsolatos válaszok nem kimutathatóan nagyságcsoport-specifikusak, tehát a kisebb és a nagyobb vállalkozások esetében nem különbözik egymástól a hatásos és a hatástalan projektek aránya. Ezt a 6. tábla illusztrálja.

6. tábla

A támogatott projekt hatása, következménye a pályázó vállalatnál

Nagyságkategória	Nőtt	Nem nőtt	Együtt
	az árbevétel		
10 fő és kevesebb	17	12	29
11–50 fő	10	8	18
50 fő felett	5	5	10
<i>Együtt</i>	32	25	57

Csak elhanyagolhatóan kevés esetben számoltak be arról, hogy a projekt szervezeti jellegű innovációt is idézett volna elő, vagy hogy valódi, hiteles, a projekten messze túlmutató, továbbgyűrűző hatása lett volna a projekt eredményeképpen létrejött innovációnak.

Kulcskérdés, hogy a projekteknek milyen hatása volt a vállalat munkaerő-gazdálkodására és szervezetére. Bár a kedvezményezettek többsége kicsi, de a projektek legtöbbjüket felívelő szakaszukban érték el. Ez abból is látszik, hogy

– a projekt időtartama alatt az árbevétel a vállalatok felénél – sok esetben jelentős mértékben – növekedett, egyharmadánál stagnált, és csak elhanyagolható számú vállalat esetében csökkent;

– a projektek megvalósítása során a főfoglalkozású alkalmazottak száma a kedvezményezett vállalatok egyharmadánál növekedett, felénél nem változott, és csak elhanyagolható hányadánál csökkent.

A munkaerő-gazdálkodás a vállalatok mintegy felénél a támogatott projekttől függetlenül alakult. Volt ahol a projekt a létszámot azért nem befolyásolta, mert a szellemi munkát egyetemmel, külső szakértővel végeztették. A vállalatok mintegy felénél azonban a projekt befolyásolta a létszámot, a legtöbb esetben – közvetlenül vagy közvetve – növelve azt. A befolyásolás mechanizmusai igen szélsőséges esetek között szóródtak. Így például volt olyan válasz, hogy „a projektnek munkaerőigénye volt, ezért a létszám növekedett, de hosszabb távon a tudásszint növekedése miatt munkaerő-megtakarítás várható”, de olyan is, hogy „egy osztrák gyár Magyarországra települt, ez itt munkaerő-felvétellel, Ausztriában pedig elbocsátással járt”.

A projektek egyhetede vagy a pályázó cégnél, vagy annak ügyfeleinél munkaerő-megtakarításhoz vezetett. A vállalatok több mint egyharmadánál a projekt megvalósítása érdekében a dolgozók külön képzésben vettek részt.

IRODALOM

ÉLÍÁS P. – SZILÁRD I. – SOLTÉSZ A. (1999): *Értékelés az Exportfejlesztési Pályázati Rendszerről (1990–1997)*. OMFB, Budapest, 44 old.

FUTÓ P. – KÁLLAY L. – SOLTÉSZ A.: *Értékelés az Országos Műszaki Fejlesztési Bizottság kis- és középvállalkozás-támogatási pályázati tevékenységéről (1995–1998)*. Kézirat, Budapest.

KOCSIS É. – SZABÓ K. (1996): *Technológiai korszakhatáron. Rugalmas technológiák – regionális hálózatok*. OMFB, Budapest, 97 old.

SCHMOCH, U. – LICHT, G. – REINHARD, M. (2000): *Wissens- und Technologietransfer in Deutschland*. Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung und Forschung. Fraunhofer-Institut für Systemtechnik und Innovationsforschung (ISI), Karlsruhe, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, IFO Institut für Wirtschaftsforschung, München.

SZALAVETZ A. (1999): *Technológia transzfer, innováció és modernizáció német tulajdonban levő feldolgozóipari cégek példáján*. Országos Műszaki Fejlesztési Bizottság TAN 98-56-05 sz. kutatása. OMFB, Budapest, 142 old.

TÖRÖK Á. (1996): *Értékelés az Alkalmazott Kutatás-Fejlesztési Programról (1991–1995)*. OMFB, Budapest, 34 old.

SUMMARY

In the 90s in Hungary the expenditures for research and development have seriously declined, but the government has maintained some support programmes for company level innovation activity. The article presents the results of a survey, carried out among 57 firms, most of them small and medium sized enterprises. The majority of these enterprises is growth oriented, and innovation activity is strongly connected to their growth. Only a certain part of the supported projects can be regarded as high technology development or innovation. The uses of the projects are transferred mainly by market mechanisms. The outcomes are predominantly of technical and economic nature, and the projects involve only in a small number of cases some organisational changes. Related to the innovation projects, the enterprises have entered into fruitful connections with other organisations.

SZEMLE

„STATISZTIKA ÉS GAZDASÁGMODELLEZÉS” KONFERENCIA BALATONFÜREDEN

A Gazdaságmodellezési Társaság két évente rendez országos konferenciát, melyek célja az ezen a tudományterületen elért legújabb kutatási eredmények minél szélesebb körű megismertetése. 2000. november 15. és 17. között a Magyar Statisztikai Társaság Gazdaságmodellezési Szakosztályával közösen szervezett balatonfüredi konferencián 26 előadás hangzott el. A mindvégig nagy szakmai érdeklődéssel kísért színvonalas előadásokat értékes, konstruktív viták követték.

A konferenciát *Meszéna György* professzor emeritus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem (BKÁE) egyetemi tanára, a Gazdaságmodellezési Társaság elnöke nyitotta meg, majd *Kuti Csaba*, a Veszprém Megyei Közgyűlés elnöke üdvözölte a résztvevőket.

Az első szekcióban *Ligeti Csák*, a KSH főosztályvezetője, a konferencia szervezőbizottságának vezetője elnökölt.

Nyitó előadásában *Augusztinovics Mária*, a közgazdaságtudomány doktora „Újraelosztás a nyugdíjbiztosítási rendszerben” c. előadásában felhívta a figyelmet arra, hogy e rendszerben az újraelosztásnak számos formája létezik: amennyiben egyének és (vagy) csoportok között megkülönböztetésre kerül sor, akkor a rendszer felosztó, és a biztosítást tekintve nem korrekt. Az előadó utalt arra is, hogy a nyugdíjbiztosítás nem pusztán a halandósági kockázat megosztását jelenti, ugyanis a konstrukció igen hosszú időtartama miatt a gazdasági-társadalmi tényezők hosszú távú alakulása is kockázatként jelentkezik, s ezek a tényezők ráadásul magát az élet-tartamot is befolyásolják. Mindezek figyelembevételével kellene felmérni a magyar nyugdíjrendszerben folyó újraelosztás mértékét és jellegét.

A második előadó, *Szép Jenő* professzor emeritus „Algebrai struktúrák és alkalmazási lehetőségei” c. előadásában az algebrai struktúrák gyakorlati alkalmazhatóságáról értekezett. Ezek közül kiemelte bizonyos fizikai és biológiai folyamatok

szimulálását, valamint titkosítási eljárások levezetését. Az utóbbinak gyakorlati jelentőségén túl az ad különös hangsúlyt, hogy viszonylag könnyen alkalmazható módszerről van szó.

A következő előadó *Major Klára*, PhD-hallgató volt, „A nyugdíjvédelmek tíz éve” c. előadásának társszerzője *Martos Béla*, a közgazdaságtudomány doktora. Az előadás abból indult ki, hogy Magyarországon az elmúlt tíz évben a nyugdíjasok száma jelentősen nőtt, a járulékfizetők száma pedig csökkent. Ebből következően jelentősen visszaesett a járulékbevételek reálértéke. A szerzők arra hívták fel a figyelmet, hogy ezzel párhuzamosan számottevően csökkentek az egyenlőtlenségek akár az összes nyugdíjat, akár az újonnan megállapított nyugdíjakat, akár az életkereseteket vizsgáljuk. Ennek lehetséges oka az előbb említett jelenség, ha ugyanis kevesebbet többfelé kell elosztani, és a minimális szintet mindenki számára biztosítani kell, akkor természetes az egyenlőség növekedése. A szerzők ezt úgy interpretálják, hogy bár – a piacgazdasági elvárásoknak megfelelően – csökkent a nyugdíjak szociális kiegyenlítést szolgáló szerepe, ennek ellenére a kiegyenlítés hasznélvezőinek száma nőtt.

A szekcióülélen *Vörös József*, a közgazdaságtudomány doktora, egyetemi tanár „A minőség stratégiai szerepe” címmel tartott előadást. A szerző felhívta a figyelmet arra, hogy már a minőség fogalmának meghatározása sem egyértelmű, a témában folyamatosan jelennek meg az új megközelítések. Az előadó a kérdéses fogalmat a fogyasztó elvárásai alapján határozta meg, azaz nála a minőség a fogyasztói tapasztalat függvénye. Szerinte az 1990-es évekre a tömegtermelés elérte azt a szintet, hogy a standard termékek már nemcsak elérhető árúak, hanem jó minőségűek is. Ez a jelentős átalakulás pedig azt eredményezi, hogy a fogyasztók egyre természetesebbnek tekintik a jó minőséget, elvárásaik növekednek. Ezt a jelenséget nevezik a „minőség inflációjának”. Ilyen környezetben egy vállalat csak akkor

maradhat talpon, ha folyamatos minőségfejlesztés mellett képes növelni a termelési hatékonyságot is.

A szekcióülés végén *Kádas Sándor* kandidátus, egyetemi docens számolt be a 2000 júniusában a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetemen tartott EURO 2000 konferenciáról.

Az esti fogadás előtt került sor a Krekó Béla-díj átadására. Az első ízben átnyújtott kitüntetések *Augusztinovics Mária*, *Martos Béla* és *Szép Jenő* vehették át a gazdaságmodellezés területén végzett többévtizedes eredményes munkájuk elismeréseképpen.

A konferencia november 16-án a második szekcióval folytatódott, melynek elnöke *Tarján Tamás*, a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának kutatója volt. A szekció valamennyi előadója a Magyar Nemzeti Bank (MNB) Közgazdasági főosztályán folytatja kutatásait.

Az első előadást „Potenciális termelés kis nyitott gazdaságban” címmel *Simon András*, az MNB osztályvezetője tartotta, szerzőtársa *Darvas Zsolt*, PhD hallgató. Dolgozatuk alapja egy olyan modell, melyben a potenciális kibocsátást számszerűsítik és mint fenntartható kibocsátási szintet jellemzik. Amennyiben a tényleges kibocsátás ezt meghaladja, inflációs feszültségről beszélhetünk, ami nem minden esetben vezet tényleges inflációhoz. Kezdetben többnyire valamilyen egyéb makrogazdasági egyensúlytalanságban (például külkereskedelmi hiány) csapódik le, ezáltal a válság kirobbanása későbbre tolódik, a lényegi fogalom azonban a fenntarthatóság. A szerzők szerint ennek tükrében érdemes megítélni az 1990-es évek makrogazdasági folyamatait.

A következő előadó ismét *Simon András* volt, szerzőtársa ezúttal *Várpalotai Viktor* PhD-hallgató, és előadásuk címe „Az optimális eladósodás mértéke kis országban”. A kiindulásul felhasznált absztrakt modellt a szerzők több szempontból is megpróbálják életszerűbbé és Magyarországra alkalmazhatóbbá tenni. Ennek során a determinisztikus modellt sztochasztikussá alakítják, véges életpályát tételeznek fel, korlátozzák az eladósodás mértékét. A modell egyensúlyi megoldásként a heurisztikusan is elvárható eredményt kapjuk, miszerint a gyorsan növekvő, felzárkózási szakaszban levő országok adósok lesznek a stacionárius állapotban. A szerzők szerint ilyen helyzetben is csak lassú utolérési folyamatra lehet számítani, Magyarország például 2030-ra érheti el Ausztria GDP-jének 70 százalékát.

Érdekes előadást tartott *Várpalotai Viktor* a „Gazdasági adatok visszabecklése numerikus módszerekkel” címmel. A probléma rendkívül időszerű, hiszen a gyakorló modellezők nap mint nap szembe-

sülnek a gazdasági adatsorok hiányosságaival és megbízhatatlanságával. A szerző által alkalmazott módszer lényege, hogy a problémát egy optimum-feladatra vezeti vissza. Ennek során formalizálja a rekonstruálni kívánt gazdasági változók elvárt viselkedését, megfogalmaz bizonyos természetes elvárásokat (például hogy a negyedéves változók összege egyezzen meg az éves adattal), majd numerikusan megoldja a feladatot.

A szekció zárásaként *Barabás Gyula*, az MNB osztályvezetője „Monetáris programozás az MNB-ben” c. előadásában az alkalmazott monetáris programozási tevékenységet mutatta be. Az előadó először a monetáris programozással kapcsolatos fogalmakat tisztázta, majd kitért arra, hogy mely összefüggések a legfontosabbak a prognózis konzisztenciájának megteremtése szempontjából. Ezután a program elkészítésének lépéseiről volt szó, melynek során a szerző kiemelte, hogy a jövedelmi és a finanszírozási oldal konzisztenciájának biztosítása az egyik legfontosabb és egyben legnehezebb lépés a monetáris programozásban, ennek során a készítő makromodell hiányában kénytelenek nemzetközi tapasztalatokra, valamint szakértői becslésekre hagyatkozni (ez utóbbi például a költségvetés alapján készülhet). A monetáris program outputja az egyes eszközök állományának középtávú (8-17 hónapos) előrejelzése.

A harmadik szekcióban *Meszéna György* egyetemi tanár elnökölt.

Az első előadásban *Tarján Tamás* „A magyar kutatás+fejlesztés és innováció az átmenet elmúlt 10 évében” című előadásában a hazai K+F történéseit elemezte. Bevezetésként vázolta a magyar gazdaság fejlettségi szintjének alakulását a szomszédos Ausztriához viszonyítva az utóbbi évtizedekben, eszerint a századelőhöz képest lemaradásunk fokozódott, s ezt súlyosbította a rendszerváltás utáni gazdasági visszaesés. Mindezt tetézi, hogy a hazai K+F kiadások 1990 és 1996 között mintegy 70 százalékkal csökkentek, és ezen belül is a kísérleti fejlesztés esett vissza a legjelentősebben. A szerző biztatásként mindehhez annyit tesz hozzá, hogy bár jelenleg az alap kutatások nagyobb hányada lényegében alkalmazott kutatás, ami viszont mostanra mint K+F megmaradt, jól beépült a gazdaságba és az európai innovációs struktúrákba, a termelésre ténylegesen hat.

Gyeván Ferenc egyetemi docens „A minőség a matematikai modellek tükrében” c. előadásában, mely a minőség témakörével foglalkozott, azt emelte ki, hogy a minőség az utóbbi évtizedben stratégiai kérdéssé vált a vállalati döntéshozatalban. A szerző a minőségtervezésre bemutatott egy célprogramozási megközelítést. Ebben felhívta a figyelmet az idő szerepére, miszerint a minőség gyorsan inflálódik. En

nek oka az, hogy a minőségelönnyel megteremtő képesség nem marad titokban, azt a gyorsan tanuló versenytársak hamar elsajátítják.

A szekció befejezéséeként *Varga József* egyetemi tanár és *Rappai Gábor* egyetemi docens közös „Heteroszkedaszticitás és a béta hatékony esztimátorai GARCH modell alapján. A magyar részvénytőzsiac elemzése” című dolgozatukban a magyar részvénytőzsiacot elemezték jelentős módszertani apparátus felhasználásával. Végeredményként arra a következtetésre jutottak, hogy az amerikaihoz hasonlóan, a hazai tőzsiacban is érzékelhető a feltételes heteroszkedaszticitás, ezt tehát CAPM-próbákban a piaci modell béta értékeinek becslésekor számításba kell venni.

A negyedik szekció elnöke *Augusztinovics Mária*, a közgazdaságtudomány doktora volt.

Az első előadást *Bagó Eszter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese „A globalizációs folyamatok hatása a külkereskedelmi statisztikára” címmel tartotta. Azokkal a problémákkal foglalkozott, amelyek a globalizációs folyamatok hatására merülnek fel a külkereskedelmi statisztikában. A gondok abból adódnak, hogy napjainkra a külkereskedelmi áruforgalom jelentős hányada multinacionális vállalatokon belüli árumozgásként jelenik meg. Ezekben az esetekben nehezítik a számbavételt az árképzés sajátosságai, valamint az a tény, hogy az adott termékben megtestesülő hozzáadott érték egyre több országból származik. Ezekkel a folyamatokkal a külkereskedelmi statisztika fejlesztésének is lépést kell tartania.

A következő „A cserearányok mérése és makrogazdasági hatásai” című előadásban *Kollányi Margit*, a KSH tanácsadója, a cserearányok változásának mérésével kapcsolatos problémákat ismertette. Kifejtette, hogy a cserearányok témaköre erősen konjunktúrafüggő, azaz többnyire akkor kerül előtérbe, ha erőteljes (általában kedvezőtlen) változások következnek be a cserearányokban. Az utóbbi egy-két évben is hasonló volt a helyzet, igaz, az évi 2-3 százalékos romlás nem hasonlítható az 1970-es évek olajválságának hatására bekövetkező 20 százalékos pozícióvesztéshez. Az utóbbi évek cserearányromlása két fő tényezővel magyarázható: az 1999-es romlás elsősorban a gépiparban jelentkezett, fő oka a burkolt profitkivitel (irreális transzferárak); ezzel szemben 2000-ben cserearányaink egyértelműen a magas olajár miatt romlottak. Ezeket a hatásokat célszerű figyelembe venni a gazdasági teljesítmény mérésekor is. Erra a célra a nemzetközileg ajánlott mutató a GDI (Gross Domestic Income).

Budavári Péter, a Pénzügyminisztérium főosztályvezetője „Két paradoxon a cserearány-változás

számításában” c. előadásában két problémára hívta fel a figyelmet, melyekkel a cserearány-változás számításakor találkozhatunk. Az első lényege, hogy a termékcsoportokra számított részindexek átlaga nem feltétlenül adja ki a teljes mutatót, sőt azok irányával is ellentétes lehet. A megoldást a standardizálás módszerei adják, a szerző ennek megfelelően az ott használatos fogalmak kiterjesztését javasolja a cserearányindexekre. A második felvetett probléma az, hogy a cserearányhatás egy részét annak ellenére tartalmazza a statisztikák, hogy az nem befolyásolja a felhasználható GDP volumenét. Az előadó ennek korrekcióját javasolja, mivel a cserearány-változás csak a belföldi felhasználás lehetőségeit befolyásolja.

A szekció záró előadásában – „Ökonometriai modell a fiskális politika szolgálatában” – *Muszély György*, a Pénzügyminisztérium főtanácsosa több társszerzővel együtt készített éves modellel számított költségvetési variánsokat ismertett. Valamennyi változat expanzív jellegű volt, a kiadások jelentős növelésével és (vagy) a bevételek csökkentésével számolt. Az előadó a következményeket a külső pozíciók, a gazdasági növekedés, valamint az államháztartás szempontjából elemezte. A legfontosabb eredményként talán azt emelnék ki, hogy egyáltalán nem közömbös az expanzív költségvetési politika iránya, az egyes változatok igen eltérő hatást gyakoroltak a legfontosabb makroökonómiai mutatókra.

Az ötödik szekcióban *Szilágyi György*, a KSH ny. főosztályvezető-helyettese elnököl.

Az „Elemezzünk, vagy az adatok önmagukért beszélnek?” c. előadásban *Kovács Erzsébet* kandidátus, egyetemi docens az adatelemzés módszereiről értekezett. Kifejtette, hogy míg korábban az adatok elemzése többnyire modellvezérelt volt, vagyis a kutatók bizonyos előzetes feltételezésekkel éltek az adatok struktúráját illetően, mára az adatvezérelt eljárások kerültek előtérbe, azaz a felhasználók viszonylag kevés feltételezést fogalmaznak meg a vizsgált sokaságra. Véleménye szerint ez a tendencia jelentős veszélyeket hordoz magában, ugyanis egyre gyakrabban használnak olyan eljárásokat, melyek során az eredmények megbízhatósága – az eloszlás ismeretének hiányában – nem tesztelhető.

A következő előadást *Benedek Gábor* és *Megyery Krisztina*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem PhD-hallgatói tartották „Egy bilaterális pénzmodell egyensúlyainak numerikus elemzése” címmel. Egy olyan pénzmodell egyensúlyát elemezték, amely képes megjeleníteni a pénz csereeszköz funkcióját. Kutatásaik során valószínűsítő modellkörnyezetre törekedtek, ebben vizs

gálták az egyensúly létezését numerikus módszerekkel. Tovább lépésként modelljüket kibővítették: növelték a szereplők számát, figyelembe vették az információaszimmetriákat, valamint beépítették a tanulás folyamatát.

A továbbiakban egy meglehetősen speciális témával foglalkozó előadás hangzott el „A sik- és dombvidéki kedvezőtlen adottságú mezőgazdasági területek lehatárolásának módszere” címmel. A szerzők *Tóthné Lőkös Klára, Gábríelné Tózsér Györgyi és Szűcs István*, a gödöllői Szent István Egyetem Gazdaságelemzési Módszertani Intézetének munkatársai. Az előadás a kedvezőtlen adottságú mezőgazdasági területek lehatárolásának módszertani kérdéseivel foglalkozott. A kérdés gyakorlati jelentősége igen nagy, ugyanis az EU-támogatások elnyerésének egyik alapfeltétele a pontos helyzetfelmérés és a környezeti tényezők feltérképezése. A kutatók számos gazdasági, természeti és demográfiai mutató felhasználásával hat klaszterbe sorolják a településeket.

A szekcióülés zárásaként *Szép Katalin*, a KSH főtanácsosa a háztartási termelésről, valamint annak modellezéséről és méréséről tartott előadást „Háztartási termelési modell és kapcsolata a statisztikával” címmel. A téma jelentőségét mutatja, hogy felmérések szerint ennek aránya az EU-ban is meghaladja a GDP 35 százalékát. A bemutatott modell alkalmas a saját fogyasztásra szánt mezőgazdasági termelés modellezésére, továbbá az otthoni munka pénzbeni értékelésére is. A háztartási termelési szatellitábla beilleszthető a nemzeti számlarendszerbe, mérhetővé teszi a háztartási termelést.

A hatodik szekcióban *Martos Béla*, a közgazdaságtudományok doktora elnökölt.

Az első előadást „A Gazdaságfejlesztési Pályázat hatékonyságának vizsgálata” címmel *Németh Sándor Zoltán, Rapcsák Tamás* egyetemi tanár és *Temesi József*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem rektorhelyettese tartotta. A felvetett probléma megoldására egy csoportos döntési modellt javasoltak. A modell inputként az 1996 és 1998 közötti pályázati anyagokat használta fel, ezeket vetette össze a tényekkel, vagyis azzal, hogy azokat mennyire sikerült megvalósítani. Az értékelés során figyelembe vett szempontok három területre koncentráltak: a hazai ipar fejlesztésére (kis- és középvállalatok, valamint a beszállítói háttér fejlesztése), a nemzetgazdasági célok megvalósítására (például regionális fejlesztés, munkahelyteremtés), továbbá a pénzügyi hatékonyságra (például megtérülési idő, exporthányad). A részletes elemzést érzékenységvizsgálat zárta le.

A következő előadó *Mihályffy László*, a KSH főtanácsosa volt. „A kalibrálás egy általánosításáról” c. előadásban a kalibrálást a szerző a válaszmegtagadásból és a mintakeret hiányosságaiból fakadó problémák kiküszöbölése érdekében alkalmazta. Ennek során a mintavételi tervben szereplő eredeti súlyokat kalibrálják a mintából kiolvasható új információk alapján. Az erre szolgáló eljárás egy konvex programozási feladatra vezethető vissza.

A szekció befejező előadása „Magyarország demográfiai helyzete, 1950–1999” címmel hangzott el. *Lovasné Avató Judit* először vázolta az elmúlt 50 év hazai demográfiai történetét, majd ismertette a népesedési átmeneteket. Eszerint európai összehasonlításban a magyarországi születési arányszám közepes, ezzel szemben a halálozási mutató az egyik legrosszabb a kontinensen. Ami a várható jövőbeli tendenciákat illeti, az előadó szerint a népességfogyás fennmarad, ám üteme várhatóan lassul.

A hetedik szekció elnöke *Temesi József* egyetemi tanár, a BKÁE rektorhelyettese volt.

A szekció első, „A ragadozó költségvetés és a préda GDP (avagy a gazdasági növekedés és a költségvetési kiadások kapcsolata)” c. előadásában *Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke arra az örökzöld kérdésre kereste a választ, hogy milyen összefüggés van a GDP (esetleg annak növekedési üteme) és a költségvetési kiadások (újraelosztási hányad) között. A különböző elméleti megfontolásokból eltérő következtetések vezethetők le mind a kapcsolat irányára, mind az oksági összefüggésre vonatkozóan. Az előadás figyelemfelkeltő címe a közismert ragadozó–preda dinamikus modellre utal, a szerző ennek alkalmazhatóságát tesztelte a költségvetési kiadások és a GDP kapcsolatára. Az eredmények azt mutatják, hogy ebben az esetben nem érvényes a kérdéses összefüggés, a rendszer instabil lesz. A két változó közötti kapcsolat bonyolultabb, mint amit az alapmodell sugall.

A következő előadás szerzői – *Papanek Gábor*, a Gazdaságkutató Intézet igazgatója, *Petz Rajmund*, a Gazdaságkutató Intézet kutatásvezetője, *Poviliatis Sigitas*, az ECOSTAT kutatója, valamint *Révész Tamás*, a Gazdasági Minisztérium főosztályvezetője – „A DUNA I makrogazdasági modell és néhány alkalmazása” címmel a Duna I modellt mutatták be annak néhány alkalmazásával. A modell alapja a Maryland University által – számos egyéb intézmény közreműködésével – készített INFORUM elnevezésű makromodellszalád, melybe keynesi típusú keresletorientált modellek tartoznak. A modell paramétereinek becslését különböző variánsok elkészítése követte. Ezek segítségével a kutatók elemezték az EU-csatlakozás várható hatásait, a távközlési piac liberali

zálásának esetleges következményeit, valamint a lakásépítések gyorsulásának lehetséges eredményeit.

A konferencia befejező előadásában *Szilágyi György*, a KSH ny. főosztályvezető-helyettese „Új gazdaság. Új statisztika?” címmel arra kereste a választ, milyen kihívásokat támaszt a statisztikával szemben az új gazdaság megjelenése. Rámutatott arra, hogy a globalizációs folyamatok következtében nemcsak a statisztika eddigi alapfogalmainak átértékelésére és a meglévő módszerek megújítására van szükség, hanem új fogalmak, új eljárások kidolgozására is. Az új gazdaság körülményei között alapvető nehézséget jelent az olyan fogalmak meghatározása, mint a rezidens gazdasági egység vagy a partnerország. A megoldás a teljes SNA-rendszer revíziója lehet, amelyben a régi fogalmakat újakkal kell helyettesíteni, például a multinacionális cégek esetében a gazdasági érdekcumum fogalma helyett a tőketulajdonos hovatartozását lenne célszerű vizsgálni.

*

A konferencia a problémák és a módszerek széles spektrumát ölelte fel. Hasznos konferencia volt több szempontból: érdekesek és sokszínűek voltak a témák, színvonalasak voltak az előadások,

sok volt a hozzászólás, élénkek voltak a viták. Külön kiemelendő, hogy a konferencián generációk találkoztak. Nagyon biztató volt látni, hogy a nyugdíjas mesterek és tanítványaik vagy éppen már azok tanítványai együtt adtak elő, vitakoztak, vetették meg a jövő kutatásainak alapjait. Valóban úgy tűnt, hogy ez a konferencia jól szolgálta az információátadással kapcsolatos feladatokat. Ugyancsak szerencsés volt a két, eddig jószerivel egymás mellett elmenő, egymást meg nem értő társaság összehozása egy rendezvényre: azt lehetett tapasztalni, hogy megtalálják a közös hangot.

Végül szólni kell a rendezésről és a szervezésről is. Már-már hagyomány, hogy a GMT konferenciái kiváló szervezettségükről is ismertté válnak. Nem volt ez másképp most sem: a környezet ideális volt, a résztvevők száma pedig biztosította, hogy jó konferenciát lehessen tartani. Az elnököket dicséri, hogy a jól összeállított programokat tartani lehetett, és minden feltétel megvolt ahhoz is, hogy a konferencia szüneteiben a résztvevők oldott körülmények között is meg tudják beszélni közös dolgaikat. Mindezt köszönet illeti a szervezőket. Reméljük, hogy ennek a konferenciának lesz folytatása.

Keresztély Tibor

A STATISZTIKAI BIZOTTSÁG 2001. MÁRCIUS 20-I ÜLÉSE

Az MTA Statisztikai Bizottsága március 20-i ülésén a regionális statisztikai információs rendszer módszertani alapjait és gyakorlati kérdéseit vitatta meg. A téma előadója *Kovács Tibor* statisztikai főtanácsadó volt. Az előadáshoz kapcsolódva *dr. Szaló Péter* helyettes államtitkár, valamint *dr. Perczel György* tanszékvezető egyetemi tanár tartottak korreferátumot. Az ülés elnöke *dr. Mellár Tamás*, a KSH elnöke, a Statisztikai Bizottság elnöke volt, az ülésen a Statisztikai Bizottság tagjai és meghívott szakértők vettek részt.

Az előadás mondanivalója lényegében három témakör köré csoportosult:

- bevezetéként, valamint általános információként a témakör kezdeteiről a módszertani megalapozásról, valamint a fejlesztés egyes kérdéseiről volt szó;
- a második témakör az Európai Unió Régió adatbázisához való csatlakozás, az MR-START kifejlesztésének kérdéseit érintette;
- a harmadik kérdéskör a működéshez kapcsolódó feladatok legfontosabb kérdéseit taglalta.

Kovács Tibor előadásának bevezetéseként hangsúlyozta, hogy a regionális statisztikai információs rendszer esetében összetett tudományágról van

szó, amelynek a téma sajátosságaiából eredően elsődleges és legfontosabb letéteményese a Központi Statisztikai Hivatal. Ugyanis a KSH feladatai közé tartozik a regionális statisztikai információs rendszer kialakítása, a rendszer különböző elemeinek egységes rendszerbe szervezése, a módszertani alapok egységesítése. A regionális statisztikai információs rendszer kialakításánál a kiindulási pontot a települési törzskönyvrendszer képezte. E rendszernek a létrehozása az 1970-es évekre nyúlik vissza, amikor kormányzati szintű döntést hoztak a területfejlesztésről, valamint a településfejlesztésről. A KSH 1980-ig e döntések alapján gyűjtötte a területi adatokat, majd ezen a bázison alakították ki az adatrendszert a települési adatok felhasználásával. Ez azt jelentette, hogy évente, településenként 400 alapadatot vittek be a rendszerbe, amelyet különböző kiegészítő adatokkal bővítettek.

A rendszer létrehozásánál az egyik fő feladat a településazonosítók kialakítása volt, amelyek önmagukban az azonosításon kívül más információt nem hordoznak, és ezekhez kapcsolódnak mindazok az ismérvek, amelyek a különböző területi sajátosságokat jelzik (például üdülőövezet, agglomerációs terü-

let, kistérség, mezőgazdasági tájkörzet stb.). Új elemként jelent meg a rendszerben az Európai Unió öt fokozatú területbeosztási rendszeréhez (a NUTS-rendszerhez) való csatlakozás jegyében meghatározott hét tervezési–statisztikai régió, mely területi egységek a NUTS-rendszer második fokozatának felelnek meg.

Az ismertetett alapelveken felépített regionális statisztikai információs rendszert alapvetően (és értelemszerűen) a KSH tölti fel adatokkal, amelyet egyéb (például térképi) információk is kiegészítenek. A téma sajátossága miatt azonban minden területi adatigényt kielégíteni nem lehet, ugyanis a települések szintjén nem szerezhető be valamennyi szükséges adat. A munka volumenére jellemző, hogy a területi információs rendszer továbbfejlesztése során az elmúlt két évben 28 témakörben mintegy 3000 információ rendszerbe, adatbázisba szervezésére került sor a KSH-ban.

Összességében a magyar regionális statisztikai adatbázisrendszerrel megállapítható, hogy alapvetően kielégíti az EUROSTAT ilyen jellegű adatigényeit, ugyanakkor szükség van még további módszertani finomításokra, például a közlekedési, a külkereskedelmi, az energiasztisztikai adatok vonatkozásában. Az adatbázis hardver- és szoftver-háttere kiépített, és lényegében a korábbi területi statisztikai adatbázis jelentős fejlesztéséről, korszerűsítéséről van szó. A további munkáknál nagyon lényeges szempont, hogy folyamatosan gondoskodni kell az EU-adatbázis feltöltéséről, emellett biztosítani kell többek között a 150 hazai statisztikai kistérség területi és települési információs igényeinek kielégítését is.

Az előadó hangsúlyozta, a területi statisztikai adatbázis felhasználásánál és fejlesztésénél nagyon lényeges szempont, hogy a felhasználói oldal alkalmazkodni tudjon az igényekhez, hatékonyan tudja használni a meglévő adatokat, illetve adatbázisokat, egyszóval éljen a regionális statisztikai adatbázis nyújtotta lehetőségekkel. Ez különösen abban az összefüggésben kap hangsúlyt, hogy az elmúlt évtized gazdasági fejlődésének következménye többek között a területi egyenlőtlenségek növekedése, amelynek vizsgálata nem utolsósorban e statisztikai adatbázisrendszer lévén lehetséges.

Dr. Szaló Péter korreferátumában a felhasználó szempontjából vizsgálta a kérdést. Hangsúlyozta, hogy a területi statisztikai rendszer kialakítása a területfejlesztés szempontjából nagy fontosságú. Természetesen az elmúlt években az irányításban, a gazdasági szervezetekben, a gazdasági alapelvek különböző felfogásában bekövetkezett változások a területi statisztikai információs rendszer kialakítását

nem könnyítették meg, ami érződött is, és e területen az utóbbi időszakban néhány nehéz évről is lehetett beszélni. Ugyanakkor a KSH ezeken a problémákon túljutott és lényegében ma már azt lehet megállapítani, hogy a kialakított, továbbfejlesztett területi statisztikai információs rendszer jelenleg az igények előtt jár, lehetőségei – egyelőre úgy tűnik – meghaladják az e téren mutatkozó igényeket. A korreferátum többek között kiemelte, hogy a statisztika minden igényhez kapcsolódik, az „ex ante” értékelés alapját képezi, a költség–haszon elemzések alátámasztására szolgál stb. Mindezeket figyelembe véve ezen a területen a KSH függetlensége és szakmai jártassága nagy, alapvető értéket képvisel. Megemlítette még, hogy lényeges feladatok hárulnak a területi statisztikai információs rendszerre amiatt is, hogy egyre több a határokon átnyúló program, mely például közös monitoring rendszerek működtetését teszi szükségessé. Ebben a vonatkozásban fontos az is, hogy az ágazati minisztériumok megfelelő területi adatokat szolgáltatassanak.

Dr. Perczel György korreferátumában hangsúlyozta, hogy a felhasználói oldalt képviseli. Megítélése szerint ebben a vonatkozásban nagyon lényeges elem, hogy egyrészt esetenként hiányoznak a szükséges statisztikai információk, másrészt jelentős problémát képez az is, hogy az információ, az információszerzés egyre drágább. Kiemelte, területi vonatkozásban lényegében minden fontos döntés alapja a KSH által szolgáltatott információ. A témához kapcsolódóan, illetőleg mintegy „a téma ürügyén” hangsúlyozta, hogy a statisztika, a statisztikai adatszolgáltatás különösen a társadalomstatisztika, valamint a területi statisztika vonatkozásában, az utóbbi években látványos fellendülést mutat, ugyanakkor a gazdaságstatisztika esetében visszaesés figyelhető meg. Véleménye szerint a területi statisztika gyenge oldalai is ezzel függnek össze. Kiemelte a korreferátum továbbá, hogy a területi statisztikai információs rendszer fejlődését, elért színvonalát az igények fényében kell értékelni. E tekintetben (mint tartós jelenség), lényeges szempont az önkormányzatiság kialakítása, a privatizáció folyamata, a tulajdonosi szerkezet átalakítása, a döntéshozatali helyek megváltozása, a területfejlesztési politika, valamint a területfejlesztési gyakorlat és nem utolsósorban az EU-csatlakozás folyamata. Összességében a területi statisztikai információs rendszer továbbfejlesztésére vonatkozóan tartós szükséglet kialakulásáról lehet beszélni, amelyet alátámasztanak a különböző KSH-kiadványok iránti jelentős igények, illetve másik oldalról az, hogy a területi statisztikai kiadványok információs bázisa rendkívüli módon gazdagodott, alkalmazkodott a térinformatikai igényekhez.

A korreferátum kiemelte még, hogy fontos a speciális terек (például vámszabaderületek, vállalkozási övezetek, határokat átlépő együttműködések stb.) statisztikájának kialakítása. Fehér foltként említette a makrorégiók közötti együttműködésről szóló információk hiányát, valamint azt, hogy az interregionális terек együttműködéséről is hiányosak a statisztikai információk.

Az előadást, valamint a korreferátumokat több hozzászólás követte, amelyek a területi statisztikai információs rendszer különböző vetületeit, valamint problematikus területeit érintették. Így például a vita során felmerült az a korábbi megállapítás, hogy a területi statisztikai tájékoztatás magas színvonalú, ugyanakkor a felhasználók mindezekkel a lehetőségekkel nem élnek teljes mértékben. Kérdésként merült fel, meddig szabad a teret „szabdalni”, milyen a költségek és az adatdifferenciálás összefüggése, továbbá megfogalmazódott, hogy milyen vonatkozásban lenne szükség az adatok finomítására. A vita során problémaként vetődött fel az is, hogy a minőség-

re vonatkozó adatok tekintetében hiányról lehet beszélni, ami azonban nem magyar sajátosság, mert nemzetközi kitekintésben is hasonló a helyzet. Javaslatként felmerül, hogy a KSH „Az infrastruktúra megyei–régiós szinten (1900–2000)” kutatási programba kapcsolódjon be.

A vitát vezető *dr. Mellár Tamás*, a Bizottság elnöke összefoglalójában kiemelte, hogy ez alkalommal is rendkívül tartalmas és színvonalas vitára került sor, amelynek következtetései a KSH munkájában is hasznosíthatók. Hangsúlyozta, hogy a KSH minden fejlesztésre nyitott, beleértve a minőségi mutatókat is és rámutatott arra, hogy a területi statisztikai információs rendszer vonatkozásában rendkívül fontos a naprakész, rugalmas rendszer kiépítése. Külön kitért a kistérségi adatok jelentőségére, statisztikai mérésére és összehasonlítására. Összességében az adott téma vitáját rendkívül hasznosnak és előremutatónak értékelte.

Dr. Csahók István

A NYUGDÍJAK JÖVŐBELI KÖLTSÉGVETÉSI TERHEI NORVÉGIÁBAN*

A Norvég Statisztikai Hivatal Kutatóintézete Műhelytanulmányok (Discussion Papers) sorozatában *Leif Andreassen*, *Dennis Fredriksen* és *Olav Ljones* beszámolt a norvég társadalombiztosítási rendszer által fedezett nyugdíjak hosszú távú alakulásának mikroszimulációs modellel alapuló vizsgálatáról. Az elemzés gondolatmenetét, főbb eredményeit és az alkalmazott eljárásokat az itt közölték foglalják össze.

A vizsgálatot a modern jóléti állam szerepéről és kötelezettségeiről világszerte folyó, egyre élesebb viták tették különösen időszerűvé. A jóléti államban a kormányzat felelősséget vállal a szociális igazságosság érvényesítéséért, a szegénység visszaszorításáért és stabil gazdasági környezet biztosításáért. Ez általában szükségessé teszi a kormányzat aktív beavatkozását a gazdaságba, átfogó újraelosztó programok alkalmazását, széles körű szolgáltatásokat végző, kiterjedt közszolgálati szektor fenntartását. A skandináv államokban létrehozott jóléti államok jó részt megfelelnek ezeknek az elvárásoknak. A közelmúltban azonban negatív tapasztalatok is jelentkeztek, mivel a jóléti állam a viszonylag magas adók (és/vagy számottevő költségvetési hiány) ellenére

sem képes maradéktalanul kielégíteni a rohamosan növekvő társadalmi igényeket. Különösen az alacsony termékenységi rátájú, előregedő népességű országokban okoznak a társadalombiztosítási juttatások politikailag elfogadhatatlan mértékben növekvő terhet az állami költségvetés számára.

A nyugdíjak távlati alakulását vizsgáló tanulmány céljainak megértéséhez nélkülözhetetlen az 1967-ben életbe léptetett norvég társadalombiztosítási rendszer főbb sajátosságainak vázlatos áttekintése.

A norvég nyugdíjrendszer jellemzői

Az országos társadalombiztosítási rendszerből fedezett öregségi, rokkantsági, illetve özvegyi nyugdíjra jogosultság alapvetően az 1967 óta munkában töltött évek alatt egyénileg elért jövedelmeken alapul. (Az 1967 előtti jövedelmekből származó nyugdíjjogosultság kezeléséről különleges, átmeneti szabályozás intézkedett.) Munkavégzéshez kapcsolódó jövedelemnek számítanak a kereset, a táppénz, a szülési szabadsággal, a gyermekgondozással kapcsolatos juttatások, az egyéni vállalkozók jövedelme, valamint a munkanélküli-ellátás juttatásai. A nyugdíj teljes összege a következő három alkotóelemből tevődik össze:

Alapnyugdíj + különleges járadék + kiegészítő nyugdíj.

* A mű eredeti címe: The future burden of public pension benefits. A microsimulation study. Megjelent: *Statistics Norway. Discussion Papers*, 1994. 115. sz. 1–28. old.

Az alapnyugdíj és a különleges járadék együttesen alkotja a minimálnyugdíjat (Minimum Pension), amely valamennyi nyugdíjogosult részére államilag garantált, s a teljes munkaidőben dolgozók átlagkeresetének mintegy harmadát képviseli.

Az alapnyugdíj mértékegysége az ún. alapnyugdíjegység (Basic Pension Unit – BPU). Ez 1992-ben 36 200 norvég koronának (megközelítőleg 5000 dollárnak) felelt meg. A BPU évente emelkedik az infláció kompenzálása, illetve a reálérték némi növelése érdekében.

A nyugdíjogosultság megállapításakor két tényezőt vesznek figyelembe: 1. a munkában töltött évek számát (Pension Point Years – PPY), és 2. a 20 legmagasabb jövedelmű munkaévben elért átlagos jövedelmet (Final Pension Point – FPP). A 17-69 éves korosztályokban az évenkénti, adózott átlagjövedelmet nyugdíjpontértékre (Pension Points – PP) számítják át, a következő formulának megfelelően:

$$\text{Nyugdíjpontérték (PP)} = (\text{munkajövedelem} - \text{BPU})/\text{BPU}$$

A magas jövedelmekre vonatkozó, megkülönböztető előírások (például, hogy a PP számításakor a BPU hatszorosánál magasabb jövedelmet a BPU háromszorosával osztják el, a BPU tizenkétszerese feletti jövedelem pedig nem vehető figyelembe) progresszív arányban csökkentik az e kategóriákba tartozók nyugdíj-jogosultságát. A csak pozitív pontértékű évek számításba vételét engedélyező előírás viszont az igen alacsony jövedelműeket zárja ki a nyugdíjra jogosultak köréből.

A kiegészítő nyugdíj kiszámításának képlete a következő:

$$\text{Kiegészítő nyugdíj (AP)} = \text{BPU} \times \text{APR} \times \text{FPP} \times \\ \times (\text{PPY}/\text{MaxPPY})$$

ahol:

APR – a kiegészítő nyugdíj rátája (1992. évben 42 százalék).

MaxPPY – a munkában töltött évek maximális száma.

Az 1936 után születettek esetében például $\text{MaxPPY} = 40$. (Mivel az országos társadalombiztosítási rendszer csak 1967-ben jött létre, az 1937 előtt születettek esetében 40-nél kevesebb a munkaévek maximális száma.) Az özvegyi nyugdíjra jogosultak a volt házastársuk kiegészítő nyugdíjának 55 százalékában részesülnek.

A nyugdíjasok különböző rétegeit még számos más részletszabályozás érinti. Például, ha mindkét házastárs nyugdíjas, úgy személyenként, 1992-ben alapnyugdíjként a BPU 0,75 százalékára, különleges járadékként a BPU 0,55 százalékára voltak jogosul-

tak. A különleges járadék önálló szabályozása egyébként lehetővé teszi, hogy a kormányzat a minimál nyugdíjjal rendelkezők jövedelmét anélkül emelje, hogy ez a magas kiegészítő nyugdíjban részesülőket is érintené.

Rokkantsági nyugdíjra azok jogosultak, akiknek a munkaképessége legalább 50 százalékos mértékben csökkent betegség, vagy baleset következtében. Az ilyen személyek általában vagy halálukig, vagy legalább 67 éves korukig maradnak rokkantsági nyugdíjasok, amikor átkerülnek az öregségi nyugdíjasok közé. A nyolcvanas évek végén elég sokan más, tartós elhelyezkedési problémák (például huzamos munkanélküliség, iszákosság, stresszes állapot) miatt is kaphattak rokkantsági nyugdíjat. A 16-66 éves korú népességnek 1990-ben átlagosan 8,5 százaléka volt rokkantsági nyugdíjas, míg a 65-66 éves korúak között arányuk 45 százalék körüli volt. A későbbi években szigorították a kritériumokat, s így a rokkantnyugdíjasok száma is csökkent.

Jövedelemarányait tekintve a norvég nyugdíjasok három csoportba tartoznak. Az alacsony munkajövedelmű, illetve kevés ledolgozott évvel rendelkezők csak minimál-nyugdíjat kapnak, ami 1992-ben személyenként 58 ezer norvég koronának (mintegy 8 ezer dollárnak) felelt meg. Fontos tényező azonban, hogy az ide tartozóknak nem kell személyi jövedelemadót fizetniük. (Összehasonlítási alapként vehető figyelembe, hogy a feldolgozóipar teljes munkaidős foglalkoztatottainak 1992. évi bruttó átlagkeresete 180 ezer korona volt, adózás utáni, nettó átlagkeresete pedig 100-150 ezer korona között változott.) A második csoportba tartozó, hosszú szolgálati idő és normál jövedelem alapján jogosultságot szerzők évi nyugdíja durván 100 ezer és 300 ezer korona (15 ezer és 45 ezer dollár) közé esett. Nyugdíjként – adózás után – 50-80 százalékát kapják meg a legkedvezőbb 20 munkaévük során elért átlagjövedelmüknek. A harmadik csoport olyan személyekből áll, akiknek 1992. évi jövedelme meghaladta a BPU tizenkétszeresét, azaz 435 ezer koronát (60 ezer dollárt). Az ide tartozók maximális nyugdíjként a BPU négyszeresének megfelelő összeget, azaz 1992-ben 145 ezer koronát (20 ezer dollárt) kaptak. (Az 1967. évi nyugdíj-megállapítási szabályok időközben végrehajtott módosítása nélkül a maximális nyugdíj 1992-ben mintegy 210 ezer koronát – azaz 29 ezer dollárt – tett volna ki.)

A norvég társadalombiztosítás viszonylag bonyolult szabályrendszerére tekintettel a nyugdíjak hosszú távú alakulását leképező mikroszimulációs modellnek is igen sok tényező hatását kellett vizsgálnia. Összefoglalóan: a tanulmány arra keresett választ, hogy a különböző bevándorlási, foglalkoz-

tatási, munkahely-változtatási, illetve rokkantsági arányok hosszú távon milyen mértékben hatnak a munkaerő-piaci részvételre, a keresetekre és a nyugdíjakra. További vizsgálati cél volt annak megállapítása, hogy a társadalombiztosítási rendszer mennyiben osztja el újra a jövedelmeket a különböző társadalmi generációk (kohorszok) között.

A MOSART¹ modell jellemzői és adatforrásai

A MOSART keresztmetszeti adatokra támaszkodó, dinamikus, sztochasztikus mikroszimulációs modell, amely hosszú távon előrevetíti a népesség, illetve a foglalkoztatottak számát és összetételét, az iskolai végzettségi szintet, a munkaerő-piaci kereseteket és a nyugdíjakat. Magyarázó változóként foglalkozik többek között a be- és kivándorlással (immigráció és emigráció), a legfontosabb demográfiai eseményekkel (születés, házasságkötés, válás, halálozás).

A MOSART diszkrét, (egyéves időközönként) alapuló, rekurzív szerkezetű modell. A szimuláció évenként történik és az egyéni életpályák minden lényeges eseményére kiterjed. A változási valószínűségeket a korábban szimulált eseményektől függő, feltételes valószínűségekként becsülik.

A modell itt ismertetett változata Norvégia 16 éves és idősebb népességének 1 százalékos (30-35 ezer főből álló) mintájára vonatkozóan szimulálja a vizsgált folyamatokat. (A mintaelemszámot az elfogadható mértékű, mintegy 4,5 órás számítógépes feldolgozási idő érdekében korlátozták.) Az induló népességre vonatkozó (1989. évi) véletlen mintavételnek nemek, kor és családi állapot szerinti rétegzést alkalmaztak.

A változási valószínűségeket becslésekor tíz különálló – az induló népesség 1-1 százalékára kiterjedő – mintavételre támaszkodtak (ilyen célra tehát 10 százalékos mintával rendelkeztek).

Az információk forrásait tekintve nagy előny, hogy a skandináv kutatásokhoz igénybe vehetők a különböző közszolgálati nyilvántartások adatai. A Központi Népegysnyilvántartásból nyerték például a mintába tartozó személyek nemére, életkorára, családi állapotára, a nőknél a szülési eseményekre vonatkozó információkat, a bevándoroltakról pedig a Norvégiába kerülésük évét. Az iskolai végzettségről és az e tekintetben 1985 óta bekövetkezett változásokról a norvég oktatásstatisztikai regiszterből értesültek. Az Országos Társadalombiztosítási Nyil-

vántartásból megállapítható volt, hogy részesült-e a vizsgált személy 1985 óta öregségi, rokkantsági vagy özvegyi nyugdíjellátásban. A még aktív korúak esetében a munkavégzéshez kapcsolódó jövedelmük alapján keletkező nyugdíjigényükről szintén ez a regiszter szolgált információkkal.

Az 1990 és 2050-közötti időszakot átfogó modell először minden évre vonatkozóan elvégzi a minta kiegészítését a 16 éves korba lépőkkel és a bevándorlókkal, majd szimulálja a kivándorlást és a halálozást. A születések szimulációját a házasságkötések és a válások követik. A demográfiai események után a modell az iskolai végzettségben, illetve a munkaképességben történő változásokat, majd a nyugdíjba menetelt szimulálja. A foglalkoztatást és a munkajövedelmeket érintő szimulációra utolsó lépésekként, a korábbi szimulációs események függvényében kerül sor.

A demográfiai változások megállapítása eseményfajtatól függően más-más módon történhetett. A mintába újonnan felvett 16 évesek számát például minden szimulációs évre vonatkozóan kétféle módon lehetett meghatározni. Vagy a modell keretében szimulált születési számokat használva, endogén módon juthattak a népesség előrevetített adataihoz, vagy exogén módon támaszkodhattak a Norvég Statisztikai Hivatalnak a 16 évesekre vonatkozó adataira. Főbb jellemzőiket tekintve az új 16 éveseket a nőtlének, illetve hajadonok, a gyermektelenek, az általános iskolát éppen elvégzők és nem foglalkoztatottak, illetve a nem rokkantak kategóriába sorolták.

A bevándorlók adatait exogén módon határozták meg, nemek és kor szerinti csoportosításban. A bevándorolt nők termékenységének és családi állapotának jellemzéséhez – tudatos egyszerűsítésként – a norvég népesség megfelelő mutatószámait vették alapul.

A halálozást kortól és nemtől függően szimulálták. Valamelyik házaspár halála esetén a hátramaradott automatikusan átkerült az „özvegy” kategóriába. A rokkantak körében az átlagosnál lényegesen magasabb halálozási arányokat vettek figyelembe. (A jelenlegi modell a halálozási arányt a családi állapottól, illetve az iskolai végzettségtől nem teszi függővé, ez a későbbi fejlesztés során módosulhat.)

A születések becslésekor a nők életkorától, a gyermekek számától és a legfiatalabb gyermek életkorától függő valószínűségekre támaszkodtak (a tapasztalatok szerint ugyanis a termékenységi valószínűségek lényegében függetlenek a családi állapottól). Az egyedül álló anyák esetében viszont magasabb a férjhezmenetel valószínűsége, ami az élettársi kapcsolatok elterjedtségére vezethető vissza.

¹ MOSART az „Iskolázottság, foglalkoztatottság, nyugdíjak mikroszimulációs modellje” norvég nyelvű elnevezéséből származó betűszó.

A házasságkötések és a válások szimulációjánál döntően a nőkre vonatkozó valószínűségi arányokat vették figyelembe, különös tekintettel a nő életkorára, a közelmúltban történt szülésére és családi állapotára (hajadon, elvált, özvegy). Férfiak esetében a családi állapotot nem tekintették megkülönböztető tényezőnek. A családi állapot évente csak egyszer módosulhatott.

Az iskolai végzettség változásának évenkénti szimulációjánál eredetileg az 1986/87, illetve az 1987/88 tanévekben jellemző arányokra támaszkodtak. Szem előtt tartva azonban, hogy – feltehetően a magasabb munkanélküliséggel összefüggően – Norvégiában 1988 óta kiugró mértékben nőtt az iskolai tanulók, illetve a felsőfokú tanintézetek hallgatóinak száma, a modell végső soron az 1991. évi adataikat vezette tovább.

Az általános iskolát végzettek mintegy 90 százaléka folytatja tanulmányait közvetlenül középiskolában (s közülük 40 százalék választja a gimnáziumot). A középfokúnál magasabb szintű oktatásban is a vizsgáltak mintegy 40 százaléka vesz részt élete során, illetve szerez hároméves képzésen alapuló szakmai végzettséget. Az egyetemi és esetenként a szakmai képzés gyakori elhúzódása azzal függhet össze, hogy a széles körű alapképzéssel szemben az oktatás befejező fázisainak alacsonyabb az átbocsátási kapacitása.

A rokkantsági állapotba kerülés valószínűségét a nemtől, kortól, az iskolázottság mértékétől, a családi állapottól és a foglalkoztatottságtól függően vizsgálták, logit függvények alapján. A valószínűségek becslése az induló népesség 10 százalékanak megfelelő mintán alapult.

A nyugdíjasok számának szimulációját viszonylag egyszerűvé tette, hogy az emberek 90 százaléka 67 éves korában nyugdíjba megy. (Néhány foglalkozási csoportban alacsonyabb a nyugdíjkorhatár, de ezek kivételt képeznek a társadalombiztosítási rendszer általános szabályai alól.) A jogosultság alapján esedékessé váló nyugdíjak szimulálása megkülönböztetetten foglalkozott a fő alkotóelemek: a minimálnyugdíj, illetve a kiegészítő nyugdíj becslésével. Néhány jellegzetes nyugdíjas réteg (mint például az özvegyi nyugdíjban részesülők) adatainak szimulálását természetesen a családi állapottal és a foglalkoztatottsággal összefüggésben végezték.

A foglalkoztatottság és a munkajövedelmek

A foglalkoztatottság évenkénti szimulációjának kettős célja van: egyrészt a munkaerő-piaci részvételnek, másrészt a nyugdíjjogosultság jövőbeli alakulásának előrevetítését kell megalapoznia. A fog-

lalkoztatottságot és a keresetek alakulását egyaránt jól jellemző adatok hiányában kétfajta szimulációt végeztek. Foglalkoztatottnak, az egyik definíció szerint, az éves átlagos létszámot tekintették, a második esetben pedig minden olyan személyt, akit az év folyamán bármikor foglalkoztattak. (Az országos társadalombiztosítási rendszer munkajövedelmekre vonatkozó nyilvántartásaiban az utóbbi meghatározást alkalmazzák.)

A kétféle módon meghatározott foglalkoztatotti kör között szoros kapcsolatot teremt, hogy az a személy, aki munkajövedelemmel rendelkezett az adott évben, nagy valószínűséggel a másik definíció alapján is foglalkoztatottnak minősült. Némi eltérést az okozhat, hogy a csak idényjellegű munkát végző személyek (tanulók, egyetemisták, nyugdíjasok) a két adatban más-más aránnyal jelentkeznek.

Az első szimuláció a norvég munkaügyi megfigyelések 1991. évi adataira támaszkodott. A modell személyenkénti számítást végez a foglalkoztatottsági arányok és a teljesített munkaórák meghatározása érdekében, figyelembe véve az illetők nemét, korát, iskolai végzettségét, az aktuális oktatásban való részvételét, munkaképességét (vagyis esetleges rokkantságát), családi állapotát, a gyermekek számát és a legfiatalabb gyermek életkorát. A modell jelenlegi változata a foglalkoztatottsági arányt a teljes szimulációs időtartam alatt konstansként kezeli. A kivétel így azt a hatást fejezi ki, amelyet a népesség nagyságának és szerkezetének változásai a foglalkoztatottságra gyakoroltak.

A második fajta szimuláció az adott év során a munkajövedelemmel rendelkezők közé bekerülőkre, illetve a közülük távozókra vonatkozik. A valószínűségi változók köre lényegében azonos az első szimulációéval, de itt figyelembe veszik az előző évi foglalkoztatásuk tartósságát is. A becslésekhez logit függvényeket használnak. A két szimuláció konzisztenciáját korrekciós számításokkal biztosítják.

A munkajövedelmek eloszlásának szimulációjánál csak olyan személyeket vesznek figyelembe, akiknek az éves keresete meghaladta az 1000 norvég koronát. A modell az alábbi formában írható fel:

$$\log Y_{it} = X_{it}\beta + U_{it}, \quad /1/$$

ahol:

Y_{it} – az i személy munkajövedelme a t évben,

U_{it} – a hibatervező,

X_{it} – a magyarázó változók vektora (kor, nem, iskolázottság stb.).

A munkajövedelem szimulációja az /1/ képlet és egy k korrekciós tényező alapján történik, a következők szerint:

$$Y_{it}^s = k \cdot \text{EXP}(X_{it} \beta^s + \varepsilon_i), \quad /2/$$

ahol:

ε_i – reziduális érték, amely minden személyre nézve egyedi,
 β^s – a legkisebb négyzetek módszerén alapuló becslés az /1/ egyenletből.

A k korrekciós tényezőt úgy határozzák meg, hogy kielégítse a következő feltételt:

$$\sum_i Y_{it}^s = W_t \cdot H_t, \quad /3/$$

ahol:

W_t – a bérszínvonal exogén változóját,
 H_t – a szimulált munkaórákat jelöli.

A nyugdíjrendszer hosszú távú hatásai

Az elemzés az alapvetőnek tekintett, lineáris kivetítésen kívül más, alternatív jellegű feltételezésekre is támaszkodik. A szimulációk ilyenkor a fontosabb változási arányok különböző szintjeit, illetve más exogén változókat (mint például a nettó bevándorlás) vesznék figyelembe. A kapott eltérések nagysága jelzi, hogy az eredmények mennyire érzékenyek az aktuális magatartás változásaira.

A alapvető lineáris kivetítés a következő főbb feltételezéseken alapul:

- nettó bevándorlás: évi 5000 fő;
- halálozási arány: az 1988–1989. évi, amely 2010-ig olyan arányban csökken, mint az 1965–1988 közötti időszak folyamán;
- termékenység (teljes termékenységi hányad): 1,89 (1989. évi adat);
- házasságkötések száma: 1984. évi adat;
- iskolázottság, részvétel az iskolai oktatásban: 1986/87, illetve 1987/88. iskolaévi adat (a tanulók és egyetemi hallgatók 1991. évi tényleges számának megfelelően korrigálva);
- rokkantság: 1989. évi (időbelileg kiemelkedően magas adat);
- foglalkoztatottság: 1991. évi (az előző 5 évhez képest viszonylag alacsony érték);
- átlagos keresetek: a reálbér emelkedése évi 0,75 százalékkal;
- társadalombiztosítási juttatás (az alapnyugdíjegység – BPU): a bérekkel azonos arányban emelkedik.

A tanulmány – grafikus ábrázolások segítségével – igen szemléletesen mutatja be, hogy az alternatív tényezők figyelembevétele milyen mértékben változtatja az alapvető kivetítés eredményeit. A né-

pességszám csökkenésére például, az eredeti feltételek alapján, valamivel 2030 előtt kellene számítani. A nettó bevándorlás megkétszereződése, illetve magasabb (2,06) termékenységi ráta esetén viszont 5 milliós népességszám lenne elérhető. A bevándorlás megszűnése, illetőleg a termékenységi hányad visszaesése (1,68) viszont olyan drámai népességmérséklődéshez vezetne, hogy csak 2050-re lehetne számítani 4 milliós népességre. (Az eredményekből az a következtetés is levonható, hogy a növekvő bevándorlás a termékenység számottevő csökkenését is kompenzálhatja.)

Az intenzívebb bevándorlás, illetve a magasabb termékenység a foglalkoztatottságra is hasonlóan pozitív hatást gyakorolna, a népesség kormegoszlására viszont más-más lenne a hatásuk. A munkaerőpiacot a bevándorlók azonnal bővítik, hiszen általában a 40 évesnél fiatalabb felnőttek közül kerülnek ki. A magasabb termékenységi ráta foglalkoztatottságot érintő hatása viszont csak jóval később válik érzékelhetővé, amikor az újszülöttek eléri a munkaképes kort. Az alternatív eredmények szerint a két (növelt) tényező 2050-re már azonos mértékben hatna a munkaerőpiacra.

A nyugdíjasok száma az alapvetőnek tekintett kivetítés szerint 2040-ben érne el csúcsmagasságot. Szembeötlő, hogy az előzőekben már említett demográfiai tényezők alternatív változtatása a nyugdíjasok számát jóval kisebb mértékben befolyásolja, mint például a teljes népességszámot.

A nyugdíjak társadalmi terheinek egyik szokásos szemléltetési módja, ha a nyugdíjasok számát a gazdaságilag aktívak számához viszonyítjuk. Ez a mutató 2010-ig nem jelez számottevő eltérést a vizsgált demográfiai tényezők hatására, ezt követően azonban fokozatosan emelkedni kezd és a csúcspont 2040 körül éri el. Nagy biztonsággal állítható tehát, hogy a XXI. század első felében Norvégiában a foglalkoztatottakét jóval meghaladó mértékben kell számítani a nyugdíjasok számának növekedésére. Ennek a mutatónak az alakulását egyébként a termékenység a bevándorlásnál erősebben befolyásolja (a bevándorlás ugyanis a számlálót és a nevezőt közel hasonló módon érinti).

A férfiak részére fizetett nyugdíjak 2020-ig erős emelkedést mutatnak, a férfiak előnye azonban ezt követően lényegesen csökken, elsősorban a női iskolázottság gyorsabb fejlődése következtében. A nők öregségi nyugdíja az elkövetkező 60 év során folyamatosan növekszik és 2050-re csaknem felzárkózik a férfiakéhoz. Ebben a nők hosszabb élettartama is szerepet játszik, megövezgyülve ugyanis – saját jogú nyugdíjukon kívül – elhalt férjük nyugdíjjogosultságát is megöröklik.

A kiegyensúlyozott nyugdíjpolitika egyik sarkalatos kérdése, hogy milyen az elvárható arány az összes nyugdíjuttatás és az összes jövedelem között. Ez az arány általános adókulcsként is értelmezhető, amely a társadalombiztosításhoz szükséges hozzájárulás mértékét fejezi ki.

Az öregkori nyugdíjak olyan implicit szerződést jelentenek, amelynek keretében a munkaképes korúak gondoskodnak a nyugdíjasokról, annak fejében, hogy róluk a következő generáció fog öreg korukban gondoskodni. Feltételezve, hogy a kormányzat is ebben a felfogásban végzi az újraelosztást, a költségvetési teher a következőképpen írható fel:

$$\sum_i p_i = t \sum_i w_i h_i, \quad /4/$$

ahol:

p_i – a nyugdíj,
 w_i – a munkabér,
 h_i – az i személy által ledolgozott munkaórák száma,
 t – a hozzájárulási ráta (adóhányad), amely a társadalombiztosítási rendszer számára szükséges ahhoz, hogy megfelelhessen kötelezettségeinek.

Ha a nyugdíjak után is kell adót fizetni, ez a kapcsolat az alábbi lesz:

$$\sum_i p_i = t \sum_i (w_i h_i + p_i). \quad /5/$$

A tanulmány részletesen ismerteti a nyugdíjak különböző mértékű adóztatásának a MOSART-modell segítségével kivetített hatásait.

Nemzedékek közötti jövedelem-transzferek

A norvég társadalombiztosítási rendszer végső soron a jövedelmek újraelosztását hajtja végre, egyrészt a különböző nemzedékek között, másrészt azonos nemzedékeken belül is. Az alapkonceptió értelmében személyenként megállapítható az ún. nyugdíjvagyon (pension wealth), ami a (16 éves kor után következő) teljes élettartam folyamán kapott nyugdíjuttatások, illetve a nyugdíjcélokra teljesített befizetések diszkontált értéke közötti különbözetet jelenti.

A társadalombiztosítási befizetések alternatívaként foghatók fel a megtakarítások olyan más formáival szemben, mint a bankbetétek vagy a magán nyugdíjalapok. Ha az említett diszkontráta a béreknél nagyobb arányban növekszik, akkor a jövőben nemzedékeknek életjövödelmük jelentős részéről kell lemondaniuk a közösségi célok érdekében. A modellszámítások alapján részletesen tanulmányozhatók a jövedelmek különböző újraelosztási megoldásainak a nyugdíjvagyonon hosszú távon érintő hatásai.

Tűű Lászlóné dr.

STATISZTIKAI HÍRADÓ

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Változás az Országos Statisztikai Tanács összetételében. A statisztikáról szóló 1993. évi XLVI. törvény 7. §-ának (4) bekezdése alapján – a Központi Statisztikai Hivatal elnökének előterjesztésére – a miniszterelnök 8/2001. (III.2.) ME határozatával *Czeszler Róbertnét, dr. Soós Adriannát, Spakievics Sándort és dr. Sugár András* – a jelölés visszavonása miatt – felmentette az Országos Statisztikai Tanács tagsági teendőinek ellátása alól.

Ezzel egyidejűleg 2002. december 31-ig terjedő időtartamra megbízta *Dunai Pétert*, a Magyar Kereskedelmi és Iparkamara főtitkárát, *dr. Habuda Juditot*, a Gazdasági Minisztérium főosztályvezetőjét, *Jenőfi Györgyöt*, a Közlekedési és Vízügyi Minisztérium helyettes államtitkárát és *dr. Kóbor Józsefet*, a BM Központi Hivatal főosztályvezetőjét az Országos Statisztikai Tanács tagsági teendőinek ellátásával.

MTA köztisztviselői képviselők választása. Az akadémiai törvény értelmében 2001 tavaszán került sor a Magyar Tudományos Akadémia közgyűlési képviselőinek újra választására. Az elkövetkezendő három évben a Statisztikai Bizottság közgyűlési képviselője *dr. Hunyadi László* kandidátus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem tanára, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője, a Demográfiai Bizottság képviselője pedig *dr. Hoóz István*, a közgazdaságtudomány doktora, a Pécsi Tudományegyetem professzor emeritusa lesz. Az új közgyűlési képviselők megbízólevelét *dr. Glatz Ferenc*, az MTA elnöke adta át ünnepélyes keretek között 2001. április 24-én.

Az ENSZ Statisztikai Bizottságának (Statistical Committee of the UN) 32. ülését 2001. március 6. és 9. között tartották New Yorkban. Az ülésen a Bizottság 24 tagállamának képviselői, valamint megfigyelőként 32 ország küldöttei és számos nemzetközi szervezet megbízottai vettek részt. A magyar Központi Statisztikai Hivaltal *dr. Mellár Tamás* elnök és *dr. Bálint Csabáné* főosztályvezető képviselte.

A bizottsági ülés napirendjén szerepelt többek között az ENSZ Emberi településekkel foglalkozó központjának (Centre for Human Settlements – HABITAT) jelentése, továbbá a Nemzetközi Munkaügyi Hivatalnak (International Labour Office – ILO) a munkaerőmérlegekről szóló jelentése. A résztvevők megvitatták az időmérleg-felvétel keretében felmerült, a nemek megoszlásával összefüggő kérdéseket, a tőkeállomány-statisztikával foglalkozó szakértői csoport jelentését, valamint a Világbank elemzését a Nemzetközi Összehasonlítási Programmal (International Comparison Program – ICP) kapcsolatos munkáról és tervekről.

A küldöttek ezt követően meghallgatták a nemzeti számlákkal foglalkozó szakértői csoport jelentését, valamint a Főtitkár jelentését az SNA 1993-ról. Nyolc évvel az új SNA elfogadása után fokozott érdeklődés kísérte, hogy az ENSZ tagországai milyen szinten tudták alkalmazni a központi módszertant. E folyamat javítását kívánta elősegíteni az ENSZ három data set (adatállomány-) rendszer (minimum, ajánlott, egyéb) kidolgozásával, amely vagy kiegészíti, vagy helyettesíti az eddigi hat „milestone” (mérőföldkő) alkalmazását. Mindkét módszer megfelelően informál arról, hogy mely országok és régiók szorulnak segítségre az SNA 1993 alkalmazásában. Dr. Mellár Tamás hozzászólásában úgy vélte, hogy a régi rendszer megtartása mellett be kell vezetni a három data seten alapuló új rendszert, és véleménye szerint, a Statisztikai Bizottságnak kellene dönteni az adatok nemzetközi összehasonlítását biztosító minőségi kérdésekről.

A Bizottság az ECOSOC (UN Economic and Social Council – az ENSZ Gazdasági és Szociális Tanácsa) felkérésére beszámolót készített az ENSZ konferenciák mutatóinak rendszerezésére és összehangolására vonatkozóan.

A Bizottság elismeréssel fogadta a Human Development Report 1989 c. jelentést értékelő szakértői csoport beszámolóját. Ezzel kapcsolatos felszólalásában a Hivatal elnöke egyetértett a statisztikai

tanácsadói fórum munkájának szükséges voltával, valamint azzal az elgondolással, hogy az életszínvonalra vonatkozó összehasonlítások a vásárlóerőparitás alapján történjenek.

Ott-tartózkodása során dr. Mellár Tamás előadást tartott a New Brunswick-i Magyar Házban Magyarországról európai uniós csatlakozásának kérdéseiről.

Az EUROSTAT munkacsoportülése. 2001. március 14. és 17. között Luxembourgban tartotta ülését az EUROSTAT Pénzügyi Számlák munkacsoportja. Az ülésen élénk vita alakult ki, melyben a tagországok képviselő kétségbe vonták az Európai Központi Bank adatigényének teljesíthetőségét és az új adatgyűjtések bevezetésének szükségességét. A kormányzati szektor negyedéves pénzügyi számláira vonatkozóan is ellenvélemények hangzottak el a kért tagolású adatok negyedévenkénti és szoros határidőre történő előállításának lehetőségéről és szükségességéről. A résztvevők többek között megtárgyalták az adatok továbbításának rendszerével kapcsolatos problémákat, majd tájékoztató hangzott el a monetáris és pénzügyi mutatókra vonatkozó új formátumú táblarendszer kitöltéséről. Ezt követően az adók és támogatások negyedéves elszámolásának kérdéseivel foglalkozó szakértői csoport vezetője ismertette az eddig végzett munkát. Felmerült – a nemzetközi és időbeli összehasonlíthatóság érdekében – a szezonálisan kiigazított adatok előállításának gondolata, ez ellen azonban több tagország képviselője tiltakozott és javasolta, hogy a vitatott kérdésekben kérjék ki a Nemzeti Számla munkacsoport állásfoglalását is. Az EUROSTAT végül a munkacsoport 2002. évi munkaprogramjával kapcsolatos javaslattételre szólította fel a tagországok képviselőit.

Az értekezleten a Központi Statisztikai Hivatalt dr. *Gábrriel Katalin* fősztályvezető képviselte.

OECD-értekezlet Párizsban. Az 2001. március 6. és 7. között Párizsban rendezett OECD Globalizációs statisztikai értekezlet célja a „Globalizációs mutatók kézikönyve” c. kiadvány újabb változatának megvitatása volt.

Az ülés résztvevői értékelték a globalizációs statisztikai szakértői munkacsoportnak a kézikönyv összeállításában végzett munkáját. A kiadvány jelenleg a következő fejezeteket tartalmazza:

- A globalizáció általános kérdései.
- A külföldi tőkebefektetések mérése.
- A technológia globalizációja.
- A külkereskedelem globalizációjának kérdései.

A kézikönyv végleges változatát a tervek szerint 2002-ben nyújtják be a Committee on Industry and

Business Environment – CIBE bizottságnak, mely dönt a kiadásáról.

Az értekezlet résztvevői ezen kívül több tanulmányt hallgattak meg. Így többek között a vállalati fúziókról, valamint a globalizációnak az iparilag fejlettségre vonatkozóan a foglalkoztatottságra gyakorolt hatásairól szóló dolgozatot.

A Központi Statisztikai Hivatal részéről *Kotulics Tamás* fősztályvezető és dr. *Herczeg András* statisztikai tanácsadó vett részt az értekezleten.

A nők és a tudomány címmel az Európai Bizottság munkacsoportjaként működő 15 EU-tagállam és 15 tagjelölt ország képviselőiből álló testület 2001. március 8. és 9. között Brüsszelben tartotta ülését. A résztvevők megtárgyalták az adatokat és rövid országértékeléseket tartalmazó jelentéseket, melyek a nők arányát mutatták be az elmúlt tíz évben a tudomány területén.

A vizsgált kérdéskörök a következők voltak: a felsőoktatás hallgatói; a kutatók; a felsőoktatás oktatói; a kutatási alapok pályázói és nyertesei; a kutatási alapokat elosztó bizottságok összetétele.

Az ülés résztvevői megállapodtak abban, hogy a témában még további adatkiegészítésekre és módszertani egyeztetésre van szükség, s csak ezután kerülhet sor az adatok felhasználására, illetve az ezekről készült mutatószámok elemzésére.

Az ülésen a Központi Statisztikai Hivatal részéről *Varga Alajosné* fősztályvezető-helyettes vett részt.

Statisztikai adatvédelmi konferencia. 2001. március 13. és 16. között statisztikai adatvédelmi konferenciát tartottak Skopjében az ENSZ – ECE – EUROSTAT közös szervezésében. A háromnapos konferencián 40 előadás hangzott el a következő négy témakörben:

- a statisztikai adatok védelmének módszertani és szoftver háttere az üzleti, a társadalomstatisztikában és a demográfiában;
- az új szoftver-fejlesztések hatása a statisztikai adatvédelemben;
- a statisztikai adatvédelem a válaszadók szemszögéből;
- a közép- és kelet-európai országok helyzete az adatvédelmi előírások terén.

A negyedik témakör bevezető előadása az Európai Gazdasági Bizottság Statisztikai osztályának korábban megküldött kitöltött kérdőívek alapján részletesen ismertette az ún. átmeneti országokban kialakult ilyen jellegű gyakorlatot. Magyarország helyzetét mind az előadó, mind a vitavezető több szempontból is az élenjárók közé sorolta. A „volt

szocialista országok” küldötteinek előadásai között hangzott el *Erdei Virágnak*, a KSH fogalmazójának előadása „A statisztikai adatok védelme a Központi Statisztikai Hivatalban” címmel.

A Gazdaságstatisztikai Felhasználói Fórum

2001. március 26-án tartotta első ülését. *Dr. Bagó Eszter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese bevezetőjében a Fórum céljaként a felhasználókkal való közvetlen kapcsolatok erősítését jelölte meg. A Fórum munkájában a tervek szerint a KSH gazdaságstatisztikai főosztályainak vezetői és szakértői, továbbá a Gazdasági Minisztérium, a Pénzügyminisztérium, a Magyar Nemzeti Bank, a Kopint Datorg Rt., a Gazdaságkutató Intézet, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, valamint a Budapest Alapkezelő és az ING Vagyonkezelő képviselői vesznek részt.

Az ülésen valamennyi hozzászóló hasznosnak minősítette a kezdeményezést, és készen mutatkoztak a további együttműködésre. *Dr. Bagó Eszter* összefoglalójában vázolta azokat a legfontosabb témákat, amelyeket a Fórum következő ülésein megvitatni kívánnak. Ezek között szerepel: a szezonális kiigazítás; a GDP-számítások revíziója; a kiskereskedelmi forgalom és a lakossági fogyasztás összhangja; a szakstatisztikák EU-csatlakozással kapcsolatos változásai; a KSH internetes tájékoztatási tevékenységének fejlesztése.

Náday Zoltánné (1922–2001). 2001. május 12-én súlyos betegség után elhunyt *Náday Zoltánné sz. Kattay Kamilla*, aki 1967-től nyugdíjba vonulásáig a Központi Statisztikai Hivatal *Statisztikai Szemle Szerkesztőségének* szerkesztőségi titkára, a Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakcsoportjának adminisztrátora volt. Munkáját mindig nagy szorgalommal, pontosan és lelkesedéssel végezte, és nemcsak munkatársaival, hanem a szerzőkkel és a Szakcsoport tagjaival is mindig jó kapcsolatot tudott kialakítani.

Emlékét megőrizzük.

Nemzetközi statisztikai évkönyv címmel a Központi Statisztikai Hivatal átfogó nemzetközi adat-összeállítást tartalmazó kiadványt tett közzé, melyhez hasonló utóljára 1989-ben jelent meg. Az évkönyv elsősorban a nemzetközi szervezetek többnyire összehasonlítható széles körű adatain és becslésein kívül néhány ország statisztikai hivatalának adatait is felhasználta. A kötet két fő részre oszlik: I. Áttekintő adatok földünkéről; II. Részletes nemzetközi adatok. Ezekben belül az egyes fejezeteket módszertani leírás vezeti be. Az évkönyv

mellékletében a föld országairól található betűrendes összeállítás.

(Nemzetközi statisztikai évkönyv. A világ a XXI. század küszöbén. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest, 2001. 470 old.)

A külkereskedelmi indexsorok c. kiadvány első ízben tesz közzé ötven évre visszanyúló homogén indexsorokat. A kötet főként láncindexsorokat tartalmaz, de olyan sorokat is közöl, amelyeknek bázis éve 1995, mivel számos nemzetközi publikációban ezt az évet tekintik bázisnak. A kiadvány fő fejezetei a következők: 1. A külkereskedelmi forgalom volumenindexei az előző év bázisán. 2. A külkereskedelmi forgalom volumenindexei az 1995. év bázisán. 3. A külkereskedelmi forgalom egységértékindexei az előző év bázisán. 4. A külkereskedelmi forgalom egységértékindexei az 1995. év bázisán. 5. Árfolyamok és árfolyamindexek az előző év bázisán.

A kötetet grafikonok, módszertani megjegyzések és függelék egészíti ki. A kiadványban közölt teljes szöveg angol nyelven is rendelkezésre áll.

(Külkereskedelmi indexsorok 1950–1999. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest, 2001. 205 old.)

Kiadvány az IKT-szektorról. A Központi Statisztikai Hivatal már 2000. áprilisában beindította az „Információs társadalom és gazdaságstatisztika” c. fejlesztést, melynek célja az információs társadalom fejlődésének nyomon követése. Ennek érdekében középtávú program készült és szakértői munkacsoport alakult.

A fejlesztési terv egyik fontos állomása Az információs és kommunikációs technológiai szektor Magyarországon, 1995–1999. c. kiadvány megjelenítése, mely a kidolgozott nemzetközi definícióajánlásokra és a rendelkezésre álló statisztikai adatokra alapozva bázisul kíván szolgálni az információs társadalomra vonatkozó statisztikai elemzések-hez. Ilyen jellegű statisztikai összefoglaló eddig még nem készült az Információs és Kommunikációs Technológiai (IKT) szektorról.

(Az információs és kommunikációs technológiai szektor Magyarországon, 1995–1999. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest, 2001. 151 old.)

A korfa tetején címmel jelent meg a KSH Népeségtudományi Kutató Intézet Kutatási jelentések sorozatának 64. kötete. A tanulmánykötet a Magyarország időszerű népességének társadalmi-demográfiai helyzetéről szóló 1999. évi konferencia előadásanyagát tartalmazza. A kötetben megjelenő tanulmányok: *Spéder Zsolt*: A nyugdíjasok anyagi jóléte – időben és összehasonlításban; *Havasi Éva*:

Az idősök jövedelmi helyzete a tények és vélemények tükrében; *Cserna Edit – Szívós Péter*: Az idős-korúak jövedelme és fogyasztása 1999-ben; *Dóra Ilona*: Lakáskörülmények időskorban; *Lakatos Miklós*: A családi kapcsolatok és a fizikai aktivitás szerepe az idős-korúak életében; *Valkovics Emil*: A demográfiai öregedés fogalma, mérése és tényezői; *Daróczy Etelka*: Az idősök halandósága Magyarországon, 1954–1999; *Hablicsek László*: A népesség öregedése.

(A korfa tetején. Az idősök helyzete Magyarországon. (Szerk.: *Daróczy Etelka* és *Spéder Zsolt*) Kutatási jelentések 64. KSH Népességtudományi Kutató Intézet. Budapest, 2000/3. 180 old.)

A Szociális statisztikai évkönyv 1999 a népesség, népmozgalom és a foglalkoztatottság, keresetek általános jellegű adatain kívül tartalmazza a háztartások társadalmi–gazdasági jellemzőit, az egyes veszélyeztetett társadalmi csoportok adatait; a pénzügyi adatokat; a nyugdíjak és nyugdíjszerű ellátások; a táppénz; a munkanélküliek ellátása, a családtámogatások; a szociális támogatások, a gyermekjóléti ellátások; a gyermekvédelmi gondoskodás; a szociális alap- és napi ellátás; a szociális ellátás elhelyezéssel; a rehabilitációs foglalkoztatás és a nonprofit szervezetek vonatkozó adatait. A kiadványt módszertani fejezet zárja.

(Szociális statisztikai évkönyv 1999. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest, 2000. 230 old.)

A Környezetstatisztikai adatok 1999 című kiadvány hat fő fejezete a következő témaköröket öleli

fel: A természeti erőforrások – készletek és felhasználásuk; A környezetet terhelő kibocsátások; A környezet állapota és minősége; A természetvédelem; A környezetvédelmi ráfordítások. Az ún. Háttér adatok c. fejezet a népesség, a környezetre ható gazdasági tényezők, a meteorológia, valamint Magyarország földrajzának fontosabb adatait tartalmazza. A kötet módszertani fogalmakkal és megjegyzésekkel zárul.

(Környezetstatisztikai adatok 1999. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 2000. 196. old.)

A Demográfia 2000. évi 2–3. számának Tanulmányok rovata tartalmazza a közelmúltban elhunyt *Dányi Dezső* Demográfiai átmenetek (Valóság, tudomány, politika) c. dolgozatát, továbbá a következő írásokat: *Kopp Mária – Skrabski Árpád*: Pszichoszociális tényezők és egészségi állapot; *Váraljai Csocsán Jenő*: Gyermekszám-növekedési valószínűsége 1989 előtt és után; *Tahin Tamás – Jeges Sára – Lampek Kinga*: Az iskolai végzettség és az egészségi állapot változása követéssel vizsgálat alapján. A Közlemények rovat az ugyancsak közelmúltban elhunyt *Valkovics Emil*: Az általános korszpecifikus halálozási arányszámok és az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok szerepe a halandósági szintkülönbségek kialakulásában című, valamint *Czibulka Zoltán*: A 2001. évi népszámlálás néhány jellemzője című tanulmányát adja közre. A Figyelő rovatban *Miltényi Károly* emlékezik meg *Valkovics Emil*ről. *Hablicsek László* a Népességtudományi Kutató Intézet új Hírlevelét, a Kor-Fát mutatja be. A számot bő irodalmi tájékoztató és folyóirat-szemle zárja.

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

GAZDASÁGSTATISZTIKA

CZERNY, M. – PFAFFERMAYR, M. – SCHWARZ, G.:

A BERUHÁZÁSI ELŐREJELZÉSEK STATISZTIKAI MÓDSZERE AZ EU ORSZÁGAIRA

(Unternehmen planen 2001 geringe Investitionsausweitung.) – *WIFO Monatsberichte*, 2001. 2. sz. 83–93. p.

Az Európai Unió tagországaiban harmonizált módszert alkalmaznak a rövid távú gazdasági mutatók (a konjunktúra-indikátorok) vizsgálatára. Az osztrák Gazdaságkutató Intézet (Wirtschaftsforschung – WIFO) mintavételes felvételekkel rendszeresen elemzi a beruházási helyzetet, valamint a következő időszakokra vonatkozó szándékokat. Az Európai Bizottsággal együttműködve 1996 óta olyan beruházási felvételt végeznek a feldolgozóiparban, amelynek programja a 15 ország adatait összehasonlíthatóvá teszi.

Az ipari és építőipari konjunktúrát előre jelző véleménykutatásban negyedévenként megfigyelik a rendelések, ezen belül a kivitel megrendeléseinek állományára, a termelési kilátásokra, a jövőben várható üzleti helyzetre, valamint az árak változására vonatkozó várakozásokat (szezonális kiigazítást is alkalmazva). A 2000 ősztől készített felvétel alapot ad a 2001-re szóló előrejelzések elemzésére. Ebből jól érzékelhető az addigi dinamikus növekedési folyamat megtorpanása, erősödtek a borúlatozó vélemények, például a rendeléssel való ellátottságot, a termelési és az üzleti kilátásokat illetően.

Az osztrák feldolgozóiparban a kapacitások kihasználása 2000. októberben (84,9 százalékkal) elérte csúcspontját, a 2001. első negyedévi várakozás

(82,5%) elmarad az előző évitől. A termelői árak 1999. közepe óta növekvő tendenciájúak, elsősorban a felhasznált nyersanyagok és az energia drágulásából adódóan. A többi EU-tagországban is hasonló az inflációs várakozások, tekintettel arra, hogy 2000. első 9 hónapjában összesen 4,1 százalékkal növekedtek az árak, és ebben nagyobb szerepe volt a termelési célra vásárolt javak termelői árai növekedésének, mint a tartós javak drágulásának.

A WIFO gazdaságkutatói, 2000. decemberben az előző beruházási előrejelzéseket lefelé módosítva, az osztrák gazdaság 2001-re várható tárgyi eszköz-felhalmozásaira 2,3 százalékos növekedést számítottak, az előző évi 3,7 százalékos bővüléstől elmaradó dinamikára utalva. Ennél is szerényebb az ipar és építőipar beruházásainak 2001-re várható növekedése az előző évihez képest (folyó árakon 136 milliárd schilling a beruházások teljes körre számított értéke).

Az osztrák bányászat és feldolgozóipar beruházásai (összehasonlítható 1995. évi árakon) 1998-ban 4 százalékkal kisebbek voltak az előző évinél, majd a volumenük 1999-ben 6,7 százalékkal, 2000-ben 13,8 százalékkal nőtt, a 2001-re vonatkozó előrejelzés csupán 0,5 százalékos bővülést tartalmaz. Folyó árakon az osztrák feldolgozóipar 2001-re várható beruházása 96,5 milliárd schilling lesz, ami (az előző évi 17,9 százalékos növekedés után) legfeljebb 1 százaléknyi bővülést hoz.

A szerzők az Európai Bizottság konjunktúra-felvétele alapján összehasonlították a 15 ország feldolgozóiparának beruházásaira jellemző reálnövekedést az 1996–2000 közötti időszakban (a következő

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), páratlan hónapban *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlét* tartalmaz. A Külföldi Statisztikai Irodalom fejezetet *Filó János* szerkesztette.

adatok: százalékos változás az előző évihez képest, ezen belül 1999-re és 2000-re előrejelzés).

A cikk utal arra, hogy az osztrák feldolgozóipar ágazati osztályozása szerint jelölték ki a beruházási felvétel mintáját. A teljes körre való számítások során figyelembe vették az egyes (kétjegyű) ipari ágazatokra a rövid távú gazdasági mutatók alakulását is. A keretsokaságba a 10 főnél többet foglalkoztató feldolgozóipari gazdasági szervezetek tartoznak. A becslésekhez felhasználták a foglalkoztatási adatokat is, a társadalombiztosítási statisztikák alapján. Az előrejelzéseket ellenőrizték a szakmai szövetségektől átvett beruházási adatok alapján.

A 2001-re vonatkozó termelési előrejelzés az osztrák gazdaságban (összehasonlítható áron) 6,5 százalékos növekedést mutat az előző évihez képest, ezt csak a portugál gazdasági növekedés előzi meg. A 2000 őszen végzett beruházási felvétel szerint az osztrák feldolgozóipar termelésének 2001-re várható növekedése 4,5 százalék (az árbevétel folyó áron 5,7 százalékkal nő, ami lassabb a 2000-ben elért 7,5 százalékos növekedésnél).

A cikk a továbbiakban bemutatja az OECD főbb mutatói (Main Economic Indicators) alapján az ipari termelés alakulását az EU tagországaiban.

A termelés egységére jutó bérköltség 2001-ben várhatóan 1,2 százalékkal lesz nagyobb, mint az előző évben. Valószínű, hogy sok év után fordul az irányzat, és az osztrák termelés bérköltségeinek helyzete a kereskedelmi partnerekével összehasonlítva romlik. A cikk utal arra, hogy ez a becslés az osztrák feldolgozóipar átlagában a munka termelékenységének 4,3 százalékos, a munkavállalók bruttó keresetének 3,1 százalékos növekedésével számol 2001-ben. Tekintettel a jövedelmezőség kedvező alakulására, a beruházási hajlandóság várhatóan az előző évi szinten tartható.

Változatlanul jök a beruházások finanszírozási feltételei, a jegybanki alapkamat csökkenő irányzatú. Az egységnyi árbevételre számított feldolgozóipari beruházás (a beruházási kvóta) 2001-ben 6,3 százalék körül várható, az egy foglalkoztatottra jutó érték (a beruházás intenzitása) mintegy 170 770 schilling lesz.

A szerzők, a felvétel mintájának kedvezőbb reprezentációs szintje érdekében, az ágazati osztályozási rendszer (ÖNACE) összevont ágazatcsoportjaira vonatkoztatják a teljes körre számított eredményeket. Összesen 7 megfigyelési egységet képeztek a gazdaságkutatók, ezek: bányászat, alapanyagok feldolgozása, járművek gyártása, beruházási javak gyártása, tartós fogyasztási cikkek gyártása, élelmiszerek, italok feldolgozása és a nem tartós fogyasztási cikkek gyártása.

Az alapanyagokat feldolgozó osztrák iparvállalatok kapacitásának 2001-ben várható növekedése mintegy 5,6 százalék, a beruházási javakat gyártóké mintegy 7,4 százalék. Az élelmiszerek és italok feldolgozásában a termelőkapacitások várható növekedése legfeljebb 1,1 százalék lehet.

A 2000 őszen végzett felmérés szerint a beruházási javakat gyártók egyharmada tervezi a foglalkoztatottak számának növelését, és csak a válaszolók egyhatoda látja indokoltnak, hogy 2001-ben leépítést hajtson végre. Az élelmiszerek és italok feldolgozásában ennél kedvezőtlenebbek a foglalkoztatási kilátások: a válaszolók egynegyede tervez 2001-ben létszámcsoökkentést és csak egytizedük tartja lehetségesnek a létszám bővítését. A nem tartós fogyasztási cikkek gyártók 23 százaléka a létszám csökkentését, egyhatoda a növelését tervezi. Ezek a felvételi eredmények az osztrák tartományok szerint is meghatározhatóvá teszik a foglalkoztatási kilátásokat.

A felmérésben három kiemelt beruházási motívumot vizsgáltak: a régebbi berendezések cseréjét (modernizálás), a kapacitások bővítését, valamint a termelés ráfordításainak csökkentését (racionalizálás). Az osztrák bányászat és feldolgozóipar 2001. évi létszámában a modernizálásra törekvők aránya 32, a kapacitások bővítését szorgalmazóké 22, az alapvetően racionalizálást végzőké 31 százalék, az előző évvel lényegében egyező megoszlással.

A feldolgozóipari beruházásokban 2001-ben mintegy 13 százalék az építések aránya (2000-ben arányuk közel 15 százalék volt), a környezetvédelmi célú beruházásoké mindkét évben 2,9 százalék, az irodai célú elektronikus és elektromos felszereléseké 2000-ben 4,3, 2001-ben mintegy 3,6 százalék. A termelési célú elektronikus, elektromos felszerelések aránya (2000-ben átlagosan 12 százalék, 2001-ben 9 százalék) a beruházási javak gyártásában 2001-ben 21 százalék (2000-ben 35 százalék), a nem tartós fogyasztási cikkek gyártásában 10 százalék (2000-ben 12 százalék), a többi ágazatban ennél lényegesen kisebbek a megfelelő arányok.

Az osztrák építőipar konjunktúrája 2000. második negyedév óta gyengül, a 2000. évi teljesítmény mintegy 2 százalékkal, a 2001-re előrejelzett 1 százalékkal nagyobb az előző évinél. Az építőipar egészében a kapacitások kihasználása 1990 óta 76 és 80 százalék között ingadozott, a 2000. évi adat: a magasépítések körében 79 százalék, a mélyépítésben 83 százalék. A beruházási motívumokat áttekintve kitűnik, hogy sokkal erősebb a modernizálást célzó csere, mint az építési kapacitások bővítése. A válaszolóknak több mint kétharmada szándékozik az elavult építési technológiákat beruházásokkal korszerűsíteni, és csak 5 százalékuk

tervezi a kapacitások bővítését. A racionalizálási célú építőipari beruházások aránya 1990 és 2000 között 18 és 26 százalék között változott, az utolsó három évben 25, 21 és 26 százalék volt az ilyen jellegű motívumok aránya.

Az építőipar beruházásainak 2001-re várható értéke (8 milliárd schilling) folyó árakon mintegy 3 százalékkal nagyobb az előző évinél, a beruházási volumen kerekén 1,5 százalékkal nő. Ez az előrejelzés számol az állami felhalmozási kiadások előirányzataival, például az infrastruktúrához szükséges építésekkel, továbbá a várható lakásépítési kedvvel.

Az osztrák villamosenergia-ellátás gazdálkodó szervezetei 2000-ben 8,4 százalékkal kevesebbet fordítottak beruházásra, mint az előző évben és ez a visszaesés 2001-ben fokozódik, mivel nem várhatók nagy energetikai beruházások. Az előrejelzésben külön is szerepelnek az állami tulajdonú elektromos művek, amelyek építési beruházásai 1999-ben 25, 2000-ben 44, 2001-ben 30 százalékkal kisebbek az előző évinél. A villamosenergia-ellátásban 2001-ben összesen 8,6 milliárd schilling beruházás várható, és ebből mindössze 0,5 milliárd az építési beruházások részesedése, meghatározó arányúak a strukturális átalakulás által indokolt gépcserék és a berendezések egyéb felújításai, korszerűsítései.

A gazdaságkutatók a városi közműszolgáltatások 2001. évi beruházási szándékait is megvizsgálták, ide értve a gáz-, a víz- és a távhőellátást. Az előrejelzés kiterjedt a városi tömegközlekedés beruházásaira is. Az említett infrastruktúra-ágak együttes beruházása 1999-ben 0,9 százalékkal kisebb volt az előző évinél, 2000-ben (9,6 milliárd schilling) a növekedés 6,6 százalékos volt, és 2001-ben mintegy 1,8 százalékkal csökken az ilyen célokra fordított beruházás.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

DOLADO, J. J. – FELGUEROSO, F. – JIMENO, J. F.:

A MINIMÁLBÉR SZEREPE A JÓLÉTI ÁLLAMBAN

(The role of the minimum wage in the welfare state: An appraisal.) – *Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 2000. 3. sz. 223–245. p.

A közgazdaságtan negatív megítélése ellenére a gyakorlatban az 1990-es években több fejlett ország alkalmazta a minimálbért a jövedelmek újraelosztására. A szerzők az Egyesült Államok, Nagy-Britannia, Franciaország, Spanyolország, Tajvan, Korea, Magyarország és Lengyelország példájára hivatkoznak. A közgazdaságtan elutasítása azon alapul, hogy a bérek mesterséges emelése csökkenti a munkaerő iránti keresletet, ily módon nő a munkanélküliség és a szegénység.

A minimálbér bevezetése elvben négy tulajdonsága miatt is vonzó eszköze lehet a jövedelmek újraelosztásának. 1. Nincs azonnali hatása a költségvetésre: sem az adók nem emelkednek, sem az állam hitelfelvételi igénye nem lesz nagyobb általa. (Ennek az a feltétele, hogy a munkanélküli segély ne kapcsolódjon a minimálbérhez.) 2. Munkavállalásra ösztönöz: ha vannak munkahelyek, amelyek minimálbért fizetnek, az sokak számára vonzó és belépnek oda. (Feltéve, hogy a munkanélküli segély kellően alacsony a minimálbérhez képest.) Esetleg a továbbtanulók száma is csökkenhet, mert előnyösebb korán belépni a munkaerőpiacra. 3. Egyszerűen megvalósítható: meg kell határozni a jogosultság feltételeit, és jelteni kell az előírás megszegését, amihez nincs szükség kiterjedt végrehajtó hatóságra. 4. Meghatározza a társadalmilag „igazságos” bérköltséget a munkaerőpiacon. Ily módon nem adókból és támogatásokból kell finanszírozni az alacsony bérű vállalatokat és végső soron azok termékeinek fogyasztóit.

A minimálbér Európában az 1990-es éveken az átlagbér 50-70 százalékát érte el, míg az Egyesült Államokban 33 százalék volt ez az érték. (Ezt nevezzük Kaitz indexnek.) Amennyiben egyetlen országos minimálbér van érvényben, az említett arány érhetően ágazatonként változó: az alacsony bérű ágazatokban magasabb, a magasabb bérű területeken pedig alacsonyabb. Ami a minimálbért keresők arányát illeti, ugyancsak az 1990-es években ez 5-10 százalék között alakult az európai országokban.

A szerzők szükségesnek tartják, hogy rámutassanak arra a tényre, hogy a minimálbért keresők rendszerint nem a legszegényebb háztartásokból kerülnek ki, így a minimálbér bevezetése alapvetően nem enyhít a szegénységen. A szegénység oka ugyanis a legtöbb európai országban a munkanélküliség. Az egy vagy két keresős háztartások esetében a minimálbért keresőknek országonként változóan 5-30 százaléka került ki ezen háztartások alsó három jövedelem deciliséből. Az viszont már kedvező hatással lehet a szegénység (munkanélküliség) mértékére, ha a minimálbért emelik, vagy legalábbis indexálják, miközben a munkanélküli segély összege változatlan marad.

Arra a kérdésre, hogy kik támogatják a minimálbér bevezetését, kézenfekvő válasz, hogy azok, akik ily módon béremelést kapnak. Emellett más elgondolással is találkozhatunk. Azok a csoportok, amelyek a vállalatok versenyképességében mutatkozó különbségek csökkentését kívánják, ugyancsak üdvözlnek az olcsó munkaerő költségesebbé tételét. A politikai megfontolás abból indul ki, hogy a választópolgárok döntő tömege olyan foglalkoztatott, akiknek a keresete éppen csak felette van a minimálbér-

nek. A minimálbér bevezetésekor vagy emelésekor ők léphetnek az alacsony bérű és ekkor elbocsátásra kerülők helyébe, és egyidejűleg némi béremelésre is számíthatnak. Ezek az emberek egyetértenek a minimálbér bevezetésével, akárcsak a középosztály, amely az ún. „társadalmi békét” véli megvenni vele.

A minimálbér mint szociálpolitikai eszköz, akkor hatékony, ha magasak az adók, a magas keresetűek vonatkozásában nagy a kínálati rugalmasság, az alacsony keresetűeknél számottevő a minimálbér jövedelmi hatása, a munkaerő iránti kereslet rugalmatlan, nagy a fluktuáció és végül kevés alacsony keresetű kerül ki a magas jövedelmű családok közül. Az európai országokban ezen kívánalmak közül egyesek teljesülnek, mások viszont nem. Az adók például magasak, a magas keresetűek kínálati rugalmassága viszont nem számottevő. A minimálbért nem mint a szociálpolitika egyetlen eszközét kell alkalmazni, hanem megfelelő adó és támogatási rendszerrel kell kombinálni.

Erősen vitatott, hogy a minimálbér bevezetése növeli-e a munkanélküliséget vagy sem. Az is vitatott, hogy a minimálbér bevezetése elsősorban az először munkát vállaló fiatalok körében lenne kedvezőtlen hatású, azaz ebben a körben növelné a munkanélküliséget. A szerzők által bemutatott országok közötti összehasonlítás eredménye ilyen értelemben nem meggyőző. (Az eredményekről nemigen mondható, hogy robusztusak lennének.) Az, hogy az egyes országokban hogyan alakul a munkanélküliség, alapvetően az aktív munkaerő-piaci politika alkalmazásától függ.

A minimálbért körültekintően kell alkalmazni: legyen ágazatonként és életkortól függően differenciált, ne zavarja a kialakult bérmegállapítási gyakorlatot (erre a decentralizált rendszer lehet alkalmas), ne érintse a munkavégzéshez kötött támogatásokat, sem a keresethez kapcsolódó adójellegű levonásokat. Ezen feltételek megléte esetén a minimálbér hatásos lehet a szegénység csapdájából való kiszabadulásra.

(Ism.: Szász Kálmán)

MARTIN, G.:

FOGLALKOZTATÁS ÉS MUNKANÉLKÜLISÉG
MEXIKÓBAN AZ 1990-ES ÉVEKBEN

(Employment and unemployment in Mexico in the 1990s.) – *Monthly Labor Review*, 2000. 11. sz. 3–18. p.

Az 1990-es évek első négy évében Mexikó gazdasága évi 3,6 százalékkal nőtt, folytatva azt a hosszú fellendülést, ami az 1982-es adósságválságtól

tartott. A gazdaság fejlődésében 1995-ben éles megtorpanás következett be, amit az 1994 decemberi „peso-válság” robbantott ki. A GDP 6,2 százalékkal visszaesett, de a foglalkoztatásban ez nem jelentett drámai fordulatot. A munkanélküliség ugyan emelkedett, de így is csak a nem túl magas világátlagot érte el. A válság mélységét és tartamát más mutatók, mint például a foglalkoztatás összetétele vagy a reálkeresetek trendje jobban kifejezik.

Mexikó gazdaságában az informális (illegális) szektor igen jelentős, ami leginkább a kisvállalkozásoknál figyelhető meg, ahol társadalombiztosítási bejelentés nélkül, igen alacsony bérrel foglalkoztatják az ott dolgozókat. Az országban mind ez ideig hiányzik a széles és erős szociális háló, ezért az informális szektor a válság idején még jelentősebbé válik. A foglalkoztatás 1995-ig folyamatosan nőtt, de a növekedés mértéke lassult. A legkisebb cégek-nél (ahol járulékos juttatások nincsenek), a foglalkoztatás jobban bővült, mint a gazdaságban általában. A foglalkoztatottak száma a kevésbé urbanizálódott területeken (ahol az informális szektor súlya nagyobb) gyorsabban nőtt, mint a városiasodottabb térségekben.

A reálkeresetek 1995-ben lényegesen csökkentek. Bár az 1995 utáni években a GDP ismét emelkedni kezdett, a reálkeresetek még 1998-ban is az 1995. év előtti szinten maradtak. 1997-re a munkanélküliségi ráta a válság előtti év szintjére süllyedt, de a foglalkoztatási folyamatok alakulásában más mutatószámok is kulcsszerepet kaptak. E három kulcsmutató: a foglalkoztatottak száma az 5 főt vagy kevesebbet foglalkoztató vállalkozásokban; az alkalmazott nélküli egyéni vállalkozók száma; a foglalkoztatási juttatásban nem részesülők száma. A fejlett ipari országokban az e mutatókkal kifejezhető csoportokhoz aránylag kevesen, míg a fejlődő országokban viszonylag sokan tartoznak. A mexikói munkaerő-felvétel a formális gazdaságon a következőket érti: 6 vagy több alkalmazottat foglalkoztató vállalkozás, a foglalkoztatási juttatások folyósítása, a társadalombiztosítási bejelentés.

A munkanélküliségi ráta évek óta feltűnően alacsony Mexikóban. A hivatalos érték az 1991–1999 közötti időszakra számítva 3,7 százalék volt. Ez az arány jelentősen különbözik az Amerikai Egyesült Államok évi átlagos 5,8 százalékos munkanélküliségi rátájától és Kanada 9,7 százalékos arányától. A Mexikóra vonatkozó adat azonban megtévesztő, mivel a foglalkoztatási helyzet semmivel sem jobb, mint a két Észak-Amerikai Szabadkereskedelmi Társuláshoz tartozó országban. Az eltérésnek két oka van: a munkanélküliség fogalmának eltérő értelme-

zése, illetve Mexikó foglalkoztatottjai közül az informális szektorban dolgozók magas aránya.

A tanulmány a következőkben azt elemzi, hogy miként alakult volna Mexikóban a munkanélküliségi ráta, ha azt az Egyesült Államokban alkalmazott módszer szerint számolják. A szerző szerint a három különböző módszerrel számítva a kiigazítások átlaga 1,6 százalékponttal növelte volna a rátát, azaz a munkanélküliségi arány 5,3 százalék lenne.

Érdekességként megemlíthető, hogy a munkaképes korú népességhez Mexikóban a 12 évesek és idősebbek, az Egyesült Államokban a 16 évesek és idősebbek tartoznak. Ezt a különbséget azonban a szerző a vizsgálatban nem vette figyelembe, mert a 12-14 éves korosztálynak mindössze 1,4 százaléka dolgozik.

A kiigazított munkanélküliségi ráta 1995-re éppen 8 százalék lenne, ami még mindig alacsonynak tekinthető a bekövetkezett gazdasági válsághoz képest. Az Egyesült Államokban 6 százalékos GDP visszaesés sokkal nagyobb változásokat eredményezne a munkanélküliségben és a foglalkoztatásban.

Mexikó még ma is magán viseli a fejlődő országokra jellemző vonásokat. Az ország foglalkozási szerkezetében a mezőgazdaság még mindig 20 százalékkal szerepel, szemben az egyesült államokbeli 3 százalékkal. Az élvészületési arány 1997-ben Mexikóban 25 ezrelék volt, ami az Egyesült Államokban 15 ezreléket tett ki. Mexikóban 1996-ban az egy főre jutó GDP (vásárlóerő-paritáson) 28 százalékát érte el az egyesült államokbelinek. A jövedelmek differenciálódása lényegesen nagyobb Mexikóban, mint északi szomszédjánál.

E közép-amerikai államban nincs program a munkanélküliség kompenzálására, ami nyilvánvalóan egy másik oka az alacsony munkanélküliségi rátának. Ebből következik, hogy kevés ember engedheti meg magának a legkedvezőbb állások közötti válogatást. Mexikó nagy városi informális szektora és a migráció ütközőként, lökhárítóként működik a válságok idején a munkanélküliségi rátát illetően. Az informális szektorban dolgozók rendszerint egyéni vállalkozók vagy néhány főt foglalkoztató kisvállalkozások alkalmazottjai. Legtöbbjük a kiskereskedelem és a szolgáltatásban dolgozik, de sokan vannak az élelmiszeriparban és a ruházati iparban is, főleg otthon végezhető tevékenységgel. Számos egységnél a háztartási és a gazdasági pénzügyek összekeverednek.

A felvételek tanúsága szerint Mexikóban az informális szektor szervezeti egységei 60 százalékának nincs más címe a lakáson kívül és 80 százalékuk nem vesz fel hitelt a működési és egyéb költségek finanszírozásához. A keresetek rendkívül alacsonyak

és a járulékos juttatások minimálisak vagy nem léteznek.

A legfrissebb becslések szerint a városokban a nem hivatalos szektorban foglalkoztatottak aránya legalább 20 százalékos, de ha a definíciót úgy értelmezik, hogy „foglalkoztatott, de az adóhivatal által nem regisztrált”, akkor a becslés mintegy 54 százalékra tehető. Az informális szektor termelékenysége meglehetősen alacsony. Egy 1980-as vizsgálat szerint a városi informális szektor Mexikó akkori GDP-jének csak 10,4 százalékát tette ki. Ebben az országban 1996-ban a nem mezőgazdasági foglalkoztatottak 50,4 százaléka 5 vagy kevesebb foglalkoztatott alkalmazó szervezetben dolgozott. Bár az Egyesült Államokkal nem lehet ennek megfelelő összehasonlítást tenni, valamit mégis mutat, hogy ugyanebben az évben ott a járadékban részesülő nem mezőgazdasági munkanélkülieknek csak 14,9 százaléka dolgozott korábban 9 vagy kevesebb főt alkalmazó szervezetben. A 4 vagy kevesebb főt foglalkoztató egységekre az előbbieknél csak 6,5 százaléka jut.

A foglalkoztatás 1993 és 1995 között is emelkedett, miközben a GDP és a fogyasztás csökkent. A növekedés nagyobb volt a kevésbé városiasodott területeken, mint a jobban urbanizáltakban. A foglalkoztatás ott nőtt, ahol nem volt járulékos juttatás és ott csökkent, ahol a dolgozók társadalombiztosításban részesültek. Az Egyesült Államokba tartó migráció is szerepet játszott a munkanélküliségi ráta alakulásában. A „peso-válság” idején az egyesült államokbeli keresetek még vonzóbbakká váltak, de a migráció növekedésével nem lehet a foglalkoztatottság emelkedését magyarázni.

A foglalkoztatási helyzet 1995-ben sokkal jobb volt a kevésbé urbanizált területeken, mint a városiasodottabb térségekben. Ennek egyik oka a felvétel sajátosságában keresendő, mivel más évektől eltérően az összeírás a harmadik negyedévben volt, amikor közismerten nagyszámú szezonális munkaerőt alkalmaznak.

Az 1993–1995 közötti időszakban a foglalkoztatás bővülése a rurális területeket, a kisvállalkozásokat és a foglalkoztatási juttatást mellőző szervezeteket jellemezte. Az 1991–1993 közötti periódusban a GDP évi 2,8 százalékkal nőtt, majd az 1994–1995. évi visszaesés után, az 1996–1998 közötti években a növekedés évi átlagos üteme elérte az 5,6 százalékot.

A társadalombiztosítási reformot 1995 decemberében fogadták el, és 1997 júliusában léptették hatályba. A nyugdíjjogosultságot 500 hétről 25 éves munkaviszonyra növelték, de emelték a nyugdíjminimum összegét is. A reform egyik célja (sok más mellett) az informális szektor arányának csökkentése

olt. Az informális szektor jellemzőbb a rurális térségekben, ahol a munkanélküliségi ráta alacsonyabb mint az urbanizált területeken. Az 1995. évi gazdasági válság a városias térségeket sokkal jobban sújtotta, mint a kevésbé városiasodottakat. Az 1991–1998 közötti időszakban az urbanizált területeken a munkanélküliek száma évente 7,7 százalékkal nőtt, miközben a rurális térségekben csökkent. A munkanélküliségi ráta országosan 1,1 százalékponttal kisebb, mint a városi területeken mért arány. Nincs társadalombiztosítása a városi térségben dolgozók 53,2 százalékának, a rurális területeken pedig arányuk 87,1 százalék. Nem kap semmilyen foglalkoztatáshoz kapcsolódó juttatást az urbanizált körzetekben dolgozók 48,1, a falusi térségekben dolgozók 77,4 százaléka.

A társadalombiztosításban részesülők aránya a szegényebb mexikói államokban csak harmada a leggazdagabbakénak.

A gazdasági válságok idején (szemben például az Egyesült Államokkal, ahol a munkaerőpiac gyorsan reagál a változásokra) Latin-Amerikában a munkaerőpiac merevnek mondható. A reákeresetek azonban ilyenkor jelentősen csökkennek, ami viszont a válság idején fellépő inflációval van kapcsolatban. Ilyenkor Latin-Amerikában, így Mexikóban is változatlanok a nominális keresetek, vagy nőnek ugyan, de mértékük jóval elmarad az infláció növekedésétől.

A Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (ILO) 13 latin-amerikai országra, az 1990-es évek közepére vonatkozó becslése szerint a városi foglalkoztatottak 47 százaléka az informális szektorban dolgozik, ami Argentínában 46, Braziliában 48 százalék.

Mexikóban 1965-ben megindult egy program (maquiladora), ami az olcsó munkaerő foglalkoztatására irányult. Ennek keretében főleg amerikai multinacionális cégek szállítanak alkatrészeket összeszerelésre. Az ilyen típusú foglalkoztatás minden évben nőtt 1982 óta, s bár a teljes foglalkoztatotti létszámnak még ma is csak 2,6 százalékát adja, a feldolgozóiparnak viszont már 14,6 százalékát teszi ki. Az Észak-Amerikai Szabadkereskedelmi Társulás megalakulása és a „peso-válság” után a mexikói export fellendült. A „maquiladora” a teljes export 45 százalékát teszi ki. Amerikai dollárban folyó áron számolva a mexikói export éves növekedési üteme 17,9 százalék volt az 1994–1998 közötti időszakra vonatkoztatva. Az export által igényelt munkahely-bővítés azonban nem az informális szektorban jött létre. Mexikó nyolc év alatt nagyot lépett előre a foglalkoztatásban, amelynek évi növekedési üteme 1991–1998 között 3,4 százalék volt. Teljesítménye még nagyobb, ha az Egyesült Királysághoz (0,8 százalék)

vagy Japánhoz (0,3 százalék) hasonlítjuk. Ez még akkor is szép eredmény, ha figyelembe vesszük, hogy ebben a közép-amerikai országban ugyanezen időszak alatt a munkaképes korú népesség száma 2,5 százalékkal nőtt évente.

Az ország foglalkoztatásában bekövetkezett kedvező változások három tényezővel magyarázhatók: 1. A gazdasági válság utáni fellendülés a formális szektorban; 2. A gyors exportnövekedés; 3. A társadalombiztosítás reformja.

(Ism.: Hajnal Béla)

SOLOW, R.:

MUNKANÉLKÜLISÉG AZ EGYESÜLT ÁLLAMOKBAN ÉS EURÓPÁBAN

(Unemployment in the United States and in Europe. – A contrast and the reasons.) – *IFO Studien*, 2000. 1.sz. 1–12.p.

A szerző bevezetőjében előrebocsátja, hogy nem hisz abban, hogy létezik valamiféle sajátosan amerikai vállalkozásorientált magatartás, vagy speciális, az európainál hatékonyabb gazdaságpolitika, amely magyarázná a munkanélküliség terén tapasztalt különbséget. Az éppen alkalmazott módszerek, prioritások ismerete azonban elengedhetetlen a helyzet megismeréséhez. A kezdet mindenki számára ismert, míg 1970-ben az Egyesült Államok munkanélküliségi rátája 5 százalék volt, Nyugat-Németországé pedig mindössze 1 százalék, a többi uniós országé pedig átlagosan 3 százalék körüli. 1998-ban az Egyesült Államok rátája még mindig 5 százalék körüli volt, az uniós országoké azonban 10–12 százalékos szintre szökött fel. Természetesen közben volt némi ciklikus ingadozás az Egyesült Államok munkanélküliségét illetően is, de ez viszonylag szűk tartományban maradt, így az is valószínűtlen, hogy a jelenlegi magas európai érték a gazdaság ciklikus mozgásával lenne összefüggésben.

Fontos azt is megjegyezni, hogy a munkanélküliség mérete nem hozható közvetlen kapcsolatba a munkaképes korú népesség eltérő arányával sem. 1997-ben a 15–64 éves korosztály munkaerő-piaci részvétele az Egyesült Államokban 77,4 százalékos volt, miközben ugyanez az arány 70,4 százalék Németországban és 67,7 százalék az Unióban. Az eltérő foglalkoztatási arány tehát éppen úgy magyarázatra szorul, mint a munkanélküliségi ráta esetében fennálló különbség. További érdekesség, hogy nem váltak valóra azok a jóslatok, amelyek a 6 százalék alatti munkanélküliség esetén növekvő inflációval

számoltak, a béroldali (keresleti) nyomás várható következményeként.

A munkaerőpiacot jellemző látványos különbség mögött, úgy tűnik, az intézményi rendszer és az alkalmazott eszközök különbsége húzódik meg. Természetesen Európa sem tekinthető homogénnek, hiszen vannak olyan országok, például Ausztria, Norvégia, Hollandia, Dánia, amelyek el tudták kerülni a munkanélküliség drámai mértékű növekedését, míg például Németországnak, vagy Franciaországnak ez nem sikerült. Az előbbi esetében az újraegyesítés mellett ebbe az irányba hatott a Bundesbank jelentős nemzetközi szerepvállalása is.

A konvencionális magyarázatok a hangsúlyt a munkaerőpiac eltérő rigiditására (merevségére) helyezik, s különösen az európai magyarázatokban kap ez a tényező kiemelt szerepet. További magyarázatok az Egyesült Államok kevésbé nagyvonalú munkanélküli ellátó rendszeréből indulnak ki, ami általános vélekedések szerint jobban ösztönöz a gyors újraelhelyezkedésre, illetve rámutatnak arra, hogy az alacsony amerikai minimálbér mellett a munkaerőpiac az alacsony termelékenységű munkaerőre is igényt tart. További tényező a nagyobb bérkülönbségek léte, a kisebb szakszervezeti szerepvállalás, az európainál alacsonyabb bérarányos elvonások, amelyek mind növelik a foglalkoztatás szintjét.

Az eddigieket támasztja alá, hogy az Egyesült Államokban igen jelentős foglalkoztató a kimondottan alacsony kereseti színvonalú kiskereskedelem. Hasonlóan alacsony kereseti színvonalú munkaerő tömeges alkalmazását Franciaországban a magas minimumbér akadályozza, míg Németországban a munkáltatói járulékos költség játszik hasonló szerepet. Kínálati oldalról ezt a különbséget az magyarázza, hogy az Egyesült Államokban Európához képest szélesebb a szegény, alacsony szakképzettségű réteg, mely potenciális bázisa ezeknek a munkahelyeknek.

A munkaerő-piaci rugalmasság egyik összefoglaló mutatója az ún. Beveridge-görbe, mely a munkanélküliek és az üres álláshelyek száma közötti viszonyon alapul. Ez sem tekinthető azonban csálhatatlan módszernek, hiszen például nem jelzett, mikor a francia, illetve a német munkaerő-piaci helyzet rosszabbra fordult. Ennek oka, hogy e mutató szerint az európai munkaerőpiac rugalmassága a magas és az alacsony munkanélküliségi arány jellemezte időszakokban nagyjából azonos volt. Ami alapvető különbség, az az állományváltozás sebessége. Míg 1997-ben, az Egyesült Államokban az összes munkanélkülinek mindössze 8,7 százaléka számított tartós munkanélkülinek, Németországban ez az arány 47,8, Franciaországban 41,2 százalék volt, az EU átlaga pedig elérte az 50,2 százalékot. Ha az álláshely kínálata jobban változna,

azaz nőne az új munkahelyek száma, nőhetne a munkaerő-piaci státusból való kilépés valószínűsége, még akkor is, ha a munkanélküliségi biztosítás rendszere Európában nem szolgálja kellően a mobilitás növelésének célját.

Hogy miért nincs több új munkahely, az többféle okra is visszavezethető. Az egyik a szigorú munkatörvénykönyvi kötöttség, melynek oldása javíthatna a foglalkoztatás szintjén. Jóllehet a szerző nem állítja azt, hogy az Egyesült Államok fiskális és monetáris politikája lényegesen jobb az európainál, de biztos, hogy e téren is van még kihasználatlan lehetőség. A szerző elsősorban a keresleti oldal megerősítését segítő gazdaságpolitikai és pénzügyi intézkedések terén lát nagy lehetőségeket. A cikkben kemény bírálatot kapnak az európai bankok is, melyek korszerűtlen számbavételi módszerei a valós problémák elleplezését segítik elő. Ezt a gyakorlatot példázza a német GDP-számítás, ahol az aktuális és a potenciális növekedési ráta között jelentős a szakadék. Ebből következik, hogy a német munkanélküliség 2-3 százaléka olyan keresleti oldalú munkanélküliség, amely a hivatalos számokban nem is jelenik meg. A jelenlegi német munkaerőpiacot tekintve megállapítható, hogy ott nagyobb rugalmasságra lenne szükség. Nehézséget okoz azonban, hogy az ezt célzó lépések csak hosszabb időtávon vezetnek új álláshelyekhez. A vállalkozói szabadság növelése önmagában nem elég, szükség van még a munkanélküli ellátó rendszer szigorítására és a bérszínvonal visszafogására is.

Az Európai Monetáris Unió – bár nagyfokú determinációt jelent – nem szünteti meg teljesen a monetáris és a fiskális politika nemzeti önállóságát, mely a kamatláb és a költségvetési hiány alacsony szintje mellett megfelelően szolgálhatja a keresleti expanzió célját. Az Alan Greenspan vezette Szövetési Bank azzal, hogy esetenként nem félt némi inflációs hatástól sem, jól szolgálta ezt a célt. Ezzel szemben az európai monetáris politika, amely gyakorlatilag a Bundesbank politikáját jelenti, ha ugyanolyan helyzetben lett volna, lényegesen többször beavatkozott volna. Ez 1,5 százalékos inflációs ráta helyett „csak” 1,2 százalékos eredményezett volna, viszont mintegy 0,5–1 százalékponttal magasabb munkanélküliségi rátával járt volna, ami aligha tűnik előnyösnek.

Összefoglalóan megállapítható, hogy az áru és a munkaerőpiac rugalmasságának fokozása, mely keresletnövekvő gazdaságpolitikával párosul, látszik ma Európa számára is a munkanélküliséget mérséklő leghatékonyabb eszköznek.

(Ism.: Lakatos Judit)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA

TARLING, R.:

AZ ÖNKÉNTES TEVÉKENYSÉGEK STATISZTIKAI MEGFIGYELÉSE AZ EGYESÜLT KIRÁLYSÁGBAN

(Statistics on the voluntary sector in the United Kingdom.) – *Journal of the Royal Statistical Society, SER.A.*, 2000. 3. sz. 255–261. p.

Az Egyesült Királyság kormánya 2000 júniusban százoldalas jegyzéket tett közzé a hivatalos statisztikai megfigyelésekről, az önkéntes tevékenységet azonban ebben meg sem említették. Hivatalos adatok hiányában az érdekelt intézmények eddig jórészt saját forrásaikra támaszkodva, maguk gyűjtöttek információkat a civil szférának erről a területéről, amely sok tekintetben igen fontos szerepet tölt be a brit társadalomban. A szerző vitaindítóként, röviden összefoglalja a még megoldásra váró fogalmi problémákat és áttekinti a számításba vehető, fontosabb információ forrásokat.

Az önkéntes tevékenységek mérésénél az alapproblémát a vizsgálandó terület egyértelmű behatárolása jelenti. A brit társadalmi magatartásokat vizsgáló tanulmányok (*Barnett és Saxon-Harrod*; 1992, illetve *Taylor-Gooby*; 1993) tanúsága szerint az önkéntes szféráról általában úgy vélekednek, hogy nagyszámú, kis „amatőr” testületből tevődik össze, amelyek keretében az egyének szabad elhatározásukból pénzt, vagy időt áldoznak jótékonyági, vagy a társadalom javát más módon szolgáló célokra.

A tényleges helyzet azonban sok tekintetben eltér ettől a közvélemény alkotta képtől. Az önkéntes szféra számos szervezete jövedelem szempontjából felveszi a versenyt a magánvállalatokkal, sokan közülük nagyszámú fizetett alkalmazottat is foglalkoztatnak s nem mindegyiküknek a jótékonyág a bejegyzett főtevékenysége. Jelentős volumenű önkéntes munkát végeznek olyan szervezetek keretében is, amelyek maguk nem is tartoznak az önkéntes szférába (például az iskolák, az egészségügyi, vagy a szociális ellátás és a bűntetés-végrehajtás intézményei).

Az – esetenként az adatforrások miatt – eltérő felfogások összehangolásához hasznos kiindulópontul szolgálhat az a meghatározás, amelyet a közérdekű jótékonyággal kapcsolatban az Országos Statisztikai Hivatal (Office for National Statistics – ONS) használ a nemzeti számlák keretében. Ahhoz, hogy egy magántulajdonban levő, nem profitorientált, személyek javát szolgáló testület általános értelemben is jótékonyági célúnak tekinthető legyen, a következő négy kritériumnak kell teljesülnie: független irányítás, nem profit érdekeltég, tágabb értelemben

vett közhasznúság, illetve, hogy a tevékenységet nem vallásos testületek keretében, vagy istentiszteleti helyeken folytassák.

Kendall és Knapp 1966-ban egy leszűkített és egy tágabb értelmezésű definíciót alakított ki az önkéntes szféráról. A szűkebb értelmezés a lakástársulásokat is tartalmazza, egyebekben viszont igen hasonló az ONS meghatározásához. A tágabb értelmezésbe mindezekon kívül beletartoznak a sportklubok és üdülők, az alap- és középfokú iskolák, a felsőszintű oktatási intézmények, a szakmai és üzleti szövetségek, valamint a szakszervezetek is.

Fontos jellemzője az önkéntes szféra valamilyen említett meghatározásának, hogy csak a formálisan is megalakított szervezetekre terjed ki, s kizárja a nem hivatalos, gyakran csak önszervező csoportokat.

Általánosan elfogadott definíció hiányában az önkéntes szféra tevékenységeinek mérésére különböző közelítéseket használnak. A Jótékony Intézmények Bizottsága által vezetett Jótékonyági Regiszter például több mint 200 ezer bejegyzett jótékonyági egyesületről tartalmaz alapinformációkat. (Az 500, illetve 3000 legfontosabb jótékonyági intézményről az ezzel foglalkozó alapítványok rendszeresen közléseznek bővebb információkat is).

Az ONS két – az 1991. évi, illetve az 1994-1995. évi helyzetet felmérő – adatfelvétellel támaszkodva határozta meg, hogy a közérdekűnek tekinthető jótékonyág milyen mértékben járul hozzá a bruttó hazai termékhez. A második felvétel mintájához mintegy 6500 szervezetet választottak ki, a jövedelem szerinti rétegezéssel. Az adatokat egyrészt a jótékonyági intézmények éves elszámolásából, másrészt a számukra megküldött kitöltött kérdőívből nyerték. Ezek alapján a közérdekű jótékonyágot végző intézmények 1994-1995. évi jövedelmét 12 milliárd angol fontra becsülték. Az 1999. évi jövedelemre vonatkozó számítás eredménye 14,2 milliárd volt, s ez 4,8 milliárd font hozzájárulást jelentett a bruttó hazai termékhez. A szélesebb értelmezésen alapuló utolsó, 1995-re vonatkozó becslés ennél jóval nagyobbra, mintegy 50 milliárd fontra tette az ide sorolható intézmények éves jövedelmét.

A közérdekű jótékonyági szféra 12 milliárdra becsült összes jövedelmének 36 százaléka származott a nagyközönségtől, 28 százaléka pedig a központi állami, illetve önkormányzati forrásokból. Az említett összegek közel felét mindkét esetben a termékértékesítés, illetve szolgáltatásnyújtás fedezte, míg a másik fele ösztöndíjakból és adományokból származott. Bizonyos jótékonyági intézmények te-

vékenysége önmagában is arra irányul, hogy forrásokat hozzanak létre más jótékonyági célokra, ezek az összes jövedelem mintegy 10 százalékát szolgáltatták. A magánvállalkozások viszonylag csekély mértékben: mindössze 4 százalékkal járultak hozzá az összjövedelemhez, amelynek 22 százalékát a jótékony célú beruházások fedezték.

Az adókedvezmények egész sora (mint például az egyéni adományok, kötelezettségvállalások, vállalati befizetések után járó adóelengedés) támogatja a közérdekű jótékonyt. Az ilyen adó-visszatérítések teljes kimutatott összege 1998-1999-ben 819 millió fontot tett ki, ez azonban nem ölelt fel minden lehetséges területet (mint például a forgalmi adó befizetésekkel kapcsolatos tételeket). Ezek becslült értékével együtt a közérdekű jótékony-sággal kapcsolatos adókönnyítések összege jóval meghaladta az 1 milliárd fontot.

Az ONS előzőkben említett második reprezentatív adatfelvételének eredményei szerint a közérdekű jótékonyági intézmények 1994-1995-ben több mint 400 ezer fizetett alkalmazottat foglalkoztattak (ami a teljes munkaidős foglalkoztatásra átszámítva 318 ezer főnek felel meg). Hasonló eredményeket szolgáltatott a gazdasági ágazatok munkaerő-felvétele (Labour Force Survey – LFS) is, amelynek alapján az önkéntes szférában alkalmazottak számát 1998-ban 514 200 főre (teljes munkaidősként 386 ezerre) becsülték. Emellett a reprezentatív megfigyelés időszakában több mint 3 millióan végeztek ingyenes, önkéntes munkát is valamilyen formában.

A nem hivatalos szervezetek (például helyi közösségek, üdülési egyesületek, egyházi segítő szolgálatok stb.) keretében folyó önkéntes tevékenységek felmérése érdekében a brit Belügyminisztérium 1994 óta több kisterületi megfigyelést hajtott végre. Napjainkig 24 régiót térképeztek fel. (Az eredmények a következő forrásból ismerhetők meg: [/www.homeoffice.gov.uk/rds/](http://www.homeoffice.gov.uk/rds/).)

A jótékony célú támogatások volumene lényegében kétféleképpen határozható meg. Az eddigiekben tárgyalt megközelítés annak meghatározására irányult, hogy az önkéntes szféra testületei milyen adományokban, juttatásokban részesültek. A másik lehetséges utat az adományozók egyéni megkérdezése jelenti arról, hogy mennyit fordítottak pénzben, vagy munkában valamilyen „jó ügy” előmozdítására.

A háztartás-statisztikai megfigyelések (Family Expenditure Survey – FES) során kezdettől fogva, azaz 1957 óta kérnek adatokat a jótékony célú adományokról. Kérdezik emellett a sorsjátékokkal (mint például az állami lottóval) kapcsolatos kiadásokat is. Ennek az információforrásnak lényeges előnye, hogy viszonylag nagy mintára és hosszú időszorra támasz-

odik. Hátránya viszont, hogy a jótékonyági kiadások részletezve nem vizsgálhatók, bizonyos támogatási formák (például a jótékony célú boltokból történő vásárlások) pedig ki is maradnak az ilyen címen kimutatott összegből.

A FES eredményeinek kiegészítésére különböző jótékonyági alapítványok a nyolcvanas évek közepétől lényegileg évenként, majd megbízásuk alapján, hivatásos közvélemény-kutatók 1994 óta havonta, majd negyedévenként hajtottak végre mintegy ezer főre kiterjedő mintavételeket. Ezek kifejezetten a jótékony célú adományokra irányultak és lehetőséget nyújtottak az adakozási módok alaposabb megismerésére is. Ezek három fő kategóriába sorolhatók:

1. emberbaráti adományok (gyűjtések, szponzorálás, kérelmek kielégítése);
2. vásárlási jellegű támogatások (jótékony célú boltokból, vásárokon, katalógusokból, előfizetések és tagdíjak formájában);
3. tervszerű adományok (fizetésből rendszeresen levonható összegek, kötelezettségvállalások, ajándék jellegű segélyezések).

A különböző forrásból származó információk összehasonlítása alapján arra lehet következtetni, hogy a háztartás-statisztika alábecsüli a jótékony célú kiadásokat. Így például míg 1996-ban a FES 1,5 milliárd font ilyen célú kiadást regisztrált, a mintavételes felméréseken alapuló becslés 4,6 milliárdot tett ki. Az eltérések feltehetően egyrészt arra vezethetők vissza, hogy a témaorientált mintavétel átfogóbban jelöli meg a jótékony célú kiadások körét, másrészt hogy a FES kevésbé pontosan számol be a kisebb összegű, eseti adományokról.

A változások irányzatát tekintve valamennyi megfigyelés az adakozási hajlandóság mérséklődését jelzi. Főleg a fiatalabbak (ahol a háztartásfő 18-24 éves) fordítanak kevesebbet jótékonyra. Feltételezhető, hogy a lottózás is elszív olyan összegeket, amelyeket azelőtt jótékonyra fordítottak volna, s ezt közel sem ellensúlyozza, hogy az állami lottóbevételek bizonyos részét is közösségi célokra fordítják.

A lakosság által önkéntesen végzett munka volumenének mérésére felhasználható információk szintén három fő adatforrásra támaszkodnak. Az általános háztartási adatgyűjtés (General Household Survey – GHS) 1981-ben, 1987-ben és 1991-ben tartalmazott erre vonatkozó kérdéseket is. Kifejezetten az önkéntes munkavégzésről szintén három alkalommal: 1981, 1991 és 1997-ben végeztek célzott, témaorientált adatfelvételt (National Survey of Volunteering – NSV). Esetenként a korábban említett alapítványi mintavételekben is feltettek ilyen jellegű kérdéseket.

A három megfigyelés külön-külön eléggé konzisztens adatokkal szolgál az előző évi önkéntes munkavégzésről, de itt is a háztartási adatgyűjtés mutatott ki lényegesen alacsonyabb adatokat. Eszerint a válaszolók csupán 23-24 százaléka végzett az előző évben önkéntes tevékenységet, míg az NSV eredményei szerint a részvételi arány 44 és 51 százalék között volt. Az alapítványi adatgyűjtések ennél nagyobb mérvű változásokat jeleznek, az arányokat tekintve azonban eredményeik általában az NSV felmérésekkel vannak összhangban.

Az eltérések részben a mintavételi módszerek, illetve a mintanagyság különbözőségére vezethetők vissza, de a fő kiváltó okok valószínűleg az alkalmazott definíciókban és a végrehajtási eljárásokban keresendők. Az NSV megkülönbözteti a hivatalos (szervezethez kötődő) önkéntes és a személyek közötti közvetlen kapcsolatokon alapuló munkát. Az utóbbi aránya sokkal nagyobb, például 1997-ben 74 százalék, szemben a hivatalos keretek között tevékenykedő önkéntes munkavégzők 48 százalékos arányával.

A részvételi arány megállapításán kívül mindhárom adatfelvétel vizsgálta a következő kérdéseket is.

a) Mennyi időt fordítottak az önkéntes tevékenységre? Átlagosan heti négy órával számolva évi 88 millió körüli lehet a teljesített órák száma.

b) Az önkéntes munkavégzők jellemzői. A társadalmi-gazdasági csoportokat tekintve az aktivitás mértéke a legfelső csoportban csaknem kétszerese a legalsó csoport-

ténak. A férfiak és a nők részvételi aránya között nem tapasztalható számottevő különbség. Életkor szerint az önkéntes munkavégzési arány a középkorúak körében a legmagasabb, a nyugdíjba menetel után azonban visszaesik.

c) Milyen önkéntes tevékenységekre vállalkoznak, mely szervezetek megbízásából és melyek érdekében. Az önkéntes tevékenységek fő területei a sport, az oktatás, a vallási, az egészségügyi és a szociális gondozás. Az iskolai feladatokban részt vevő női önkéntesek aránya háromszorosa a férfiakénak és nagyobb valószínűséggel kapcsolódnak be az egészségügyi és szociális gondozásba is. A férfiak különösen a sportközösségek támogatásában és a bizottsági munkában mutatnak aktivitást, a nők viszont jóval tevékenyebbek a jótékonyági pénzalapok előteremtésénél.

d) Az önkéntes munkavégzés indokai és az emberek ezzel kapcsolatos magatartása. A fiatalabbak körében esetenként a jótékonyágnál nagyobb szerepet játszanak a társadalmi előmeneteli szempontok, új ismeretek, vagy szervezési gyakorlat elsajátítása, esetleg a közösségi kapcsolatok kiépítésének lehetősége. A legfőbb visszaható hatást az önkéntes tevékenységeknél a nem kielégítő szervezethez való csatlakozás jelenti, a megkérdezettek 71 százaléka adott hangot ezzel kapcsolatos elégedetlenségének.

Bár a legutóbbi évtizedben fejlődtek az önkéntes tevékenységek információs forrásai, a szerző véleménye szerint időszerű lenne átgondolni, milyen további adatokra lenne szükség e társadalmilag igen jelentős terület alaposabb megismeréséhez. Ez nem igényelne feltétlenül új adatsorokat, lényeges előre lépést lehetne elérni a már meglévő megfigyelések összehangolásával és esetenkénti kiegészítésével is.

(Ism.: *Tűz Lászlóné*)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE

Allgemeines Statistisches Archiv

A NÉMET STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 3. SZÁM

Wilrich, P. T.: Egyszerű mintavételi tervek változók szerinti ellenőrzéshez mérési hibák esetén.

Seidel, W. – Ruck, A.: Különböző típusú a priori információk hatásáról attribútum mintavételnél.

Collani, E. – Dragalin, V.: A folyamatátlag figyelése CUSUM grafikonok segítségével egyszerűsített gazdasági tervezésnél.

Amin, R. W. – Wilde, M.: Kétoldalú CUSUM szabályozási diagramok a változékonyságra.

Schmid, W. – Steland, A.: Nemstacionárius folyamatok szekvenciális szabályozása nemparaméteres magyszabályozó diagramokkal.

Högel, J.: Statisztikai folyamatszabályozási módszerek alkalmazása orvosi területeken.



A FRANCIA STATISZTIKAI
ÉS GAZDASÁGKUTATÓ INTÉZET FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 59. SZÁM

Dubois, P.: Teljes biztosítás, a preferenciák heterogenitása és részes gazdálkodás Pakisztánban.

Carrillo, J. D.: Korruptió hierarchiákban.

Grafe, F. – Mauleon, A.: Kintlevőségek és szabadpiaci megállapodások.

Lloyd-Braga, T.: Növekvő skáláhozadékok és nemlineáris endogén fluktuáció egyszerű átfedéses generációs modellre.

Chateau, J.: Melyik strukturápolitika jár kormányzati deficittel?

Villieu, P.: A Monetáris Unió (EMU) kiterjesztése és a pénzügyi koordináció.

Rouillon, S.: Megfordíthatatlan klimatikus katasztrófa és klímapolitika.

Caulet, R. – Peguin-Feisolle, A.: A feltételes heteroskedaszticitásnak neurális hálózaton alapuló tesztje.

Baumel, L. – Sevestre, P.: A bankkölcson ráták és a (re)finanszírozási költségeik közötti kapcsolat modellezése.
Nourry, C. – Venditti, A.: Heterogén gazdasági közvetítők, növekedés és egyensúlyi meghatározottság.



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 4. SZÁM

Dvoráková, A.: Cseh Köztársaság és az Európai Unió néhány országa demográfiai helyzetének összehasonlítása.
Bakalár, E. – Kovarik, J.: Apaság a Cseh Köztársaságban.
Kucerová, M.: A humán populáció genetikai töltése.
 A Cseh Demográfiai Társaság 30. ülése a „Cseh Köztársaság és az Európai Unió országai (Demográfiai hasonlóságok és különbségek)” témában, 2000. május 17.
Dvoráková, V.: Közép- és Kelet Európa átalakulása.
Horská, H.: Az átmeneti gazdaságok és az EU-országok gazdasági fejlődésének összehasonlítása.
Rabusic, L.: A gyermek értéke.
Rychtariková, J.: Házasság és együttélés.
Koschin, F.: Halandóság.
Vojtechová, P.: Népszámlálás Lengyelországban.



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

2000. ÉVI 4. SZÁM

Thélot, C. – Vallet, L. A.: A társadalmi egyenlőtlenségek csökkenése a századelő óta.
Mesrine, A.: Magas halálási arány az álláskeresőknél: a munkanélküliség katalitikus hatása?
Lollivier, S.: Visszatérő munkanélküliség és munkaerőpiacra lépő fiatalok között: heterogén pályagörbék.
Crépon, B. – Duguet, E. – Mairesse, J.: Az innováció megtérülésének mérése.



A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 3. SZÁM

Elliot, M. R. – Little, R. J. A.: Modell alapú alternatívák felvételi súlyok nyeséséhez.
Ernst, L. R. – Valliant, R. – Casady, R. J.: Az állandó és a kollokált véletlen számokon alapuló mintavétel és a születések és halálozások lefedettsége.

Karlberg, F.: Erősen ferde sokaságok mintából történő becslése zérusok jelenlétében.

Lawrence, D. – McKenzie, R.: A fontossági editálás általános alkalmazásai.

Schneider, S. J. – Edwards, B.: Az alkalmazhatóságra vonatkozó irányelvek kialakítása korlátozott irástudással rendelkező AudioCasi válaszadók számára.

Fuchs, M. – Couper, M. – Hansen, S. E.: Technológiai hatások: a CAPI vagy PAPI interjúk tartanak tovább?



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2000. 451. SZÁM

Genovese, C. R.: Bayesi időfolyamat-modell funkcionális mágneses rezonancia képadatokra.

Duncan, G. T. – Mukherjee, S.: Optimális felfedést korlátozó stratégia statisztikai adatbázisokban: a rendszert feltörők támadásainak visszaverése additív zaj segítségével.

Elliot, M. R. – Little, R. J. A. – Lewitzky, S.: Visszahívások alminták segítségével a felvételek hatékonyságának javítására.

Black, D. A. – Berger, M. C. – Scott, F. A.: Határoló paraméterek becslése nemklasszikus mérési hiba esetén.

D'Agostino, R. B. – Rubin, D. B. – Rubin, Jr.: Hajlandósági mutatók becslése és használata részlegesen hiányzó adatok esetén.

Royall, R.: Félrevezető statisztikai következtetések észlelésének valószínűségéről.

Cook, R. D. – Critchley, F.: Rendellenes értékek és keverékek grafikus azonosítása regressziós modellekben.

Gustafson, P.: Bayesi regressziós modellezés kölcsönhatásokkal és simító hatásokkal.

Fang, Z. – Weins, D. P.: Egészértékű, minimax robusztus tervek becsléshez és extrapolációhoz heteroszkedasztikus, kvázi lineáris modellekben.

Gerlach, R. – Carter, C. – Kohn, R.: Hatékony bayesi következtetés dinamikus keverék modellekre.

Kim, J. T.: Egy rendezett mintás kiválasztási kritérium az illeszkedés jóságának tesztelésére.

Fan, J. – Hung, H. N. – Wong, W. H.: A likelihood hányados statisztika geometriai megértése.

Shen, X.: Lineáris regresszió jelen állapotú adatokkal.

Stromberg, A. J. – Hössler, O. – Hawkins, D. M.: A legkisebb nyesett különbségű regressziós becslés és alternatívák.

Lloyd, C. J. – Jones, M. C.: Nemparaméteres sűrűségbecslés torzított adatokból ismeretlen torzító függvény esetén.

Mugglin, A. S. – Carlin, B. P. – Gelfand, A. E.: Teljesen modell alapú módszerek térbelileg elrendezett adatokra.

Cai, Z. – Fan, J. – Li, R.: Hatékony becslés és következtetés változó együttthatós modellekben.

Yung, W. – Rao, J. N. K.: Jackknife varianciabecslés imputálás mellett utólagos rétegzési információt használó becslésekhez.

Fischetti, M. – Gonzales, J. J. S.: Modellek és algoritmusok cella elnyomás optimalizálásához táblázatos adatokra lineáris kényszerfeltételek mellett.

Wall, M. M. – Amemiya, Y.: Becslés polinomiális strukturális egyenleteket tartalmazó modellekre.

Cai, Z. – Fan, J. – Yao, Q.: Funkcionál-együtthatós regressziós modellek nemlineáris idősorokra.

Celeux, G. – Hurn, M. – Robert, C. P.: Számítási és következtetési nehézségek keverék posterior eloszlásoknál.

Lambert, D.: Statisztika a fizikai és műszaki tudományokban.

Nychka, D.: Kihívások az atmoszféra megértésében.

Vere-Jones, D.: Földregéstan – egy statisztikai címke.

Cleveland, W. S. – Sun, D. X.: Internet forgalmi adatok.

Rissanen, J. – Yu, B.: Kódolás és sűrítés: az elmélet és gyakorlat szerencsés találkozása.

Lawless, J.: Statisztika a megbízhatóságban.

Stoumbos, Z. G. – Reynolds, M. R. – Ryan, T. P. –

Woodall, W. H.: A statisztikai folyamatszabályozás helyzete a XXI. század küszöbén.

Gunter, B. – Holder, D.: Statisztika a preklinikai gyógyszerkutatásban és -fejlesztésben.

Nair, V. – Hansen, M. – Shi, J.: Statisztika a fejlett fel dolgozóiparban.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI TÁRSASÁG FOLYÓIRATA (A SOROZAT)

2000. ÉVI 3. SZÁM

Tarling, R.: Statisztikák az önkéntes szektorról az Egyesült Királyságban.

Dominici, F. – Samet, J. M. – Zeger, S. L.: Levegőszennyezési bizonyítékok és a 20 legnagyobb amerikai városból származó napi halálozás kombinálása: hierarchikus modellezési stratégia.

Harvey, A. – Chung, C. H.: Az alapvető változások becslése az Egyesült Királyság munkanélküliségében.

Heath, A. – MyMahon, D. – Roberts, J.: Etnikai különbségek a munkaerőpiacon: anonimizált rekordok mintájának összehasonlítása a munkaerő-felvétellel.

Paterson, L.: A katolikusok társadalma Skóciában.

Longford, N. T. – Ely, M. – Hardy, R. – Wadsworth, M. E. J.: Hiányzó adatok kezelése az alkoholfogyasztási naplókban.

Hutton, J. L.: A „kezelendő szám” (NNT): tulajdonságok és problémák.

Cuthbert, J. R.: Elméleti és gyakorlati kérdések a vásárlóerő-paritásban, hivatkozással az 1993-as OECD adatokra.

Moustaki, I. – Knott, M.: Részleges nemválaszolások súlyozása attitűd skálákon, segédváltozók esetében, rejtett változós modellekben.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 3. SZÁM

Prioux, F.: A közelmúlt demográfiai változásai Franciaországban.

Rieu, C.: Változások a népességben a francia megyékben és régiókban 1975 és 1999 között.

Nizard, A.: Néhány modern egészségügyi probléma hatása a halálózásra: AIDS, májgyulladás, alkoholfogyasztás és dohányzás.

Thierry, X.: Külföldiek belépése Franciaországba: statisztikai változások és az 1997-es kivételes szabályozási eljárások eredményei.

Blondel, B.: Változások Franciaországban az élve- és halvaszületések regisztrálásában.

REVISTA ROMÂNĂ DE STATISTICĂ

A ROMÁNIAI NEMZETI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 5. SZÁM

Dinculescu, V.: Népszámlálás – a demográfiai elemzést támogató átfogó statisztikai kutatás.

Halus, R.: Nemzetközi konferencia: „Változások az 1990-es évtizedtől és a Balkán jövője”.

Zamfirescu, A. M.: A népesség öregedésének néhány elméleti szempontja.

Hurbean, C. – Rotaru, M. A.: Összehasonlító elemzés Temes megye demográfiai helyzetéről 1998 és 1999 között.

Mandricelu, C.: Tevékenységek korlátozása a környezetvédelem érdekében – fontos akció környezetgazdasági adatok becsléséhez.

A gazdasági és társadalmi mutatók alakulása májusban, valamint 2000. január 1. és május 31. között.

2000. ÉVI 6. SZÁM

Voineagu, V. – Andrei, T.: A leíró statisztikák tulajdonságai egyváltozós (idő)sorokra.

Nicolescu, M.: Faktoranalízis – a gazdasági tevékenységek elemzésének egyik fontos módszere.

Miroiu, R.: Tartós ipari fejlődés és társadalmi haladás.

Pivoda, D.: Az infláció koncentrációjának statisztikai elemzése.

Mandache, F. A.: Módszertani és statisztikai szempontok a vállalatok fejlődésének elemzésénél.

Gheorghiu, P.: A statisztikai képzés országos központja, a nemzeti statisztikai rendszer stratégiai összetevője.

Boborodea, T. G.: A gazdasági és társadalmi mutatók alakulása júniusban, valamint 2000. január 1. és június 30. között.

Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik

A SVÁJCI STATISZTIKAI ÉS KÖZGAZDASÁGI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 3. SZÁM

Dolado, J. J. – Felgueroso, F. – Jimeno, J. F.: A minimálbér szerepe a jóléti államban.

Smith, J.: Az empirikus módszerek kritikai áttekintése az aktív munkaerő-piaci politika értékeléséhez.

Couchepin, P.: A svájci munkaerőpiac perspektívái.

Layard, R.: Jóléti munka és a New Deal.

Ernst, C. – Gerfin, M. – Leu, R. E.: Egyenlőtlenségi trendek a svájci jövedelemeloszlásban.

Gugler, A. K. – Blank, S.: Egyenlőtlen munkabérek Svájcban: alig érzékelhető növekedés a 90- es évek alatt.

Falter, J. M. – Luzzi, G. F.: Az állami és a magánszektor bérkülönbségei Svájcban.

Donzé, L.: A bérézésben található megkülönböztetések Svájcban.

Falter, J. M.: Vállalkozások és bérdiszkrimináció Svájcban.

Ramirez, J. V.: Iparágon és vállalaton belüli bér- és munkaóra-különbségek Svájcban.

Marti, M.: Munkaórák és a foglalkoztatottság közötti helyettesítés: empirikus elemzés.

Prey, H.: Képzési programok értékelése St. Gallenben.

Frölich, M. – Heshmati, A. – Lechner, M.: A foglalkozási vonatkozású rehabilitáció mikroökonometriai értékelése Svédországban.

Feld, L. P. – Savioz, M. R.: Kantononkénti és regionális munkanélküliség Svájcban.



A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 3. SZÁM

Stankovicova, I.: Az átlagos élethossz a világ országában 1998-ban.

Vano, B.: A népesség-előrejelzés jövője Szlovákiában.

Michálek, A.: Válási arány, válási okok, következmények, alakulás és regionális különbségek.

Petrášová, A. – Holcingerová, M.: Az elsőéves egyetemi hallgatók korstruktúrája az 1998/99-es iskolaévben és az 1998-ban végzettek körében.



A BOLOGNAI, PÁDOVAI ÉS PALERMÓI
EGYETEMEK FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 1. SZÁM

Johnson, N. L. – Kotz, S.: Egy $L1$ függőségi mértékről, módosított kétváltozós egyenletes eloszlások esetén.

Ferreri, C.: A Pólya- Aeppli modell újragondolása.

Pesarin, F. – Celant, G.: Néhány kritikai megjegyzés a feltételes bayesi elemzésről.

Singh, S. – Jorjder, A. H. – Tracy, D. S.: Regressziós típusú becslések véletlen nemválaszolásra mintavételes felvételben.

Batra, S. D. – Gupta, S. C.: Paritásfüggő népességnövekedési modell.

Tagliani, A.: Maximális entrópia a diszkrét általánosított momentum problémában.

Polisicchio, M. – Zini, A.: A mintaátlag és az átlagos eltérés közötti kovariancia és kapcsolata az aszimmetriával.

Gill, A. N. – Sharma, S. K.: Kiválasztási eljárás a legkisebb szórású élettartam-eloszlás becsléséhez.

Srivastava, A. K. – Skalabh, K.: Az irány kiválasztásáról reziduális minimalizálás esetén az ultrastrukturális modellben.

Monti, A. C.: Nemparaméteres statisztikai módszerek konfidencia tartományokra. 2. Az empirikus likelihood és az empirikus nyeregpont közelítés.

Pastorello, S.: Statisztikai következtetés a többtényezős CIR-modell esetén: alkalmazás az Eurolire piacra.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2000. ÉVI 4. SZÁM

Büning, H.: Paraméteres, nemparaméteres, robusztussá alakított és adaptív tesztek robusztussága és ereje – a többmintás elhelyezkedési probléma.

Boscher, H. – Frank, E. M. – Pigeot, I.: A kamatlábak változékonyságának előrejelzése GARCH(1,1) eljárással és sztochasztikus volatilitású modellekkel.

Su, J. C. – Huang, W. J.: Feltételes várható értékeken alapuló jellemzések.

Tsionas, E. G.: Numerikus bayesi következtetés tetszőleges priorral.

Geng, W. J. – Wan, A. T. K.: A regressziós hiba variancia egyenlőtlenségen alapuló pre-teszt becslőfüggvényének mintavételi teljesítményéről LINEX veszteség mellett.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 2. SZÁM

Lee, S. J. – Zelen, M.: Klinikai kísérletek és a mintanagyságot érintő megfontolások.

Hand, D. J. – Blunt, G. – Kelly, M. G. – Adams, N. M.: Adatbányászás játékból és nyereséggért.

Pfannkuch, M. – Wild, C. J.: Statisztikai gondolkodás és gyakorlat: profi statisztikusoktól összegyűjtött témák.

Hall, P. – Tajvidi, N.: Időbeni trend nemparaméteres elemzése, ha paraméteres modellt illesztünk extrém adatokra.



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 8-9. SZÁM

Matějček, J. – Zachystal, M.: Információtechnológia a Cseh Statisztikai Hivatalban.

Klas, A.: Oktatás és teljesítmény a gazdaságban.

Vojtisek, P.: Statisztikai tevékenység a Cseh Nemzeti Bankban.

Karpov, V. I.: A cseh gazdaság egy ukrán statisztikus szemével.

Drápal, S.: A statisztika és adatszolgáltatói.

Salajová, L.: Módosítások az állami statisztikai szolgálati törvényhez.

Voknérová, O.: Statisztikai osztályozások és nomenklatúrák.

Petrikovits, E.: Statisztikai metaadatok az Interneten – ajánlás web bemutatók előkészítéséhez.

2000. ÉVI 10. SZÁM

Palas, S. – Polednová, Z.: Panel 1998, felvételi eredmények, a vállalkozói szféra jellemzői Csehországban.

Zelény, M.: A háztartások életkörülményeire vonatkozó harmonizált statisztikai felvétel.

Tichý, L. – Farský, M.: A lakosság egészségi állapota a régiókban.

Rojicek, M.: A GDP, foglalkoztatottság és termelékenység illusztrálása Csehországban és más országokban.

2000. ÉVI 11. SZÁM

Slégrová, H.: Az adatminőséggel foglalkozó EUROSTAT munkacsoport néhány megállapítása.

Az Árstatisztikai főosztály szerzői csoportja: az árindexek felülvizsgálata.

Nová, S.: Az adatszolgáltatók véleménye a szerkezeti felvételről és lehetőségek megjegyzéseik figyelembevételére a következő időszakban.

Jencovská, V.: Negyedéves GDP-becslések.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 9. SZÁM

Rádió, televízió, video, CD és MC fogyasztás, 1998 szeptemberi mikrocenzus.

Az Európai Unió munkaerő-felvétele. Nemzetközi adatok.

Foglalkozási pálya – állásmobilitás Ausztriában.

Nettó háztartási jövedelmek, 1999. 1999. júniusi mikrocenzus.

Oszták társadalombiztosítási intézmények, 1999.

Szülőterületek alapfelvétele, 1999.

Vizgazdálkodási teljesítmény, 1999.

Vállalatstatisztika a feldolgozóiparban, 1998.

2000. ÉVI 10. SZÁM

A 2001-es népszámlálás – az előkészületek helyzete.

Külső és belső vándorlások, 1999.

Ausztria összes belső kiadása kutatásra és kísérleti fejlesztésre források szerint – becslés 2000- re.

Foglalkoztatottság 1999-ben.

Állati termékek kínálati mérlege, 1999.

Teljes fenyőfa kitermelés, 1999.

Árúforgalom a Dunán, 1999.

Forgalmiadó statisztikák, 1997.

2000. ÉVI 11. SZÁM

Válási táblák NUTS2 szinten, 1999.

Munkakörülmények, 1999 júniusi mikrocenzus.

Lakásépítés, 1999.

Vadállomány statisztika, 1999, illetve 1999/2000.

Járványos állapotbetegségek, 1999.

Környezetvédelmi kiadások Ausztriában, 1999 és 2000.

Környezetvédelmi adók, 1997–1999.

Energiamérlegek, 1993–1999.

Általános igazgatás a 90-es években – adatok Ausztriára a nemzeti számlák szerint.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 9. SZÁM

Popovskaja, E. V.: A kisvállalkozások teljes körű felvétele: a végrehajtás megszervezésének és fő előkészítő lépéseinek problémái.

Kotenko, P. N.: A kisvállalkozások 1999. évi tevékenységére vonatkozó teljes körű felvétel eredményei a brjanszki régióban.

Skozovnikov, V. J.: Az egyéni vállalkozások tevékenységére vonatkozó felvétel szervezéséről és eredményeiről a Komi Köztársaságban.

Ponomarenko, A. N.: Az orosz előreform makroökonómiai statisztikáinak felülvizsgált történeti adatai az 1961 és 1990 közötti évekre.

Bujanova, L. A. – Bujanova, S. V.: Az aggregált pénzügyi mérleg fejlesztésének tapasztalatai.

Sloushh, E. M. – Vystavkina, L. V. – Dashkova, S. V.: Az bruttó regionális termék (GRP) elemzése.

Trofimova, I. N.: Oroszország versenyképességének technológiai és munkaerőforrásai: helyzet és kilátások.

Prjachina, E. V. – Bozhko, V. P.: Az elektronikus statisztikai adatfeldolgozás távlati technológiai sémája.

Borovikov, V. P.: A gazdasági adatelemzésre használt STATISTICA-rendszer orosz verziója.

A GDP termelési és fogyasztási adatai a FÁK országában a 90-es években.

A GDP nemzetközi összehasonlítása a FÁK országokban.

Az Orosz Föderáció gabonahelyzetéről.

Tamashevich, V. N. – Leshkevitch, V. V.: A fehér orosz falu szociális szférája.

Kudabaev, Z. I. – Tekeeva, L. A.: Inflációs és pénzügyi válság Kirgisztánban.

Rastijannikov, V. G. – Derjugina, L. V.: Nehézségek az átmeneti gazdaság növekedésében: a mezőgazdasági szektor Kazahsztánban.

2000. ÉVI 10. SZÁM

Simchera, V. M. – Sokolin, V. M. – Shevjakov, A. Ju.: Oroszország társadalmi-gazdasági fejlődése hosszú távú idősorainak elkészítése.

Gordonov, M. Ju.: Az Orosz Föderáció országos va-gyonstatisztikájának modernizálása.

Nesterov, L. I.: Új elgondolások az orosz vagyonszatisztikában.

Bashina, O. E. – Ivanova, N. Ju.: A „Query customer”-módszer alkalmazása a vásárlói igény elemzésében és előrejelzésében.

Markov, Ju. K. – Lukina, M. A.: A fogyasztó együttműködése a Csuvas Köztársaság gazdaságának fejlesztésében.

Zolotukhina, V. M. – Stepanova, L. V.: Fogyasztói áru-piac a tambovi régióban 1999-ben.

Sivel'kin, V. A.: A fogyasztói piac helyzete az orenburgi régióban.

Eliseeva, L. I. – Mosin, E. F.: Statisztikai megfigyelés vállalkozásoknál és a jogi szabályozás kérdései.

Ostapkovitch, G. V. – Glisin, F. F. – Kitrar, L. A.: Az orosz pénzügyi szektor szervezeteinek üzleti tevékenysége.

Kozlov, M. P.: A mezőgazdasági termelők gazdasági helyzete Oroszországban a piaci feltételek mellett.

Nikul'in, N. N.: A FÁK nemzetközi munkamegosztásban: nemzeti érdekek és gazdasági stratégia.

Rastjagaeva, N. V.: Integrált statisztikai rendszer az urali régióban.

Barazgov, K. B.: Ülés az orosz népszámlálás előkészítéséről a szverdlovski régióban.

Kulemin, V. P.: Települési információforrások használata a döntéshozatalban.

Reshetnikov, Ju. D. – Sergienko, O. F. – Jufin, A. K.: Összehasonlító elemzés a települési önkormányzatok kialakításának társadalmi-gazdasági fejlődéséről.

2000. ÉVI 11. SZÁM

Simchera, V. M. – Sokolin, V. L.: Hosszú távú történeti statisztikai idősorok becslésének és publikálásának külföldi tapasztalatai.

Abrjutina, M. S.: A gazdasági elszámolás és a vállalati tevékenység elemzése.

Ilyshv, A. M. – Suchkova, I. V.: Az immateriális javak statisztikai vizsgálata az iparban.

Zubova, R. I. – Tubol'cev, M. F.: Szokványos módszer rövid távú hitelműveletek nyereségmutatóinak aggregálására.

Terent'ev, A. I.: A reálértékre számított bruttó hazai termék szezonális ciklusainak modellezése.

Balalova, E. I. – Mkhitarian, V. S.: A fizetett szolgáltatások statisztikájának ökonometriai elemzése.

Zhandarov, A. M.: Statisztikai módszer a lakosság szavazási preferenciájának értékelésére.

Az észak-kaukázusi régiók demográfiai helyzete.

Andreev, E. M. – Bondarskaja, G. A.: Lehet-e használni adatokat a gyermekek várható számára a népesség-előrejelzésben?

Kvasha, E. A. – Char'kova, T. L.: Abortusz Oroszországban.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 1. SZÁM

Kordos, J.: A reprezentatív felvételek elmélete és módszere.

Kolodziejczyk, D.: Az oktatási struktúra demográfiai feltételei.

Gorczyca, M.: Vizsgálattási infrastruktúra Lengyelországban.

Maleszyk, E.: Külföldi tőkebefektetéssel létesült vállalatok a kereskedelemben.

Walendzik, D.: Varsóban tanuló külföldiek.

Klosiewicz, U.: Üzlethálózat vajdaságként.

Mezyk, A. – Zamkowska, S.: A kamionos szállítás átszervezése a radomi régióban.

Daszkowski, J.: Munkaerőköltségek és fizetések Lengyelországban és más országokban.

Wesolowska, M.: Optikai olvasók az adatfeldolgozásban.

2000. ÉVI 2. SZÁM

Balicki, A. – Lyskawa, J. – Szreder, M.: Az állandó szakmai képzés figyelése az Európai Unióban.

Paradysz, S.: A munkaerőköltség változásai.

Malecki-Tepicht, S.: Az egyéni gazdaságok gazdasági helyzete.

Daszkowski, J.: A fizetések, a nyugdíjak és az évjáradékok különbözősége.

Latuch, M.: A lengyel munkaerőpiac külső tényezői.

Bak, I. – Markowicz, I.: A szolgáltatási kereslet eltérései a zachodniopomorskie-i vajdaságban.

Glabicka, K.: Az európai munkaerőpiac.

2000. ÉVI 3. SZÁM

Brzeszczyński, J.: ARCH-modellek osztálya részesedési rátákra.

Jeznach, M.: A mezőgazdaságból származó jövedelem becslése – egyéni gazdaságok.

Haponiuk, M.: A mezőgazdaságból élő háztartások jövedelme.

Józwiak, W.: Mezőgazdasági könyvelés, mezőgazdasági jövedelem és előrejelzések.

Wieczorek, P.: Lengyelország védelmi kiadásai a 90-es években.

Drywien, M. – Gronowska-Senger, A. – Grzyb, A.: A rostfogyasztás struktúrája.

Tokarski, T. – Rogut, A.: A foglalkoztatottak szerkezetének differenciálódása és kiáramlása a munkanélküliségből.

Szukalski, P.: Házasságon kívüli születések Európában a XX. század végén.

2000. ÉVI 4. SZÁM

Mucha, Z.: Objektumok hasonlósága tulajdonságokban és időtérben.

Kudrycka, I. – Radziukiewicz, M.: A jövedelemtervezés változásai az átalakulási időszakban.

Pawlowska, Z. – Pawlowska, M.: Kis- és középvállalkozások – exportőrök 1995-től 1998-ig.

Stanny-Burak, M.: A népesség koncentrációjának változásai Lengyelországban.

Gawronski, J. – Jarosinski, W.: Fizetések és munkaerőköltségek az európai országokban.

2000. ÉVI 5. SZÁM

Faber, A. – Dabrowska-Zielinska, K. – Kogan, F.: Szatellit adatokon alapuló rozs termésbecslés.

Sulewski, P.: Szezonális trend tesztelése.

Kuciarska-Ciesielska, M. – Tryuk, E.: Házasságon belüli és kívüli születések a 90-es években.

Gutkowska, K. – Laskowski, W.: A háztartások differenciálódása a családfejlődési ciklus különböző fokain.

Auleytner, J. – Grewinski, M.: A gyermekek helyzete a keleti határvidéken.

Domanska, W.: Hulladékok bekerülése a természetes környezetbe.

Mieroslawska, A.: Az új vajdaságok lehetőségei.

Krupowicz, J.: A távolság mint a belső vándorlás meghatározója Alsó Sziléziában.

Balicki, L.: A CEFTA-országok külkereskedelme.

Kruszka, K.: A Lengyel Statisztikai Társaság tevékenységének új szakasza.

2000. ÉVI 6. SZÁM

Toczynski, T.: Az állami statisztikai szolgálat együttműködése a tudósokkal Lengyelországban.

Józwiak, J. – Frateczak, E.: A család- és háztartás-előrejelzés új módszere.

Foltynski, P. – Zielonka, P.: A modern portfólió elmélet alkalmazása.

Cieslik, A.: Lengyelország külkereskedelmének komparatív előnyei és struktúrája.

Kordos, J.: A statisztikusok állandó képzése.

Bulska, B.: Az idős emberek helyzete az első és a második világháború között és napjainkban.

2000. ÉVI 7. SZÁM

Laskowski, W.: Neurális hálók statisztikai elemzéseiben.

Zólkiewski, Z.: Kutatási és fejlesztési tevékenység a tudomány szatellit számlájának szemszögéből.

Kruszka, M.: A gazdasági tevékenység változásainak előrejelzése Lengyelországban.

Woloszyn, J.: Közvetítő tevékenység mezőgazdasági termékek eladásánál 1998-ban.

Zurawicz, A.: Nyelviskolák.

Banski, J.: A legalacsonyabb fejlettségi szintű mezőgazdasági területek – az 1996-os mezőgazdasági census alapján.

Szreder, M.: A folyamatos szakmai képzés megfigyelése Európában és az Egyesült Államokban.

Kartasinski, A.: Demográfusok találkozója.

Radziukiewicz, M.: A Statisztikai Tudományos Tanács ülése – Kis- és középvállalkozások a statisztikai felvételekben.

2000. ÉVI 8. SZÁM

Kordos, J.: Új projekt kistérségi becslések alkalmazására.

Lipieta, A.: Ökonometriai modell minőségi változókkal, a lakásárak leírásához.

Wieczorek, P.: A folyó fizetési mérleg deficitje 1995-től 1999-ig.

Kudrycka, I. – Radziukiewicz, M.: Képzettség mint differenciáló tényező.

Pytel, S.: A többfunkciójú ipari központok társadalmi-gazdasági változásai.

Jarosinski, W.: A GDP szerkezete az európai országokban.

Baran, A.: Az egészséggondozás finanszírozása.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 9. SZÁM

Nemzeti számlák, 2000. első félév.

A tengeri szállítás új statisztikája.

A háztartások jövedelemeloszlása és pénzvagyona Németországban.

Szelektív társadalmi kölcsönhatás.

A hivatalos statisztika ideálja és valósága Németországban.