

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

82. ÉVFOLYAM 10–11. SZÁM

2004. OKTÓBER–NOVEMBER

E SZÁM SZERZŐI:

Altorjai Szilvia, a Központi Statisztikai Hivatal fogalmazója; *Éltető Ödön*, a Központi Statisztikai Hivatal ny. fősztályvezető-helyettese; *Dr. Hajdu Ottó* kandidátus, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem docense; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi tanára, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Dr. Juhász Györgyné*, a Budapesti Corvinus Egyetem docense; *Dr. Kerékgyártó Györgyné* kandidátus, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi tanára; *Keresztély Tibor*, a Budapesti Corvinus Egyetem tudományos segédmunkatársa; *Kotosz Balázs* a Budapesti Corvinus Egyetem PhD-hallgatója; *Szarvas Beatrix*, a Budapesti Corvinus Egyetem docense; *Dr. Szilágyi György*, a közgazdaság-tudomány doktora, egyetemi tanár, a Hivatalos Statisztika Tudományos Tanácsának elnöke; *Tóth Pál Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutató Intézet tudományos főmunkatársa; *Dr. Vita László* kandidátus, a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi tanára.

*

Dévai Péter, a KSH Könyvtár Dokumentációs Szolgálat munkatársa; *Földházi Erzsébet*, a KSH Népeségtudományi Kutató Intézet tudományos kutatója; *Marton Ádám* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Rettich Béla*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat mb. osztályvezetője.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
4165– Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2004
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

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

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

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap Üzletág. Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján, Budapesten a Hírlap Ügyfélszolgálati Irodákban és a Központi Hírlap Centrumnál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefon: 06-1-477-6300; Postacím: Budapest 1900)
További információ: 06-80-444-444; hirlapelofizetes@posta.hu
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft
Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

TARTALOM

A Budapesti Corvinus Egyetem Statisztika Tanszékén folyó műhelymunka. – <i>Vita László</i>	901
Hallgatói véleményezések statisztikusi szemmel. – <i>Kerékgyártó Györgyné – Szavas Beatrix</i>	903
Előrejelzés és szcenárióelemzés hosszú távú makromodellel. – <i>Keresztély Tibor</i>	919
A fiskális adatbázisok összeállításának nehézségei Kelet-Európában. – <i>Kotosz Balázs</i>	945
Vásárlóerő-paritás, vásárlóerő-standard. – <i>Vita László</i>	962
Rotáció az egyszerű faktorstruktúráért. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	978
A logisztikus függvény és a logisztikus eloszlás. – <i>Hunyadi László</i> .	991

SZEMLE

A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság (IARIW) 28. konferenciája. – <i>É. Ö. – Sz. Gy.</i>	1012
Magyar szakirodalom	
Falussy Béla: Az időfelhasználás metszetei. – <i>Tóth Pál Péter</i> ...	1013
Petres Tibor – Tóth László: Statisztika. – <i>Juhász Györgyné</i>	1015
Kolosi Tamás – Tóth István György – Vukovich György: Társadalmi riport, 2004. – <i>Altorjai Szilvia</i>	1017

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	1025
Szervezeti hírek – Közlemények	1025

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Marker, D. A. – Morganstein, D. R.: A folyamatos minőségjavítás bevezetése a statisztikai hivatalokban. (<i>Marton Ádám</i>)	1029
--	------

Heilemann, U. – Schnorr-Bäcker, S.: A hivatalos statisztika lehetőségei és korlátai a globális folyamatban. (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	1031
Gabriel, P. E.: A foglalkozási mobilitás vizsgálata a teljes munkaidős dolgozók körében. (<i>Földházi Erzsébet</i>)	1033
Liu, Zhiqiang: Beruházások a humán és politikai tőkébe Kínában: gazdasági hatások és meghatározó tényezők. (<i>Dévai Péter</i>)	1034
Meyer, I. – Timm, U.: A jövedelmek és az életfeltételek közös statisztikája. (<i>Rettich Béla</i>)	1037
Külföldi folyóiratszemle	1039
Bibliográfia	1043

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

A BUDAPESTI CORVINUS EGYETEM STATISZTIKA TANSZÉKÉN FOLYÓ MÚHELYMUNKA

A *Statisztika Tanszék* egyidős az 1948-ban létrehozott Magyar Közgazdaságtudományi Egyetemmel, ami 2001. január 1-je óta a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, legújabbán pedig a Budapesti Corvinus Egyetem három karaként (Gazdálkodástudományi Kar, Közgazdaságtudományi Kar, Társadalomtudományi Kar) működik. A Tanszék kezdettől fogva meghatározó szerepet játszik a közgazdászképzésben és továbbképzésben, és igen sok és szerteágazó oktatási feladatot lát el. Tárgyaink az oktatás minden szintjén megjelennek, de oktatási feladataink az alapozó képzésben a legnagyobb volumenűek. Ezt az is jól érzékelteti, hogy a közgazdasági és társadalomtudományi alapozó képzésben két féléven keresztül oktatunk statisztikát, félévente mintegy 1200–1300 hallgatónak. Oktató munkánk célja az, hogy a hallgatókat

- megismertessük a statisztikai módszertan azon elemeivel, melyek ma már a társadalom- és gazdaságelemző, illetve kutató munka standard eszköztárába tartoznak, és képessé tegyük őket a tananyagban szereplő módszerek gyakorlatban való használatára, valamint

- felkészítsük a statisztikai információk önálló értékelésére, értelmezésére és mindennapi munkájukban való szakszerű használatára, és

- magasabb szintű statisztikai tanulmányok folytatására.

Ennek érdekében az oktatás során nem a statisztikai módszertan technikai részleteire helyezzük a súlyt, hanem az azok alapját képező statisztikai gondolkodás és elméleti háttér érzékeltetésére, bemutatására, valamint a hallgatók statisztikai szemléletének kialakítására, erősítésére. Emellett mindig kimondjuk az egyes módszerek alkalmazási feltételeit is – rámutatva azok szerepére és fontosságára.

Ez a fajta oktatás természetesen irányt szab a tanszéken folyó kutatásoknak is, ugyanis ez utóbbiak döntően a tananyagfejlesztés céljait szolgálják. Részben arra irányulnak, hogy folyamatosan nyomon kövessék, összegezzék és beépítsék a tananyagokba a statisztikai módszertan új fejleményeit és feltárják azok jellegzetes alkalmazási lehetőségeit, területeit, részben pedig arra, hogy a már ismert módszereknek felfedjék az alkalmazás korlátait, s a korlátok ismeretében kísérletet tegyenek azok szükség szerinti továbbfejlesztésére. Ehhez természetesen gyakran egyes társadalmi-gazdasági jelenségek statisztikai leképezésén, elemzésén és modellezésén, illetve az ennek során szerzett tapasztalatok összegezésén keresztül vezet az út. Ezen belül a tanszéken gazdag hagyományai vannak az életszínvonal-elemzéseknek, az indexszámítás különféle területeken való alkalmazásának és a makrogazdasági mutatószámok elemzésbeli sajátosságai vizsgálatának, amelyek nemegyszer a kérdéses mutatók újraértelmezése is részét képezi. A most következő hat tanulmány ebbe munkába ad betekintést.

Az első tanulmány érthető módon magával az oktatással foglalkozik. *Kerékgyártó Györgyné* és *Szarvas Beatrix* a hallgatói véleményezésnek az Egyetemünkön meghonosított gyakorlatát – három pillérét – mutatják be statisztikusi szemmel. A hallgatói vélemények begyűjtése és statisztikai értékelése az a visszacsatolás, ami nélkül az oktatási folyamat egyoldalú ismeretátadássá szűkülne. Ezért fontos elem a legilletékesebbek, a hallgatók véleményeinek megismerése, és az azokból leszűrhető tapasztalatok feldolgozása. Bár a felmérés az egyetem egészére vonatkozik, a cikkből az is jól kitűnik, hogy a hallgatók igen pozitívan értékelik a Statisztika Tanszék oktató munkáját és egyértelműen hasznosnak minősítik a tőlünk kapott ismereteket.

Keresztély Tibor és *Kotosz Balázs* a legfiatalabb generációt képviselik a tanszéken. Keresztély Tibor cikke az ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézetben kifejlesztett, úgynevezett kalibrált makromodellt mutatja be, melyben a viselkedési egyenletek paramétereinek becslése során, a hagyományos statisztikai módszereken kívül, múltbeli tapasztalatokra és szakértői becslésekre is támaszkodtak. A modell bemutatását követően ex post elemzés segítségével illusztrálja a modell előrejelző-képességét is. A dolgozat befejező részében konkrét makrogazdasági előrejelzést mutat be a 2020-ig terjedő időszakra, melyet két alternatív scenárió vizsgálatával egészít ki. Kotosz Balázs a kelet-európai országok költségvetési politikájának elemzésére alkalmas adatbázis létrehozásának nehézségeit érzékelteti, számba véve a lehetséges adatforrásokat és azok módszertani, tartalmi eltéréseit, hiányosságait a megfelelő nemzetközi szabványok fényében. Végül az általa vizsgált 18 országot három csoportba sorolja az adatsoraik elemzésre való alkalmassága szempontjából.

Az e számban található módszertani cikkek jól illusztrálják azt a korábban említett tendenciát, miszerint a Tanszéken folyó kutatás jó része feldolgozó, összegző jellegű. Saját írásom is egyfajta feltáró, újraértelmező munka eredménye. A cikkben arra teszek kísérletet, hogy bemutassam a nemzetgazdasági aggregátumok volumenének nemzetközi összehasonlításához használatos vásárlóerő-paritások előállításának folyamatát, a kapott eredmények értelmezését, valamint az EU-ban rendszeresen használt vásárlóerő-standardnak a vásárlóerő-paritásokból való származtatását és értelmezését.

Hajdu Ottó és *Hunyadi László* munkája azt a feltáró folyamatot példázza, amely fontos előfeltételét képezi annak, hogy egy-egy eljárás, módszer beépülhessen valamelyik tárgy tananyagába. Hajdu Ottó a faktoranalízis igen nagy gyakorlati fontosságú részterületét, a faktorsúlyok rotálásának különféle lehetőségeit és módszereit tekinti át. Ennek kapcsán kitér a faktorstruktúra egyszerűségének értelmezésére, számszerűsítésére is. A súlyok rotálásának gyakorlati fontosságát, hasznát az adja, hogy az az esetek többségében jelentősen megkönnyíti a faktorok értelmezését. Hunyadi László műve ugyancsak egyfajta összegezés, feltárás: a logisztikus függvény és logisztikus eloszlás tulajdonságait és statisztikai modellezésbeli helyét, szerepét mutatja be sokoldalúan, rámutatva azok alkalmazási lehetőségeire és a modern modellezési irányzatokhoz való kapcsolódásaira is.

Úgy gondolom, hogy ez a néhány tanulmány is jól illusztrálja a Tanszéken folyó kutatómunka sokszínűségét, amire a nagy volumenű oktatási feladataink sajnos csak aránylag kevés időt hagynak. Biztos vagyok benne, hogy a kétciklusú oktatásra való most napirenden lévő áttérés újabb ösztönzést fog adni a tanszéki kutató munkának, mert a tanterv ezzel járó átalakítása – különösen az oktatás magasabb szintjein – új tárgyak kialakítását igényli majd, amihez elengedhetetlen a tanszéki kutatómunka új témákra való kiterjesztése.

Vita László

HALLGATÓI VÉLEMÉNYEZÉSEK STATISZTIKUSI SZEMMEL*

KERÉKGYÁRTÓ GYÖRGYNÉ – SZARVAS BEATRIX

A felsőoktatási intézményekben történő hallgatói véleményezés része a minőségbiztosítási rendszernek, törvény is szabályozza. A Budapesti Corvinus Egyetemen (volt BKÁE) az oktatók hallgatói véleményezése több mint negyedszázados múltra tekint vissza. Módszere, tartalma az elmúlt évtizedekben – alapvetően a képzési rendszer átalakulását követve – sokat változott.

Jelenlegi formája a közgazdászképzésben három, egyéni kérdőíves megkérdezéssel nyugvó pilléren alapul. I. pillér: az egyes félévek végén a hallgatók értékelik valamennyi tantárgyuk oktatójának munkáját, standard kérdések alapján. II. pillér: a végzős hallgatók – visszatekintő módon – az oktatási folyamat egészéről mondanak véleményt. III. pillér: a volt hallgatók, néhány évvel a végzés után, értékelik az egyetemi képzést.

Statistikai szempontból a három pillér felméréseit az ún. egyéb részleges felmérésekhez lehet sorolni.

A felmérések eredményei részben az oktatói munka értékelése során, részben pedig a képzési rendszer, a tantárgyak és tananyagok fejlesztése során hasznosulnak.

TÁRGYSZÓ: Oktatók hallgatói véleményezése.

A hazai felsőoktatási intézményekben, így a Budapesti Corvinus Egyetemen (korábban, 2004. szeptember előtt Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem (BKÁE))¹ is, több mint negyedszázados múltra tekint vissza a hallgatói véleményezés, melynek során a hallgatók valamilyen intézményes formában értékelik az oktatási folyamatot, véleményt mondanak a tananyagok tanulhatóságáról, az oktatói munkáról.

Kezdetben igen heves viták övezték a hallgatói véleményezést, elsősorban oktatói oldalról bírálták, megkérdőjelezve az erre vonatkozó hallgatói kompetenciát, objektivitást. Másfelől viszont a diákok közvetlen intézkedéseket, operatív beavatkozásokat vártak egy-egy csoport, vagy évfolyam egyetlen félévi kurzusáról összegezett értékelése kapcsán.

Az első években az indulás anomáliái jelentkeztek: az egyik végletet a hallgatói vélemények kizárólagosságát képviselő túlzott elvárások jelentették, a másik oldalon a

* A cikk megírása során felhasználtuk az egyetemünkön folyó hallgatói véleményezések feldolgozásának, értékelésének összefoglaló anyagait. A tanulmányt készítő munkabizottság tagjai: Csépai János, Horváth Istvánné, Kerékgyártó Györgyné, Sugár András, Szarvas Beatrix az oktatók, valamint Olasz Enikő a Hallgatói Tagozat képviselőjében.

¹ A tanulmányban ismertetett felmérések idején az egyetem neve még BKÁE volt, így a szövegben a továbbiakban ezt a megnevezést használjuk.

„sem mire sem használható lejárattatás” hangoztatása állt. Idővel – a hazai és a külföldi egyetemek tapasztalatait is felhasználva – a hallgatók megkérdezésének formája, módszere sokat változott, és mára egyértelműen az egyetemi élet integráns részére vált.

Jogszabályi háttér

A felsőoktatási törvény (1993. évi LXXX. Tv. 1996. évi módosítása 59.§.) előírja feladatul a felsőoktatási intézményeknek, hogy az általuk folytatott képzési és kutatási tevékenység ellenőrzésére külön bizottságokat hozzanak létre. A bizottságok feladata az oktatás belső minőségellenőrzése, illetve a minőségbiztosítási tevékenység folyamatosságának elősegítése.

Egy intézmény oktatásának, valamint az egyes oktatók munkájának minősítése – a rendkívül sok összetevő miatt – komplex feladat. A teljes felsőoktatási folyamat minőségbiztosítását a képzési céloknak, a társadalmi igényeknek, a nemzetközi színvonalnak való megfelelés jelenti: a bemeneti tényezőktől (felvételi) a kimeneti oldalig (volt hallgatók munkahelyi megfelelése és eredményei) számos dolgot érintően történik ellenőrzés, így a tananyagokkal, azok egymásra épülésével, az oktatási folyamatokkal kapcsolatosan.

A felsőoktatási intézmények növekvő száma miatt, illetve a hallgatóktól elvárt egyre nagyobb teljesítménykövetelmény, verseny miatt a résztvevők egyre inkább szolgáltatás jellegűnek fogják fel az oktatást, érdekeltté válnak az oktatás igényesebbé, minőségibbé válásában.

A felsőoktatási intézményekben folyó minőségbiztosítás fontos mozzanata a hallgatói véleményezés. Az oktatási munka hallgatói véleményezését a felsőoktatásról szóló 1993. évi LXXX., majd az 1996. évi LXI. törvénnyel módosított Felsőoktatási Törvény írja elő, egyrészt mint amire a hallgatók tanulási szabadsága kiterjed (32. §. 3.e. pont), másrészt említi a hallgatói önkormányzat jogai között (67. §. h. pont) is.

A hallgatói véleményezés célja

Az oktatási folyamat, az oktatói tevékenység – Ftv. által biztosított – hallgatói véleményezésének általános célkitűzése:

- adjon visszajelzést az oktatók munkájának hallgatói megítéléséről:
 - részben saját egyéni fejlődésük megalapozása;
 - részben az oktatói követelményrendszer teljesítésének vezetői megítélése érdekében;
- támogassa a tantárgyfejlesztést;
- segítse a hallgatók lehetőség szerinti szabad tanárválasztását;
- járuljon hozzá az egyetem folyamatos minőségbiztosítási rendszerének működtetéséhez.

A hallgatói véleményezés gyakorlatát tekintve az egyes felsőoktatási intézmények közt meglehetősen nagy különbségek vannak, ami a felmérések szervezésében, formájában, a felhasználás komolyságában is megmutatkozik.

Az elmúlt években az oktatási tárca kezdeményezésére készült olyan kísérleti felmérés (*Mihályi* [2002]), amelyek az intézmények bizonyos szempontok szerinti (például infrastrukturális ellátottság, hallgatói elégedettség stb.) rangsorolását szolgálta.

HALLGATÓI VÉLEMÉNYEZÉS A BKÁE-N

A Budapesti Corvinus Egyetemen, a volt BKÁE-n is hangsúlyos része az egyetemi minőségbiztosításnak a hallgatók, illetve a volt hallgatók véleményének megismerése, és ezeknek a képzésfejlesztés során történő felhasználása.

Történeti áttekintés

Az 1970-es években a hallgatói véleményezést a szemináriumi csoportértekezleteken, hallgatói fórumokon elhangzott észrevételek, írásos szöveges összegzések jelentették. Az oktatók többsége erős fenntartással, igen kritikusan fogadta ezt a formát. Elsősorban azt bírálták, hogy a vélemények nem a szemináriumi csoport egészére jellemzőek, hanem inkább egy-két, a véleményét erősen érvényesíteni tudó hallgató értékeléséről van szó. Ugyanakkor az is felmerült, hogy a hallgatók nem mindig mondják el nyilvánosan a véleményüket, sok az esetlegesség egy-egy felvetésben, kiemelésben.

Az 1980-as évek elején merült fel a kérdőíves felmérés gondolata. Ez a megoldás – azáltal, hogy valamennyi hallgatót önálló, független értékelésre készítenek – mindenképp növeli az objektivitást. A kérdőíves módszernek többféle változatát alkalmazták a BKÁE-n.

Az első változat egy tág kérdéskörre (az oktató munkájára, a tanszék oktatásszervezésére, a tantárgy és a tananyag minőségére, kiforrottságára, tanulhatóságára) irányult. Ennél a változatnál összekeveredtek a különböző aspektusok. A második változat az oktatók munkájára szorított, külön véleményezve az előadókat, illetve a gyakorlatvezetőket és szemináriumvezetőket. A kérdőív kitöltése mindkét változat esetén önkéntes és anonim volt.

A felmérésre a félév utolsó hetében, valamelyik szemináriumon került sor, abból a megfontolásból, hogy a vizsgaeredmény semmilyen irányba ne torzítsa a hallgató értékeléseit. A kitöltés szervezését a dékáni hivatalok végezték, hallgatók és a csoportmegbízottak bevonásával. A feldolgozás számszerű összesítését a tanszékvezetők, a dékánok és a rektorátus, valamint a hallgatói képviselő kapta meg. Az oktatóknak a személyükre vonatkozó összesített eredményt a tanszékvezető adta át. Részletesebb szabályozás hiányában a gyakorlati kivitelezés nehézkes volt, a felmérések karonként változó intenzitással és rendszerességgel folytak.

A harmadik változat egyetemünkön a képzés egészét érintő 1988-89-es reformmal került bevezetésre. A véleményeztetés az egyes tantárgyakra, azok oktatására irányult (a foglalkozások látogatottsága, az írásos anyagok minősége, a számonkérés módszerének megítélése stb.). Tekintettel a feltételek jelentős változására (választható tantárgyak, szabad tanárválasztás, a foglalkozásokon való részvétel adminisztratív ellenőrzésének megszűnése, nagy létszámú évfolyamok) a továbbra is önkéntes és anonim kérdőíves módszert célszerűen egyszerűsíteni kellett: minden hallgató egyetlen lapot töltött ki, amelyen az általa tanult valamennyi tárgy szerepelt.

A feldolgozás összesítő táblázatait az érintett tanszékek, a dékánok, a rektorátus, illetve a hallgatói önkormányzat kapta meg. E kérdőíves megkérdezés során mód volt kiegészítő megjegyzések megfogalmazására is, ezeket a tárgyfelelősök a dékáni hivatalokban olvashatták el.

A jelenlegi rendszer – a három pillér

A hallgatói vélemények összegyűjtésének jelenlegi rendszere a korábbi gyakorlat tapasztalatait, a szélesebb körű oktatói és hallgatói javaslatokat, hazai és külföldi egyetemek gyakorlatát is figyelembe véve az 1992/93-as tanévtől került bevezetésre.

Az Egyetemi Tanács 1992 decemberi döntése alapján a hallgatóság két kérdőív párhuzamos alkalmazásával véleményezi az egyes oktatók munkáját és az oktatás egész folyamatát, és 2001. végétől ehhez kapcsolódik harmadik pilléreként a volt hallgatók kérdőíves megkérdezése.

Első pillér

Az I. típusú kérdőív (lásd a Függelékét a tanulmány végén²) a képzés első szintjén (az első három évfolyamon) oktató tanárok munkáját értékeli viszonylag egyszerű, standard kérdések alapján, minden félévben. A kérdések a következő témákat ölelik fel:

- a különböző évfolyamok kötelező és választható tárgyait oktatók munkájának különböző szempontok szerinti megítélése (a tanárnak az órákra való felkészülése, a magyarázat érthetősége, az órák szervezettsége, a tanár segítőkészsége);
- a tantárgyak szakmai érdeklődés szempontjából való súlya, nehézsége;
- az írásos anyagoknak a tananyag elsajátításában betöltött szerepe;
- a hallgató saját munkájának, tanulása folyamatosságának szerepe;
- összességében a hallgató hogyan ítéli meg a tanár félévi munkáját.

A kérdőív lehetőséget nyújt a hallgató egyéb észrevételeinek szöveges megfogalmazására is. Külön kérdés formájában az is szerepel, hogy a félév során találkozott-e a hallgató valamilyen etikai természetű problémával, és ha igen, talált-e erre valamilyen megoldást.

A nyomdai úton előállított és a dékáni hivatal munkatársai által szemináriumi csoportonként szétosztott és borítékolt kérdőíveket a hallgatók – a hallgatói önkormányzat képviselőinek közreműködésével – az utolsó foglalkozáson kapják kézhez, és a tanár rövid távolléte alatt töltik ki egyénileg, önkéntesen és anonim módon. Mivel a foglalkozások látogatása adminisztratív eszközökkel nem ellenőrzött, azaz a foglalkozásokon való részvétel nem tekinthető kötelezőnek, ezért a felmérés során a kérdőív kitöltési útmutatója arra kéri a hallgatókat, hogy csak az töltsse ki a kérdőív adott tárgyra vonatkozó részét, aki a foglalkozások legalább 50 százalékán részt vett, tehát véleménye megalapozottsága valamelyest biztosított.

A válaszok függetlensége érdekében fontos az is, hogy egyénileg, tehát ne csoportosan, egymással egyeztetve írják le értékelésüket. Természetesen, a hallgatónak módjában áll jelezni a kitöltéskor, hogy valamely kérdésre nincs válasza, vagy nem akar válaszolni.

A kitöltött kérdőívek zárt borítékban kerülnek a dékáni hivatalba, a feldolgozást az Informatikai Szolgáltató Központ végzi. A tanárookra vonatkozó összesített eredményeket a dékánok, az oktatási igazgató, valamint a tanszékvezetők (saját tanáraikról) kapják meg.

² A tanulmány Függelékében az első pillér kérdőívét adjuk közre. Az összes pillér kérdőíve meglehetősen a *Statistikai Szemle* internetes címén: www.ksh.hu/statszemle.

Az következőkben bemutatjuk a 2002/2003. második félév, illetve a 2003/2004. első félév felmérésének néhány számszerű eredményét.

1. tábla

Az első pillér felmérésének válaszadási aránya

Évfolyam	2002/2003. II. félév			2003/2004. I. félév		
	Beiratkozott fő	Válaszolt		Beiratkozott fő	Válaszolt	
		fő	százalék		fő	százalék
I.	1003	502	50	997	639	64
II.	982	496	51	1092	602	55
III.	1136	565	50	1003	298	28

A nemválaszolások nagyrészt abból származnak, hogy a hallgató nem vett részt az adott foglalkozáson; viszonylag kisebb hányadot tesz ki az, hogy jelen volt, de valamilyen ok miatt nem töltötte ki a kérdőívet.

Arra a kérdésre, amelyben a legátfogóbb értékelést kérjük a hallgatótól a tanár munkájáról („Összességében hogyan értékeli a tanár munkáját?”), a legtöbb oktató 4,0 és 4,5 közötti osztályzatot kapott az ötfokozatú skálán.

A 2002/2003 II. félévben az oktatók közel 60 százalékát, a 2003/2004 I. félévben pedig 66 százalékát minősítették 4,0 feletti osztályzattal. Meglehetősen rossz, 3,0 alatti átlagos osztályzatot az oktatóknak mintegy 3 százaléka kapott. Az átlageredmények mögött jelentős szóródás mutatkozik mind az oktatók, mind a tantárgyak vonatkozásában.

A Statisztika Tanszék oktatói nagyon jól szerepeltek a hallgatói értékelésben. Átlageredményük a két félév átlagában 4,55, a statisztika tanárok többsége rendszeresen 4,5 feletti átlageredménnyel szerepel a hallgatói értékelésben, jóllehet a statisztika tárgyat a kemény tárgyak között szokták említeni a hallgatók.

A hallgatók saját munkájuk folyamatosságát értékelték a legkritikusabban. Ez azt mutatja, hogy nem sikerült a hallgatókat folyamatos, évközi munkára ösztönözni, ami pedig szükséges a maradandó tudás megszerzéséhez, a fegyelmezett munkavégzéshez. A statisztika tárgy ebben a vonatkozásban az ötfokozatú skálán a középmezőnyben található, 3,11-es átlageredménnyel.

Második pillér

A II. típusú kérdőívet az ötödéves hallgatók, tehát a végzősök töltik ki. A felmérés visszatekintő módon hosszabb időszakot, öt évet ölel fel. A meglehetősen terjedelmes kérdőív átfogó jelleggel tájékozik az oktatás egészéről (a tantárgyakról, a tananyagról, a számonkérésről és érintőlegesen az oktatókról is). A felmérés tehát lefedi a képzés egész folyamatát:

- az alapozó és a szakképzés tantárgyait több szempont szerint minősíti (kiérlettség, az oktatás színvonala, a tárgynak a szakképzésben betöltött fontossága);
- az értékelés külön kitér a szakirány(ok) tárgyaira, valamint a szakszemináriumokra;
- véleményt kér a tárgyak követelményrendszeréről, a számonkérésről, az évfolyamdolgozatról, a közgazdaságtani és a módszertani szigorlatokról;

- minősíti az egyetemen folyó nyelvi, szaknyelvi képzést;
- minősíti a külföldi részképzés lehetőségét, igénybevételét és hasznosságát;
- megkérdezi, hogy a hallgató milyen ismereteket, készségfejlesztést hiányolt a képzésből;
- a kérdőív részeként a hallgatók véleményét mondanak a diákélet egészéről, a hallgatói képviselő működéséről, a tanár-diák kapcsolatok szerepéről;
- a hallgató valamiféle összbenyomását hivatott kifejezni az a „történelmietlennek” tűnő kérdés, miszerint ha újra lehetne jelentkezni egyetemre, ezt az egyetemet választaná-e;
- végül lehetősége van a hallgatónak egyéb észrevétele megfogalmazására, szöveges formában.

A kérdőív kitöltése hosszabb időt igényel, ezért a hallgatók az utolsó, tehát a 10. félévre való beiratkozás előtt kapják kézhez, a beiratkozási okmányokkal együtt, azzal a kéréssel, hogy beiratkozásukkor hozzák magukkal a kitöltött kérdőívet. A 10. félévről így nem nyilatkoznak, ami nyilvánvalóan hiányossága a felmérésnek. Az utolsó félév tapasztalatainak hiányában különösen a szakirányok, és főleg a szakszeminárium értékelése hiányos. Ugyanakkor ez talán az utolsó lehetőség, amikor a hallgatók tömegesen elérhetők, későbbi időpontokban a válaszadási arány jelentős romlására lehetne számítani.

Az Informatikai Szolgáltató Központban rögzített adatok értékelését oktatókból és hallgatókból álló szakmai bizottság végzi – feldolgozzák, elemzik mind a számszerű, mind a verbális válaszokat. A feldolgozás nemcsak a közgazdász hallgatók összességére, hanem kari bontásban is elkészül, továbbá a szakirányokra is nyújt részletező információt. A kérdőívekre adott válaszokat az I–III. évfolyamra vonatkozó felmérések eredményeivel együtt valamennyi évben összefoglalják, és az összefoglalókat az Egyetemi Tanács minden év őszén áttekinti.

2. tábla

Az alapozó képzés törzstárgyainak megítélése BKÁE karok szerint, 2003/2004-es tanév

Törzstárgy	Hasznos, egy közgazdász alapképzésébe való tárgy a			Jó, kiérlelt tárgy a		
	Gazdálkodási karon	Közgazdasági karon	Társadalom-tudományi karon	Gazdálkodási karon	Közgazdasági karon	Társadalom-tudományi karon
Analízis	2,9	4,0	2,5	3,3	3,4	3,0
Mikroökonómia	3,8	4,3	3,6	3,7	3,9	3,6
Szociológia	3,0	3,3	3,3	3,5	3,6	3,7
Számítástechnika	4,2	4,1	4,1	2,8	2,6	2,9
Lineáris algebra	2,7	3,5	2,2	3,2	3,3	3,1
Makroökonómia	3,8	4,4	3,6	3,6	3,4	3,6
Statisztika	4,2	4,4	3,9	4,4	4,5	4,3
Valószínűség-számítás	3,1	3,9	2,6	3,2	3,8	2,9
Vállalatgazdaságtan	3,6	3,0	3,5	3,4	3,2	3,3
Gazdasági jog	4,2	3,8	4,1	3,6	3,4	4,0
Gazdaságpolitika	3,9	4,4	3,9	3,9	3,5	3,9
Optimumszámítás	3,1	3,2	2,6	3,6	3,2	3,5
Pénzügytan	4,3	4,3	3,7	3,6	3,7	3,3
Számvitel I.	4,4	3,4	3,3	3,7	3,3	3,3
Elmélettörténet	2,6	3,5	2,8	3,3	4,1	3,2
Összehasonlító gazdaságtan	3,5	3,9	3,7	3,5	3,8	3,3
Vállalati pénzügyek	4,3	4,0	3,4	4,1	4,1	3,6
Vezetés-szervezés	3,8	2,8	3,1	3,7	3,3	3,3

A végzősökre vonatkozó, nagy terjedelmű kérdőív feldolgozásának eredményeiből az alábbiakban kiemelünk néhány számszerű jellemzőt:

A kérdőívet kitöltő hallgatók aránya a 2003/2004-es felmérés során 58 százalék volt, ez valamelyest alatta maradt a korábbi évek válaszolási hajlandóságának.

A kérdések között szerepelt az alapozó képzés (az első három évfolyam) törzstárgyainak értékelése is. A tantárgyak két szempont (hasznosság, kiérleltség) szerinti megítélésének jelentős eltéréseit mutatja a 2. tábla.

Az egyes tárgyak megítélésében az is szerepet játszott, hogy a hallgató felsőágon mely szakon, illetve karon folytatta tanulmányait. A közgazdasági szakosok természetesen hasznosabbnak érzik a módszertani jellegű tárgyakat, a gazdálkodási szakosok pedig a jogi, pénzügyi, számviteli ismeretköröket és a vezetés-szervezés tárgyat.

A hallgatók a felmérés során arról is véleményt mondtak, hogy mennyire látták komolynak és keménynek a számonkérést, a vizsgáztatói szándékokat, és a vizsgáztatás szigorúságát. A kérdőív négy fokozatot különböztetett meg: komolytalannak ítélte, korrektnek tekintett, keménynek értékelt és öncélúan keménynek tekintett vizsgáztatást. Mivel a kérdés több választ is megengedett, így rendkívül sok tárgy vizsgáztatási rendjét minősítették a válaszadók. Összesen 37 komolytalan vizsgakövetelményt előíró, 33 korrektül vizsgáztatott, 46 kemény vizsgakövetelményeket támaztó és 34 öncélúan keményen vizsgáztatott tárgyat említettek a hallgatók. Ugyanakkor elég jól koncentráltak a válaszok, így megnevezhetők minden értékelési fokozat jellegzetes tárgyai.

3. tábla

*A vizsgakövetelmény megítélése (20, vagy több említés),
2003/2004-es tanév*

Komolytalan tantárgy	Említések száma	Korrekt tantárgy	Említések száma	Kemény tantárgy	Említések száma	Öncélúan kemény tantárgy	Említések száma
Munkaerőpiac gazdaságtana	44	Statisztika	47	Számvitel	63	Számvitel	92
Versenypolitika	23	Vállalati pénzügyek	31	Pénzügytan	28	Pénzügytan	33
Információ menedzsment	21	Mikroökonómia	21	Vállalati pénzügyek	25	Vezetés-szervezés	31
Filozófia	20	Vezetés-szervezés	20	Vezetés-szervezés	24	Mikroökonómia	24
						Makroökonómia	21

A komolytalanul vizsgáztatott tárgyak között ebben az évben a munkaerőpiac gazdaságtanát említették a legtöbben. Második helyre a versenypolitika került. Vizsgáztatás szempontjából a legjobb megítélést a statisztika tárgy kapta, a legtöbben ezt a tárgyat jelelték meg korrektül vizsgáztatott tárgynak. A keményen, illetve öncélúan keményen vizsgáztatott tárgyak között – hasonlóan a korábbi évekhez – a számviteli tárgyak szerepelnek a legnagyobb gyakorisággal. Viszonylag sokan említik a pénzügyi és mikro-, makroökonómiai tárgyakat, valamint a vezetés-szervezés tárgyat.

A szakos képzés szempontjából kiemelkedő fontosságú szakszemináriumot is értékelték a hallgatók (1-től 5-ig terjedő skálán), különböző szempontok szerint:

Mennyire volt érdekes a téma	4,2
Mennyire segített a szakszeminárium-vezető	4,0
Mennyire voltak rendszeresek, érdemiek az órák	3,5

Nem jelent a megelőző évekhez képest más eredményt, hogy a hallgatók a szakszemináriumok rendszerességét tartották a legproblematicusabbnak. Természetesen az értékelés igazán az egyes szakszeminárium-vezetőkre nézve lenne érdekes, de terjedelmi okoknál fogva nem volt lehetőség ennek megkérdezésére.

Az egyetemi képzésben fontos szerepet betöltő külföldi részképzésre is rákérdezett a kérdőív. Ma az egyetem hallgatóinak mintegy 20 százaléka tanul egyetemi tanulmányai alatt egy félévet vagy évet külföldi egyetemen. A felmérésből kiderül, hogy a részképzésre kiutazó hallgatók összességében igen hasznosnak tartották a kinti tanulás lehetőségét: a szakmai találkozást, a jó tárgyak felvételét, a szakmai ismereteik bővítését és a diplomamunkájukhoz kapcsolódó anyaggyűjtést emelték ki. Sokat fejlődött a nyelvtudásuk is a külföldi részképzés ideje alatt. A pozitívumok között említették a külföldi tapasztalatszerzést, a kapcsolatok építését, a kulturális szempontokat, a személyiségfejlődés lehetőségeit, a látókör szélesítését, és nem utolsósorban bizonyos presztízs okokat. A kint járt hallgatók közül néhányan azonban negatív észrevételeket is megfogalmaztak, mint például: a külföldi képzés annak alacsony színvonala miatt szakmailag nem volt jó; tanulmányi szempontból nem adott sokat a részképzés; rengeteg szervezéssel járt.

4. tábla

A külföldi egyetemeken megítélése (százalék), 2003/2004-es tanév

A külföldi egyetem a BKÁE-hez képest	Oktatás	Tananyag
Roszsabb	26	30
Hasonló	34	34
Jobb	38	32
Nem tudja	2	4
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

Az itthoni egyetem (BKÁE) és a kinti egyetem oktatásának összehasonlításában természetesen szerepe volt annak, hogy a diákok milyen színvonalú egyetemre kerültek.

A kérdőív vége felé az egyetemi élet számos mozzanatát sűrítő kérdésnek tekinthető „Jó érzés volt-e Közgázosnak lenni és miért?” kérdés is szerepelt. A részletekben meglehetősen kritikus hallgatók összbenyomása ennél a kérdésnél alapvetően pozitív kicsengésű. Az összes válaszadó 72 százaléka válaszolt erre a kérdésre, és a válaszok megoszlása a következő:

igen, jó érzés volt	74 százalék
változó, közömbös	17 százalék
nem, rossz érzés volt	9 százalék.

Az „igen” választ adók legtöbb esetben a következőképpen indokolták válaszukat (csökkenő válaszgyakoriság szerint rangsorolva):

- jó hangulatú intézmény, értelmes, hasonló érdeklődésű diákok, jó közösségek, gazdag diákélet;
- a gazdasági felsőoktatás területén (még) mindig kiemelkedik a többi intézmény közül, rangja van;
- jó kapcsolati tőkét lehet szerezni az egyetemi évek alatt, értékes diplomát nyújt az intézmény;
- büszkeség érzése, önbizalmat ad;

- színvonalas képzés, kellő választási szabadság;
- a hallgatókat zömmel partnerként kezelő, nagy tudású, korrekt oktatók;
- nem megterhelő.

A „változó, közömbös” válaszok oka (csökkenő válaszgyakoriság szerint rangsorolva):

- sok érdekes, hasznos ismeretet ad, de sznob a hallgatóság, kevés az őszinte barátság;
- nem alakult ki az identitás érzés.

A „nem”-mel válaszolók indokai (csökkenő válaszgyakoriság szerint rangsorolva):

- személytelen a légkör, tömegoktatás;
- nincs közösségi szellem, nem alakultak ki baráti közösségek;
- személytelen diploma-gyár.

E vélekedéseket erősíti, „hitelesíti” az a „Ha újra kezdené, újra ide jelentkezn-e?” kérdésre adott igenlő válaszok 84 százalékos aránya.

Harmadik pillér

Az intézményben folyó oktatás minőségét a hallgatók mellett természetesen a munkaerőpiac is értékeli. Mindez megjelenik abban, hogy a munkaadó mennyiben részesít előnyben BKÁE-n végzett hallgatót a munkaerőfelvétel során, megjelenik továbbá a keresetekben, előmeneteli lehetőségekben. Véleményünk szerint ennek a munkaadói preferenciának a szerepe erősödni fog a jövőben, ezért a 2001/2002. év fordulóján új elemmel, a III. típusú kérdőívvel bővítettük az egyetem hallgatói véleményezési rendszerét. Az elmúlt néhány évben végzett volt hallgatók véleményét kérdeztük, mennyire tartják 2-4 évvel a végzés után hasznosnak, értékesnek a BKÁE-n szerzett tudást, mit tartanak az egyetem erős, illetve gyenge pontjainak. A kérdőív az alábbi témákat ölelte fel:

- végzett hallgatóink elhelyezkedése a munka világában, a végzést követően hányadik munkahelyen dolgoznak, milyen jellegű munkahelyen és milyen beosztásban;
- a képzés alapvető ismeretköreinek utólagos értékelése;
- az egyetemi képzéssel kapcsolatban támasztható igények fontosságának és teljesülésének minősítése;
- mely tárgyakat tartanak utólag a leghasznosabbaknak, illetve kevésbé hasznosulónak, illetve mely ismeretekből, készségekből kaptak a szükségesnél többet vagy kevesebbet;
- milyen ismeretek hiányoztak a képzésből;
- a közgazdász pálya, és ezen belül saját helyzetüknek különböző szempontok szerinti megítélése;
- melyek voltak az egyetem erősségei, gyengeségei;
- részt vettek-e az eddigiek során továbbképzésben, illetve milyen igényeik vannak az egyetem által nyújtott továbbképzésekkel kapcsolatban.

A felmérést több lépcsőben készítettük elő. Először az elmúlt években végzett, több mint ezer hallgató egyetemen regisztrált utolsó címére küldtünk értesítést a rektor által írt levél kíséretében (a levél ismertette a felmérés célját is), és kértük, hogy válaszoljanak e-mailben vagy levélben. Erre mintegy 170 hallgató reagált, döntő többségük elektronikus levél formájában. Részükre elküldtük a kérdőívet Word és Excel fájlban (illetve postáztuk arra a néhány helyre, ahonnan levelet kaptunk), és a kérdőív kitöltése mellett azt is

kértük, hogy hólabdaszerűen küldjék szét a kérdőívet a BKÁE-n végzett ismerőseiknek, barátaiknak. Végül összesen 205 értékelhető kérdőív információt összegezhettük. A feldolgozást nemcsak a válaszadók összességére, hanem néhány ismerv (szak, szakirány, a munkahely jellege) szerinti bontásban is elkészítettük.

Egyetemünkön az előbbieken felvázolt – központilag (intézményesen) szervezett – felméréseken túlmenően néhány tanszéki kezdeményezésű felmérés is folyik egy-egy tantárgy oktatására vonatkozóan. A különböző továbbképzési programok keretében – a képzéshez illeszkedően – ugyancsak készül hallgatói felmérés.

A továbbiakban a III. típusú felmérésből emelünk ki néhány, az egyetemünket, a képzést jellemző adatot, megállapítást. A válaszadók sokasága a végzés ideje – és így a képzés szerkezete – szempontjából aránylag homogén „mintának” tekinthető: szinte valamennyien 1995-ben vagy később fejezték be tanulmányaikat. A karok szerinti megoszlás is arányaiban nagyjából tükrözi az összes hallgató kari megoszlását. A válaszadók között 46-54 százalék volt a férfiak-nők aránya, amely csak kismértékben tér el a célsokasági aránytól.

Munkaerő-piaci jellemzők tekintetében a következő jellemzést adhatjuk a válaszadók-ról: Túlnyomó többségük (82%) szakképzésének megfelelő helyen dolgozik, de nem elhanyagolható (18%) a pályát részben, vagy teljes mértékben elhagyók aránya sem. A szűkebb értelmezést nézve, azaz, hogy a szakiránynak megfelelő munkahelyen vannak-e, már nem ennyire kedvező a kép. A nagyobb szakirányok esetén a szakirányának megfelelő munkakörben dolgozók aránya nagyon változó: pénzügy 70 százalék, számvitel 69 százalék, vezetés-szervezés 64 százalék, marketing 39 százalék, nemzetközi 11 százalék, külgazdasági 10 százalék.

A munkahely jellege szerint a nagy többség (87%) az üzleti életben dolgozik, 5-5 százalék a közigazgatásban és a kutatásban. Volt hallgatóink aránylag hamar karriert csináltak: 7 százalék felsővezetőként, 24 százalék középvezetőként dolgozik. A válaszolók 8 százaléka vallotta magát vállalkozónak. Többségük nagyobb vállalatoknál helyezkedett el, 42 százalék 300 főnél többet, 37 százalék 50-300 fő közötti létszámot foglalkoztató cégnél dolgozik. Jellemző a külföldi tulajdonú munkahely, csak 21 százalék dolgozik tiszta hazai tulajdonú cégnél, 68 százalékuk olyan helyen van állásban, ahol meghatározó a külföldi tulajdon.

A felmérés eredményei a fiatal közgazdászok nagyfokú mobilitását mutatják. A válaszadók közel 40 százaléka a pár év alatt már szakterületet is váltott. A munkahely-változtatás is gyakori volt: a válaszolók fele dolgozik az első munkahelyén, a másik fele már váltott (36 százalék a 2. helyén, 14 százalék 3-4-5. helyén dolgozik).

Az egyetem számára fontos információ, hogyan látják volt hallgatóink néhány évi munkavégzés után képzésük alapvető ismeretköreit, mennyire tartották azokat szükségesnek a munkájukhoz. (Lásd az 5. táblát.)

Mivel a többség az üzleti szférában dolgozik, nem meglepő, hogy utólag az alapozó business tárgyakat, a számítástechnikát és a nyelvet tartják a legszükségesebbnek. Meglepő és figyelmeztető azonban, hogy a szakok és szakirányok tárgyait kedvezőtlenebbnél értékelik.

Megjegyezzük, hogy a tárgycsoportokon belül – a szöveges megjegyzések között – megjelentek differenciált vélemények is, például a módszertani tárgyak közül igen pozitívan említették a statisztika tárgyat.

5. tábla

BKÁE ismeretkörök megítélése az egyetem volt hallgatói által, 2002

Ismeretkörök, tárgycsoportok	Fontos, gyakorlati munkához szükséges-e
Alapozó módszertani tárgyak (például matematika, statisztika)	3,0
Alapozó közgazdasági tárgyak (például mikro-, makroökonómia)	3,3
Alapozó business tárgyak (például számvitel, pénzügy, marketing)	4,4
Számítástechnika	4,4
Nyelv	4,5
Szakjának általános tárgyai	3,5
Fő szakirányának tárgyai	3,9

Az átlagos osztályzatok különbségeit több szempont szerint is vizsgáltuk. Előre várható volt az a felmérésből eredményként adódó kép, hogy a külföldön vagy külföldi tulajdonú cégeknél dolgozóknak kiemelkedően fontos a nyelvtanulás, az üzleti területen dolgozók pedig a nyelv mellett az alapvető üzleti tárgyakat is kiemelten fontosnak tartják.

Tanulsága a felmérésnek az is, hogy a kisebb cégeknél dolgozók és a vállalkozók egyik tárgycsoportot sem tartják annyira fontosnak, szükségesnek mint a többiek, ami azt mutatja, hogy a volt hallgatók megítélése szerint az egyetem inkább a nagyobb cégek igényeinek akar és/vagy tud megfelelni.

Az ismeretkörökön belül természetesen az egyes tantárgyak hasznosulása is fontos információt jelent. A kérdőív azt kérte a hallgatóktól, hogy 3-3 tárgyat nevezzenek meg a jól és a kevésbé hasznosuló csoportnál. Jól hasznosuló tárgyakat szinte mindenki megnevezett, kevésbé hasznosulókat a válaszolók 86 százaléka.

6. tábla

Tárgyak hasznosulásának értékelése (legalább 10 említés), 2002

Jól hasznosul		Kevésbé hasznosul	
Tárgy(csoport)	Említések száma	Tárgy(csoport)	Említések száma
Számvitel	84	Marketing	37
Pénzügyi tárgyak	68	Elmélettörténet	35
Statisztika	44	Lineáris algebra	33
Modern vállalati pénzügyek	32	Marketing tárgyak	28
Jogi tárgyak	26	Szociológia	18
Vezetés-szervezés	24	Analízis	17
Marketing	24	Vezetés-szervezés	15
Mikroökonómia	23	Mikroökonómia	14
Nyelv	21	Számvitel	13
Makroökonómia	18	Termelésmenedzsment	12
Vállalatértékelés	14	Vállalatgazdaságtan	11
		Összehasonlító közgazdaságtan	10
		Politológia	10

A volt hallgatók előre megfogalmazott állítások alapján minősítették az egyetemmel szembeni igényeiket és azok teljesülését. Az értékelés során 1-től 5-ig terjedő skálán értékelték (1 = egyáltalán nem, ... 5 = teljes mértékben), hogy mennyire értenek egyet az állításokkal, illetve hogyan látják annak teljesülését.

7. tábla

A III. típusú kérdőív állításainak értékelése (átlagos értékek), 2002

Állítás	Elvárás	Teljesülés
Az egyetem adott egy általános közgazdasági szemléletet, szakmai megalapozottságot	4,7	4,2
Az egyetem a társadalmi-gazdasági ismeretek terén tágabb értelemben is „értelmiségivé” nevelt	4,4	3,7
Az egyetemen tartalmas emberi kapcsolatok alakultak ki	4,4	3,7
Az egyetem megtanított kommunikálni, másokkal együtt dolgozni	4,4	3,1
Az egyetem a gyakorlati munkában is alkalmazható, praktikus tudást adott	4,3	2,9
Az egyetem az erkölcsi, etikai értékek területén is sokat nyújtott	3,8	2,5
Az egyetem megtanított a konfliktusok kezelésére	3,8	2,5

Az elvárások és a tények között az „általános közgazdasági szemlélet adásánál” a legkisebb a különbség, és ez egy nagyon fontos, nagymértékben az egyetemre igaznak is tartott szempont. Az „értelmiségivé nevelés” és a „tartalmas emberi kapcsolatok” területén is aránylag jó a helyzet, míg a „praktikus tudás adása”, az „erkölcsi-etikai értékek”, a „kommunikálás, konfliktuskezelés elsajátítása” esetében nagy a rés az elvárás és a teljesítés között.

A kérdőívben szerepelt az a kérdés is, hogy mit tartottak a hallgatók az egyetem fő erősségének, illetve gyengeségének.

8. tábla

A BKÁE főbb erősségnek és gyengeségnek említett jellemzői, 2002

Erősségek	Említések száma	Gyengeségek	Említések száma
Általános szemléletet ad, széleskörű tudás, jó elméleti alapok	78	Túl elméleti oktatás, gyakorlatorientáltság, praktikus alkalmazható ismeretek hiánya	87
Jó tanárok, színvonalas oktatás	42	Tömegoktatás, gyárjelleg	21
Sokféle választható tárgy	28	Felesleges, töltelék, áltárgyak	18
Jó társaság, kapcsolatok építése	27	Számonkérés gyengeségei, szubjektivitása, inkorrektége	17
Egyetem hírneve, presztízse	22	Nyelvoktatás gyengeségei	15
Jó az alapozó képzés	11	Oktatás alacsony színvonala	12
		Tanár-diák kapcsolat hiánya	12
		Tanárok gyengék, motiválatlanok, a pénzt hajszojják	10

Az egyetem fő erőssége az elméleti képzésben, a szemléletformálásban van, ugyanakkor a képzés gyakorlatiasságát erősíteni kell, a volt hallgatók értékelésében a gyakorlatiasság az első helyen jelenik meg a gyengeségek között.

A HALLGATÓI VÉLEMÉNYEZÉS MÓDSZERÉNEK MEGÍTÉLÉSE ÉS HASZNOSÍTÁSA

A felsőoktatásban általánossá vált kérdőíves hallgatói véleményezéssel statisztikai módszertani szempontból is célszerű foglalkozni. Jóllehet a BKÁE-n a hallgatói véleményezés mindhárom pillére a teljes hallgatóságot tekintő célsokaságnak, a felmérés mégsem tekinthető teljes körűnek, részben a kitöltés önkéntessége miatt, részben pedig a hallgatók el nem érése következtében, továbbá amiatt, hogy a hallgató nem vett részt a foglalkozásokon olyan hányadban, amely alapján kompetens választ adhat a feltett kérdésekre.

A kérdőívet kitöltők természetesen nem tekinthetők a vizsgált sokaság, a hallgatóság (évfolyamok, végzősök, volt hallgatók) reprezentatív mintájának sem, tehát olyanak, melynek összetétele csak a véletlen hatására tér el a célsokaság összetételétől. Tekintettel arra, hogy a nemválaszolásnak számos oka lehet (nagyon elégedetlen a hallgató a választott intézménnyel, az oktatással, nem nagyon járt órára stb.), nem ismert a kérdőívet kitöltők és a többi hallgató sokasági összetétele.

A fentiek alapján statisztikai módszertani szempontból tehát e felmérések nem reprezentatívak, hanem az ún. egyéb részleges felmérésekhez sorolhatók, melynek eredményét nem lehet általánosítani a vizsgált sokaságra. A válaszok viszont részben tömegességük-nél, részben bizonyos kérdésekben mutatott állandóságuknál fogva hasznos, másként nem elérhető információkat nyújthatnak.

Az elmúlt évek tapasztalatai szerint az I. pillérnél a kitöltési arány évfolyamonként mintegy 30–60 százalék (évfolyamonként 300–600 fő), a II. pillér esetében 60–70 százalék (540–630 fő), a III. pillérnél pedig 19 százalék (205 fő) a válaszadási arány.

Állandó jelleggel felmerül a kérdés, lehet-e hasznosítani a véleményeket, illetve változott-e, változik-e valami a felmérés, a hallgatói visszajelzések következtében? A kérdésre határozott igen a válasz, még akkor is, ha a felmérések hatására bekövetkező intézkedések nem gyorsak és nem látványosak.

A hallgatói véleményezéseket többféle módon használjuk fel a gyakorlatban. Fontos információt, visszajelzést jelent személy szerint minden véleményezett oktató számára, illetve az egyetem vezetése, testületei, a tantervi bizottságai számára. Olyan információkat is közvetít, amelyek fontosak az oktatás fejlesztése, a tantervi struktúra, órakeretek, személyi döntések szempontjából, és amelyek más úton nem jutnak el az egyetem vezetéséhez, a tanszékekhez. Különösen hasznos lehet ebből a szempontból több év felméréseinek összehasonlító elemzése, a trendek figyelemmel kísérése. A megszerzett információk felhasználásának természetesen megvannak a maga korlátai. A hallgatói oldalról történő értékelést akkor szabad komolyan venni, ha mind az adatfelvétel, mind a feldolgozás szakmai szempontokat kielégítő, objektív módon történik. Túlértékelni azonban ekkor sem szabad a kapott adatokat. Előfordult például olyan eset, hogy azonos félévben ugyanazon tárgy oktatása során egyik csoport nagyon pozitívan, egy másik csoport nagyon negatívan minősítette ugyanazt az oktatót. Ennek az oka külön vizsgálat tárgyát képezheti.

Ha egy oktató több félév során rossz hallgatói visszajelzést, minősítést kap (azaz az oktató nem tudja elfogadtatni magát, illetve oktatói munkáját a hallgatókkal), saját magának és a vezetésnek is le kell vonnia a konzekvenciát.

A diákok visszajelzéseit elsősorban az egyes oktatók, illetve a tanszékek vezetése tudja munkája során felhasználni, de az oktatási rendszer továbbfejlesztése, reformja, korri-

gálása során az egyetem vezetése és a diákképviselő is támaszkodhat rá. Véleményünk szerint e téren még sok a tennivaló, az oktatás fejlesztésekor nagyobb teret kellene biztosítani a hallgatói észrevételeknek.

Fontos, hogy a vélemények nyilvánosak legyenek. A korábbi években az említett fórumok mellett a *Közgazdász* egyetemi újság és több folyóirat is részletesen ismertette a véleményezések tapasztalatait.

A hallgatói véleményezési rendszer továbbfejlesztése

A BKÁE hallgatói véleményezési rendszerének I. és II. pillére már több, mint 10 éve funkcionál lényegében ugyanolyan formában, a III. pillér pedig 2002 januárjától fut.

Az ismétlődő felmérés kérdőíveit célszerű felülvizsgálni, részben a képzési rendszer módosulása, részben pedig a saját és más felsőoktatási intézmények tapasztalatainak felhasználása miatt.

A cikkben ismertetett véleményezési rendszer – mint ahogy az előbbieken említettük – a volt BKÁE karain funkcionáló rendszer (az egyetem 2000. január 1-jén az Államigazgatási Karral, 2003 nyarán pedig a Szent István Egyetem három karával bővült). Az immár hétkarú egyetem tervei szerint a minőségbiztosítási rendszer működtetése az ezentúl karonként bonyolított hallgatói véleményezési rendszer részbeni harmonizálását is igényli. A harmonizáció nem jelenti azt, hogy valamennyi kar kizárólag ugyanazon standard kérdőíveket használja – lehetőség van saját, a kar jellegzetességeinek figyelembe vételére, az egyes karok kérdőíveit igazítani kell a képzési rendszerük sajátosságaihoz.

Úgy gondoljuk, hogy a vélemények összegyűjtésének módszere továbbra is a kérdőíves megkérdezés kell, hogy legyen. Át kell térni azonban már rövidtávon a papíralapú kérdőívről az elektronikus kérdőívre. Ez a kényelmesebb kitöltési mód talán nagyobb válaszadási hajlandóságot eredményez, és e mellett lényegesen meggyorsítja a kérdőívek feldolgozását, lerövidíti a felhasználókhoz való visszacsatolási időt.

Végül fontosnak tartjuk a hallgatói véleményezéssel kapcsolatos kommunikáció javítását. Szükség van a hallgatók válaszadási hajlandóságának erősítésére, melyet a felmérés céljának, hasznosítási lehetőségének jobb megismertetésével, a felmérés eredményeinek szisztematikusabb visszacsatolásával lehetne elérni. Ugyanakkor szükségesnek érezzük azt is, hogy az oktatók munkájának értékelésében, a képzési rendszer fejlesztésében, a tantárgyak és tananyagok korszerűsítésében az egyetem különböző szintű vezetői az eddigieknél lényegesen erőteljesebben támaszkodjanak az ismétlődő felmérések tapasztalataira.

FÜGGELÉK

Az I. pillér kérdőíve

Kedves Hallgató!

Kérjük, hogy a „Hallgatói véleményezés” kérdőívét töltsse ki.

TUDNIVALÓK

1. A válaszadás anonim és önkéntes!
2. Csak arról a tárgyról töltsse ki, amely foglalkozásait legalább 50 %-ban látogatta!
3. A tanár nevét ne felejtse el olvashatóan beírni!
4. Ha a foglalkozást felváltva több tanár tartotta, a név rovatot üresen kell hagyni!

IRODALOM

- KERÉKGYÁRTÓ GY. [1988]: Az oktatók hallgatói véleményezése a gyakorlatban. *Felsőoktatási Szemle*. június. 379–384. old.
- KERÉKGYÁRTÓ GY. – SUGÁR A. – SZARVAS B. – VARGA I. [2002]: Az elmúlt években végzett hallgatók véleménye az egyetemi oktatásról, az ott szerzett tudás felhasználhatóságáról I-II. *Magyar Felsőoktatás*. 9. sz. 55–56. old. 10. sz. 54–56. old.
- MIHÁLYI P. [2002]: Mit érnek a közgazdász diplomák? Exkluzív Felsőoktatási Felmérés. *Figyelő*. 37. sz. 46–54. old.
- Az oktatók munkájának és a tantárgyak oktatásának hallgatói véleményezése a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetemen [1993]. Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem. *Társadalom és gazdaság*. 1. sz. 124–134. old.
- Visszapillantó tükör – Az ötödéves hallgatók az egyetemről [1997]. Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem. *Társadalom és gazdaság*. 3. sz. 49–71. old.
- Az oktatók munkájának és a tantárgyak oktatásának hallgatói véleményezése [1994]. Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem. *Magyar Felsőoktatás*. 1–2. sz. 16–17. old.

SUMMARY

Students' assessment of their education, in line with the legal regulations, represents a part of the quality assurance system in the institutes of higher education. Students' evaluated of their teachers' performance has a history of more than 25 years at the Corvinus University of Budapest (former BUESPA). Mainly due to the transformation in the educational system the method and content of the assessment has undergone significant changes in the past decades.

Its current form is based on three individual questionnaire survey type pillars. Pillar No 1.: at the end of each semester all teachers' performance is evaluated by their students by answering standard questions. Pillar No 2.: graduating students express their opinion on the whole of the educational process in a retrospective way. Pillar No 3.: Our former students assess their university education a few years after their graduation.

From the point of view of statistics these surveys can be ranked as the so called other partial surveys. The findings of these surveys are utilised partly in the assessment of the teachers' performance, partly in the development of the educational system, the subjects and the curriculum.

ELŐREJELZÉS ÉS SZCENÁRIÓELEMZÉS HOSSZÚ TÁVÚ MAKROMODELLEL*

KERESZTÉLY TIBOR

A gazdaságpolitikai döntések előkészítésének fontos eszköze lehet egy olyan makromodell, amely közép- és hosszú távú előrejelzések mellett különböző scenáriók összehasonlítására is alkalmas. A tanulmány bemutatja az KSH ECOSTAT által kifejlesztett, ún. kalibrált modellt, melyben a viselkedési egyenletek paramétereinek becslése során a hagyományos statisztikai módszereken kívül múltbeli tapasztalatokra és szakértői becslésekre is támaszkodunk. Ezt követően ex post elemzés segítségével jellemezzük a modell előrejelző képességét. A dolgozat befejező részében egy konkrét makrogazdasági előrejelzést mutatunk be a 2020-ig terjedő időszakra, melyet két alternatív scenárió vizsgálatával egészítünk ki.

TÁRGYSZÓ: Előrejelzés. Hosszú távú modellezés. Kalibrált modell.

A 2004. május 1-jén megvalósult csatlakozással az Európai Unióhoz a magyar gazdaságpolitika egyik legfőbb célja teljesült. A 90-es évek elején megfogalmazott célok között a csatlakozás egyik legfontosabb előnyeként azt feltételeztük, hogy – hasonlóan a korábban csatlakozott országokhoz – a magyar gazdaság is részese lehet mindazoknak az uniós támogatásoknak, amelyek segítségével esetükben sikeresen megvalósult a gazdaság struktúraváltása.

A fenntartható növekedési pálya és hosszú távú alakulásának figyelemmel kísérése, valamint az e pálya mentén megvalósuló optimális allokáció kiemelkedően fontos a gazdaságpolitika számára, hiszen Magyarországon is hosszú távú célkitűzés a gazdasági növekedés maximális, de még fenntartható ütemének elérése. A becslések szerint ezen ütem mellett – amely a következő 10–15 évben az EU éves átlagos növekedési ütemét 2–2,5 százalékponttal haladja meg – esély van arra, hogy az ország gazdasági teljesítménye hosszú távon megközelítse az EU átlagát.

Ez a felzárkózási folyamat azonban csak akkor lehet sikeres, ha a gyors növekedés magas felhalmozási rátával és mérsékelt fogyasztásbővüléssel párosul. A huzamosan fenntartható növekedésnek kiegyensúlyozottnak kell lennie. Fontos, hogy ne legyen szükség a megromló egyensúly helyreállítását célzó stabilizációs programokra, amelyek

* A modell kidolgozásában és a tanulmány megírásában közreműködtek a KSH ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet Matematikai Statisztikai és Modellezési Osztályának munkatársai, akiknek – elsősorban *dr. Cserhádi Ilonának, Dobszayné Hennel Juditnak, Balogh Tündének, dr. Takács Tibornak, Erni Tamásnak és Benke Dávidnak* – ezúton is szeretnék köszönetet mondani. A tanulmányban fellelhető esetleges hibákért kizárólag a szerző felelős.

szinte mindig keresletcsökkentő intézkedésekkel járnak. A kereslet visszafogása pedig fékezi a megindult növekedést, hiszen a növekedés fenntartása hosszú távon nem képzelhető el a belső kereslet növekedése nélkül. Természetesen figyelemmel kell lenni arra, hogy a belső kereslet növekedése ne térjen el lényegesen a hazai kínálat növekedésétől. Fontos szempont az is, hogy a keresletcsökkentő intézkedések a legtöbb esetben a beruházási kereslet erőteljes visszafogásával járnak, ez pedig mérsékli a fenntartható növekedés szempontjából kulcsfontosságú, potenciális GDP növekedési ütemét.

Az eddig elmondottak is érzékeltetik, hogy a gazdaságpolitikai döntéshozatal során fontos eszköz lehet egy olyan éves makromodell, amely alapján lehetséges a magyar gazdaságra vonatkozó, alternatív forgatókönyveken alapuló közép-, illetve hosszú távú makrogazdasági prognózis kialakítása, továbbá a gazdaságpolitikai döntések hatásainak vizsgálata, különböző gazdaságpolitikai scenáriók elemzése. Erre a célra fejlesztette ki az ECOSTAT legújabb makroökonómiai modelljét, az ECO-TREND-et.

A MODELLÉPÍTÉSNÉL FIGYELEMBE VETT TÉNYEZŐK

Magyarországon még nem állnak rendelkezésre megfelelő hosszúságú idősorok a modellben szereplő összes egyenlet paramétereinek ökonometriai becslésére, ezért a szükséges paraméterek modellbe állításához jelentős mértékű szakértői becslésre, illetve tapasztalatokra kell hagyatkozni, amelyhez a Magyarországhoz hasonló gazdasági helyzetben levő országok példája adhat fogódzót. Magyarország gazdaságának jövője összekapcsolódik az uniós csatlakozással, ezért érdemes a jövőbeli perspektívákat ebben a keretben tárgyalni. A magyar gazdaság modellezésénél hasznosak lehetnek a valaha hasonló gazdasági helyzetben levő kisebb európai országok tapasztalatai. Ezek egyrészt segítséget nyújthatnak a csatlakozás várható hatásainak modellezésében, másrészt támaszt jelentenek a modell felépítésében.

A magyar gazdaság fejlődésére a közeljövőben ható legfontosabb tényezők a következők.

- Magyarország kis nyitott gazdasággal rendelkezik, a külső gazdasági kapcsolatok meghatározó jelentőségűek.
- 2004. május 1-jétől az Európai Unió teljes jogú tagjai vagyunk.
- A külföldi tőkebeáramlásoknak, főleg a közvetlen tőkebefektetéseknek meghatározó a szerepük.
- A technológiai fejlődés nem lassul, egyes termékek életciklusa tovább rövidül.
- Figyelemmel kell lenni a munkanélküliség alakulására, és a munkapiac szegmentálódására.
- Számolni kell a Balassa–Samuelson- (BS-) hatással. A termelékenység várhatóan gyorsabban növekszik az EU átlagánál, tehát nagy valószínűséggel jelentkezik a felzárkózó gazdaságokra jellemző BS-hatás. Ilyenkor az egyensúlyban levő gazdaságot folyamatos reálfelértékelődés jellemzi, miközben az egyensúlyi infláció meghaladja az utolérendő gazdaság átlagát, esetünkben uniós átlagot. Ez azt jelenti, hogy az egyensúlyi állapot változatlan árfolyammal is elérhető lenne, a tartósan magas infláció azonban ellentmond a maastrichti kritériumoknak. Ez hosszú távon restriktív gazdaságpolitikát tesz szükségessé, ami bizonyos mértékű növekedési áldozattal jár.

Az EU- és EMU-csatlakozás hatásai

Az EU-csatlakozás szempontjából fontos változás, hogy az ország nem sokkal később, a mai várakozások szerint 2009-ben vagy 2010-ben a Gazdasági és Monetáris Uniónak (Economic and Monetary Union – EMU) is tagja lesz. Az ország az egységes valu-

taövezet tagjává válik, ezáltal megszűnik az önálló monetáris és árfolyam-politika lehetősége. Ezzel egyrészt a monetáris hatóság elveszíti az árfolyam- és kamatpolitika feletti kontrollját, másrészt pedig megszűnik a folyó fizetési mérleg eddigi, kiemelt szerepe az egyensúlyi mutatók között. Ez Magyarországon különösen fontos, hiszen külkereskedelmünk legnagyobb hányada már jelenleg is az EU piacaira irányul.

A valutaövezet tagjai számára az övezeten belüli integrált pénzügyi piac megkönnyíti a tagállamok közötti fizetési mérleg egyensúlytalanságainak finanszírozását. Ez azonban nem jelenti azt, hogy monetáris unióban teljesen irrelevánssá válik egy tagállam fizetési mérlegének alakulása. Csak arról van szó, hogy az esetleges versenyképesség-romlás nem okoz fizetési mérleg-válságot, hanem késleltetve, vállalati problémák formájában jelentkezik. A versenyképesség-romlás hatása makroszinten a kibocsátásban és a foglalkoztatottságban csak késve jelentkezik, akkor, amikor a versenyképtelen piaci szereplők tömegesen jelentenek csődöt vagy válnak hitelképtelenné.

NEMZETKÖZI MODELLÉPÍTÉSI TAPASZTALATOK

Az ECO-TREND modell kifejlesztése során természetesen a korábban kifejlesztett hasonló típusú modellek tapasztalataira támaszkodtunk. Ezek teljes körű leírása meghaladná e tanulmány kereteit, ezért csak az általunk legfontosabbnak ítélt HERMIN modellt mutatjuk be vázlatosan, valamint röviden vázoljuk a legtöbb hasonló modellt megalapozó ún. endogén növekedésmélethez. (Az általunk feldolgozott további modellek (holland modell, BOF5 modell) leírásának hivatkozása megtalálható az irodalomjegyzékben).

A HERMIN modellt az Európai Unióban azért hozták létre, mert szükséges volt egy olyan modell felállítása, amellyel vizsgálni lehet az Unióban közösségi támogatást kapó periférikus régiók gazdasági fejlődését, és amely képes kezelni a támogatások hatását a gazdaság kínálati oldalára. A modell kiemelten foglalkozik a külkapcsolatokkal, főleg a jövedelemáramlásokkal. Célja az EU-periféria országainak gazdasági modellezése, a csatlakozás előtt és után. Amikor a korábban EU-perifériának számító országok (Írország, Spanyolország, Portugália és Görögország) csatlakoztak az Unióhoz, sok szempontból hasonló helyzetben voltak, mint a most belépni szándékozó közép-európai államok. Ennek köszönhetően a modell támpontot adhat a magyar gazdaságra vonatkozó modell kialakításához, továbbá segítséget nyújthat az adathiány miatt nem becsülhető paraméterek meghatározásához. A kiindulópontként használt tulajdonságok a következők.

- A mezőgazdaság relatív jelentősége.
- A ciklusérzékeny vállalatok jelentős részesedése a GDP-ből. Ez azért lényeges, mert azt mutatja, hogy a konvergencia csak megfelelő külső gazdasági környezetben valósulhat meg.
- A szabad áru- és tőkeáramlásra való érzékenység, ami szintén a külgazdasági folyamatoknak való kitettséget jelzi.
- A béralku rendszere.
- A pénzügyi piacok alulfeljettsége, ami a növekedés finanszírozásának alternatív útjait helyezi előtérbe. Nem véletlen, hogy ezen országokban a bankhitel és a külföldi közvetlen tőkebefektetés a domináns forrás.
- A fizikai és humán tőkében való lemaradás. Ennek hatásai és a konzekvenciák megtalálhatók az endogén növekedésméletről szóló alfejezetben.

A HERMIN modellekben a kínálati oldalon az egyéb modellekben megszokott Cobb–Douglas-típusú termelési függvény helyett egy Leontieff-típusú függvény szerepel, ahol a

hangsúly nem a hazai tényezőárain, hanem a technológia alakulásán és a világpiaci relatív faktorárakon van (*Bradley–Modesto–Rivero* [1995]).

A termelő szektor tradable és non-tradable szektorra válik szét, mivel a külgazdasági változások közvetlenül a tradable szektorban csapódnak le, és hatásuk ezután, közvetve jelentkezik a non-tradable szektorban. Ezenkívül a tradable szektor termelése a világkereslet függvénye, míg a non-tradable szektor termelése a hazai kereslet által meghatározott. Az állami szektor is különvlik a többitől, mivel itt a gazdasági döntések főleg politikai célok alapján történnek. A tradable szektor modellezésénél érdemes figyelembe venni az ír gazdaságra felállított modelleket, mivel – hasonlóan hazánkhoz – Írországban is e szektor termelésének jelentős részét a megtelepedett, nagyrészt exportra, intermedie termékeket előállító multik adják.

Endogén technikai fejlődés modellje

A technikai fejlődés növekedési modellbe való beillesztésére az ún. endogén növekedési modellek tesznek kísérletet. Az endogén növekedésemélet kiindulópontként a neoklasszikus elmélet hiányosságait igyekezett kiküszöbölni. Elsősorban azt, hogy a neoklasszikus elmélet a gazdasági növekedésben a technikai fejlődést egzogén tényezőként kezeli, amely minden országra azonosan hat, így viszont az országok hosszú távon ugyanazon a növekedési pályán mozognak. Különbség köztük csak úgy lehetséges, ha az egyik országban a tőkefelhalmozás alacsonyabb szinten van, mert a tőke oda fog áramlani (hiszen ott nagyobb a határhaszna). Ezen modellben persze alapfeltevés a termelési függvény változatlanlansága és a termelési tényezők csökkenő hozadékának elve, ami által – a tőkeállomány növekedése folytán – a növekedési ütem a felzárkózó gazdaságban csökken, és így hosszú távon az ütemek konvergálnak egymáshoz. Mint azonban a múlt század nyolcvanas-kilencvenes éveiben kiderült, ez a feltevés empirikusan nem állja meg a helyét. Így terelődött a figyelem a technikai haladásra (*Meyer* [1995]).

A neoklasszikus modell másik problémája, hogy csak az eltérő egyensúlyi pályákon való haladást képes kezelni, de nem tud magyarázatot adni arra, hogy az egyik pályáról hogyan tér át a gazdaság a másikra. Erre szintén megoldást ad az új modell a folyamatos technikai fejlődés középpontba állításával. Az elmélet ezáltal rámutat arra is, hogy a kormány legfőbb szerepe a gazdasági fejlődésben az, hogy elősegítse a technikai haladást.

Mindez matematikailag az ún. Teljes Tényező Termelékenység (Total Factor Productivity – TFP) fogalmán keresztül ragadható meg. A TFP a Cobb–Douglas-féle termelési függvényben szereplő szorzótényező:

$$Y = TFP \cdot K^\alpha \cdot L^{1-\alpha}$$

Ebben a megközelítésben az endogén növekedésemélet a TFP alakulását magyarázza. Eszerint a technikai fejlettséget részben meghatározó TFP növekedéséért jelentős részben az állam felelős. Ezen azt értjük, hogy a kormány gazdaságpolitikája mennyire támogatja a technikai haladást, azaz fejleszti-e kellőképpen a fizikai infrastruktúrát és az oktatást, segíti-e a kutatást-fejlesztést. Ha igen, akkor a TFP gyorsabban növekedhet, ekkor tehát erőteljesebb endogén technikai fejlődésről beszélünk. A növekedésnek ez a magyarázata tehát nem egyensúlyi megközelítés, nem az egyensúlyi állapotokat kutatja, ha-

nem arra keres magyarázatot, hogy a gazdaság hogyan viselkedik ezen egyensúlyi állapotok között. Ennek a megközelítésnek egyik legnagyobb előnye, hogy ezáltal modellezhető a gazdaságot érő sokkok és a gazdaságpolitikai intézkedések hatásai.

AZ ECO-TREND MODELL LEÍRÁSA

A modell egyik jellegzetessége, hogy paramétereit olyan módszerrel kapjuk meg, amely sztochasztikus egyenletekkel végzett becslések, múltbeli tapasztalatok, valamint szakértői becslések együttes felhasználásán alapul. Ezt az eljárást nevezhetjük *kalibrálásnak*, és ennek megfelelően, az így kapott rendszert kalibrált modellnek. A módszer hátránya, hogy nem egzakt eljárás alapul, hiszen becslőfüggvényeink csak paraméterértékek kiindulási alapját szolgáltatják. Ebből következően, az így kapott modellek csak korlátozottan alkalmasak előrejelzésre, hiszen a becsült paraméterek eloszlása ismeretlen, és így például tesztelésük sem lehetséges a hagyományos módszerekkel. Előnye viszont az, hogy az így kapott modellek nagyfokú stabilitást mutatnak az egzogén változók alakulására nézve. Ez annak köszönhető, hogy az egzogén változók megváltozásakor nem becsüljük újra a modellt, hiszen az egyenletek paramétereinek értékét nem azok alapján határozzuk meg. Ennek pedig az ad jelentőséget, hogy szcenárióelemzéskor az összehasonlítani kívánt eseteket a modell szempontjából épp az különbözteti meg egymástól, hogy eltérnek az egzogén változók. Ráadásul mindez fokozottan érvényes abban az esetben, ha közepes, vagy hosszú időtávra készítünk szcenáriókat. Ilyenkor ugyanis a becsült modellek által az endogén változókra szolgáltatott becslések között akkora eltérések lehetnek, hogy az lehetetlenné teheti az összehasonlítást.

Az ECO-TREND modellben szereplő hatásmechanizmusok

Célunk egy olyan makromodell kialakítása volt, amely alapján lehetséges a magyar gazdaságra vonatkozó alternatív forgatókönyveken alapuló közép-, illetve hosszú távú makrogazdasági prognózis kialakítása, továbbá a gazdaságpolitikai döntések hatásainak vizsgálata, különböző gazdaságpolitikai szcenáriók elemzése. Az ilyen típusú elemzések elvégzésére fejlesztettük ki az ECO-TREND modellt, amely egy éves adatokon alapuló szimulációs makromodell.

A modell egzogén változói részben a számunkra adottságként tekinthető világgazdasági környezet alakulását írják le, részben pedig gazdaságpolitikai eszközváltozók. A modell számos olyan paramétert is tartalmaz, amelyek a gazdasági szereplők viselkedését jellemzik. A külgazdasági környezetet jellemző változók alakulására szakértői becsléseket kell figyelembe venni, míg a gazdaságpolitikai eszközváltozók az adott forgatókönyvhöz tartozó fiskális és monetáris politikai elképzeléseket jelenítik meg. A paraméterek értékeit statisztikai idősorokon alapuló becslések, illetve múltbeli tapasztalatok és szakértői becslések alapján határozzuk meg. A modell endogén változóinak értékei az egzogén változók és a konkrét paraméterértékek függvényében alakulnak ki a dinamikus szimulációs futtatások során. A modell adatbázisa a nemzetgazdasági számlarendszeren alapul. A modell egyik további előnye, hogy a kalibrált paramétereket a felhasználó tetszése szerint változtathatja, így egyszerűen hajthat végre az igényeinek megfelelő szcenárióelemzést.

A modell részben (ökonometriai módszerekkel számszerűsített) sztochasztikus, részben determinisztikus (mérleg-) egyenleteket tartalmaz. A modellben négy fő szektort különböztetünk meg. Ezek: a háztartási, az államháztartási, a vállalati (amely a pénzügyi szektort is magában foglalja) és a külgazdasági szektor.

Termelés oldalról a GDP egyenlő a gazdasági egységek által létrehozott hozzáadott érték és a termékadók összegével. A gazdasági modellekben mindig e termék- és szolgáltatástömegeggyel azonosítják a kibocsátást, hiszen ez az árumennyiség, amely a gazdasági szektorok közötti cserében részt vesz, illetve amelyet a gazdasági szereplők végső fogyasztásra felhasználhatnak.

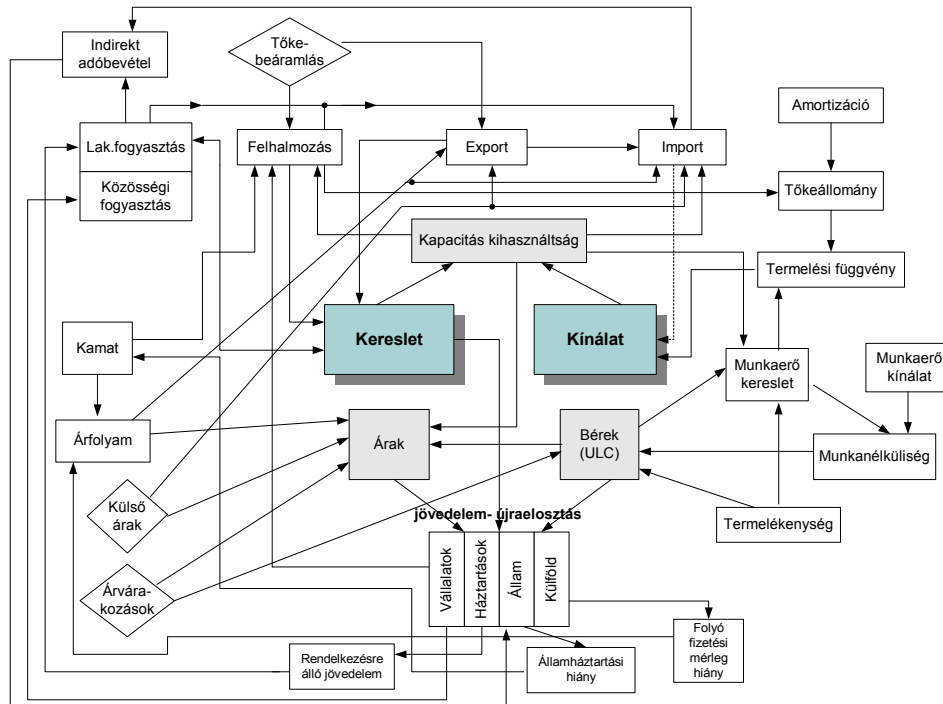
A GDP háromféleképpen írható fel. 1. Termelésként (lásd a modell kínálati oldalát), 2. jövedelemként (lásd a jövedelemelosztást) és 3. végső felhasználásként (lásd a modell keresleti oldalát). Ezek zárt gazdaságban ugyanazt az eredményt adják, hiszen ugyanazt a mennyiséget osztjuk fel különböző szempontok alapján. Ha viszont a modellben figyelembe vesszük a külföldet is, akkor a hazai végső felhasználás és a jövedelem többé már nem egyezik meg a hazai termeléssel. Nyitott gazdaságban ugyanis a hazai termelés a külfölddel szembeni termék- és szolgáltatáscserével – amely a folyó fizetési mérlegben az áru és szolgáltatás soron jelenik meg – tér el a végső felhasználástól. A másik oldalról nézve a kibocsátás egyben a gazdaság összes jövedelmének is forrása, hiszen ez az értékösszeg, amelyen a gazdasági alanyok osztozhatnak, és amely (például a pénzügyi szektor és az állam közvetítésével) a gazdaságban végső fogyasztásként jelenik meg.

A GDP-nek ez a felosztása, valamint a nominális és reálkategóriákból nyerhető információk eltérése magyarázatot is ad a modell blokkokra történő felosztására. Az első blokk az összehasonlító áras GDP *keresleti* oldali meghatározására szolgál. Ezt követi az összehasonlító áras adatok folyó áras adatokká való alakítása. Ehhez szükségünk van egy *ár-bér* blokkra, amelyben indexeket határozzuk meg a fogyasztási, a termelői, a beruházási, az export- és az importárakra. Az ár-bér blokkhoz kapcsolódik a *munkaerőpiac* keresleti és kínálati viszonyait leíró blokk. A következő blokkban a fenti négy szektor közötti elsődleges *jövedelemelosztást* határozzuk meg. A jövedelem különböző tényezőkre bontható (munkabérek, tőkejövedelmek, termékadók, azaz az elsődleges jövedelmek) és megoszlik a háztartások, a vállalati szféra, az állam (valamint a nonprofit intézmények) és a külföld között. Ez a szektorbesorolás megegyezik az ESA95 szektorbesorolásával, azzal az egyszerűsítéssel élve, hogy a pénzügyi és a nem pénzügyi vállalatokat nem kezeljük külön. Ezután a jövedelmek újraelosztását jellemző paraméterértékeknek megfelelő rendelkezésre álló jövedelmeket számítjuk. A természetbeni juttatások és a fogyasztás meghatározása után kapjuk a szektorok bruttó megtakarításait. Az 1. ábrán bemutatjuk az ECO-TREND modell folyamatábráját.

Végül a tőke-transzferek és az állóeszköz-felhalmozás alapján adódik a szektorok nettó finanszírozási igénye. Az így kapott jövedelemelosztási mérleg kategóriái megfelelnek az ESA-rendszerben használatos fogalmaknak.

A modell blokkjai outputként a vizsgált makrováltozók éves előrejelzéseit adják, amelyek a nemzeti számlarendszer kategóriáihoz illeszkednek és így EU-konform mérési módszertan alapján adnak eredményeket a reál és a nominális változók várható alakulására.

1. ábra. Az ECO-TREND modell folyamatábrája



Az ECO-TREND modell egyenletei

Keresleti oldal

A GDP keresleti oldala fogyasztásra, bruttó felhalmozásra és exportra osztható. Modellezési szempontból a fogyasztás esetén a vásárolt fogyasztás a meghatározó. A vásárolt fogyasztás magyarázó változója a rendelkezésre álló jövedelem, mivel az empirikus kutatások szerint az EU-hoz idén csatlakozó országokban, köztük Magyarországon is, a háztartások többsége likviditáskorlással küszködik. Ennek okai között többnyire a pénzügyi rendszer fejletlenségét, a rendelkezésre álló jövedelem alacsony szintjét és az infláció miatti magas kamatokat szokták megemlíteni. Magyarországon a háztartások likviditáskorlátja ugyan jelentősen mérséklődött, a bankszektor az utóbbi években dinamikusan növelte lakossági portfólióját, de a lakossági szektor hitellehetőségei még mindig jelentősen elmaradnak a fejlett EU-országokban tapasztaltaktól (például a hitelkártyák, folyószámlahitelek marginális szerepe miatt).

A vásárolt fogyasztás egyenlete:

$$\text{LOG(QCPUR)} = \text{A1SUM} + \text{PARAM11} * \text{LOG(B6HOUS}(-1)/\text{CPI}(-1)) + \\ + \text{PARAM14} * \text{DEPORATE}(-1)/\text{CPI}(-1) * \text{CPI}(-2),$$

ahol

QCPUR – a vásárolt fogyasztás változatlan áron,

B6HOUS – a rendelkezésre álló jövedelem folyóáron, amit a fogyasztóiár-index (CPI) segítségével alakítunk változatlan árássá,

DEPORATE – a nominális betéti kamat, amit szintén a fogyasztóiár-index segítségével alakítunk reálkammattá,

A1SUM – a regressziós egyenlet konstans tagja.

A magánfogyasztás további elemei az önfogyasztás és a természetbeni társadalmi juttatások, melyekre nem becsültünk sztochasztikus egyenletet. Előbbiről azt feltételezzük, hogy a vásárolt fogyasztással azonos ütemben nő, utóbbi értéke pedig a jövedelem-elszámolási blokkból adódik, hiszen ezt a tételt teljes egészében az állam juttatja a háztartásoknak. A közösségi fogyasztás egzogén változó, hiszen ennek mértéke politikai döntés kérdése. Az összes végső fogyasztás a magánfogyasztás és a közösségi fogyasztás összegeként adódik.

A bruttó felhalmozás állóeszköz-felhalmozásból és készletfelhalmozásból tevődik össze. Az állóeszköz-felhalmozás részei a vállalkozások beruházása, a költségvetési és társadalombiztosítási szervezetek felhalmozása és a háztartások beruházása (ez utóbbi jellemzően lakásberuházásokat jelent). A felhalmozások alakulását ökonometriai eszközökkel Magyarországon nem egyszerű modellezni, mivel megfelelő idősor csak 1995 óta áll rendelkezésre, és az ugyanebben az évben végrehajtott stabilizációt követő időszak adataiban figyelembe kell venni a jövedelemelosztásban bekövetkezett struktúraváltás hatásait. 1995-re ugyanis az államháztartási hiány olyan mértéket öltött, amelyre a lakossági megtakarítások már nem nyújtottak fedezetet. Így létrejött az elméleti irodalomból jól ismert kiszorítási hatás. A gazdaság szerkezetében bekövetkezett torzulások vezettek 1995-ben a stabilizációs intézkedésekhez, amelyek fő célja a belföldi fogyasztás visszafogása és a jövedelmek vállalati szférába való átcsoportosítása volt. Előbbi elsősorban a munkajövedelmek visszafogásával, utóbbi pedig a társasági adó csökkentése útján valósult meg. További fontos eleme volt a kiigazításnak, hogy középtávon jelentős mértékben sikerült csökkenteni az állami kiadások GDP-hez viszonyított arányát. Egyrészt javult az állam hitelpozíciója, másrészt a jövedelmek átcsoportosítása az üzleti szférába – a vállalatok nagyobb megtakarítási hajlandósága miatt – növelte a megtakarítási rátát. Mindkét tényező a külső finanszírozási igény csökkenésének irányába hatott. A külső finanszírozást elsősorban a privatizációs bevételek, az ország javuló nemzetközi megítélése nyomán meginduló működőtőke-beáramlás biztosította, ami lehetővé tette az ország nettó külső adósságállományának csökkentését. Így a struktúraváltás következtében a beruházások szerkezete 1995-től folyamatosan átalakult, aminek következtében a paraméterek becslése komoly nehézséget okoz.

A vállalati szféra beruházásait mindezeknek megfelelően a következő egyenlettel modelleztük:

$$\begin{aligned} d\text{LOG}(\text{QINVB}) = & \text{PARAM21} * \text{LOANRATE} / \text{PPIFT} * \text{PPIFT}(-1) + \\ & + \text{PARAM22} * d\text{LOG}(\text{D1DOM} / \text{ERATEEU} / \text{L}) + \\ & + \text{PARAM23} * d\text{LOG}(\text{BOOM}(1)) + \text{A2SUM} \end{aligned}$$

ahol

QINVBU – a vállalati szféra beruházása változatlan áron,

dLOG(QINVBU) – az előbbi változó logaritmusának a differenciája,

LOANRATE – a vállalati szféra hitelkamata, amit a termelőár-index (PPIFT) segítségével alakítunk reálkamattá,

D1DOM – a teljes hazai bértömeg (folyóáron, forintban), amiből forint/euró árfolyam (ERATEEU), valamint az (L) alkalmazotti létszám segítségével alakítunk ki egy nemzetközi összehasonlításra is alkalmas versenyképesség-mutatót,

BOOM – a hazai export iránti külföldi kereslet mérőszáma, ami lényegében a legfontosabb kereskedelmi partnereink GDP növekedési indexeinek átlaga,

A2SUM – a regressziós egyenlet konstans tagja.

Eszerint a vállalkozások felhalmozása függ a reálkamatok alakulásától, a beralapon számított versenyképességtől, valamint a külső kereslettől (ez a legfontosabb kereskedelmi partnereink importkeresletéből adódik).

A bruttó felhalmozás további elemei (közösségi beruházások, háztartások beruházásai és a készletfelhalmozás) egzogén változók a modellben. A keresleti oldal utolsó eleme az export, melynek egyenlete a következő:

$$\text{dLOG}(QX) = \text{PARAM51} * \text{dLOG}(\text{BOOM}) + \text{PARAM52} * \text{LOG}(\text{DIHEU}) + \\ + \text{PARAM53} * \text{dLOG}(\text{ERATEEU}/\text{D1DOM} * L) + \text{A3SUM},$$

ahol

QX – a változatlan áras export,

DIHEU – a közvetlen működőtőke-beáramlás euróban,

A3SUM – a regressziós egyenlet konstans tagja.

Az export alakulása tehát elsősorban a keresleti viszonyoktól, valamint a versenyképesség alakulásától függ. Utóbbit ugyanúgy mérjük, mint a vállalati szféra beruházásainak egyenletében, a különbség csak annyi, hogy ebben az egyenletben az ottani mutató reciproka szerepel magyarázó változóként. A közvetlen működőtőke-beáramlás szerepeltetése a már említett struktúraváltással függ össze, a külföldi tőke ugyanis igen gyakran fektet be nagy exporthányadú ágazatokba.

Mivel a fenti egyenletben mindhárom paraméter pozitív előjelű, látható, hogy például az EU-csatlakozásnak az export növekedésére gyakorolt hatása adott esetben meglehetősen ellentmondásos lehet. Amennyiben a csatlakozást követő években valóban növekszik a külső kereslet (mert megszűnnek a még meglévő kereskedelmi akadályok), és bővül a külföldi tőkebeáramlás, akkor ez segíti az export fellendülését. Azonban az kiolvasható, hogy egyes további, várható folyamatok (például a hazai bér- és árszínvonalnak a csatlakozással párhuzamos növekedése) visszafoghatják a magyar export dinamikáját, s ezzel fékezik a GDP-növekedés lehetséges ütemét is.

Árak

Magyarországon a gazdaság nyitottsága miatt az *árakra* – a várakozások és a termelési költségek mellett – jelentős hatást gyakorolnak a világszertei árak is, amelyek az árfo-

lyamon keresztül fejtik ki hatásukat. A blokkban egzogén változók a hazai kamatszint (ennek meghatározása a Magyar Nemzeti Bank (MNB) hatásköre), a külső árak (például olajár), valamint – egyelőre – a gazdasági szereplők árvárakozásai. A későbbiekben ugyanis a várakozások endogenizálása lehet a modell továbbfejlesztésének egyik iránya, ám az erre vonatkozó eddigi próbálkozásaink nem vezettek eredményre.

A fogyasztóiár-index alakulása az egzogén inflációs várakozásoktól, a termelői árak mértékétől, az importált inflációtól és a nominális bértömeg (mint a fogyasztási kereslet meghatározó összetevője) alakulásától függ. Az importált infláció két tényezője a külső árszint (egzogén) és az árfolyam. A fogyasztóiár-index egyenlete:

$$\begin{aligned} d\text{LOG}(\text{CPI}) = & \text{PARAM94} * d\text{LOG}(\text{CPIEXPECT}) + \text{PARAM95} * d\text{LOG}(\text{PPIFT}) + \\ & + \text{PARAM96} * d\text{LOG}(\text{EARNINGDOM}) + \text{PARAM97} * d\text{LOG}(\text{PIMP}) + \\ & + \text{A6SUM}, \end{aligned}$$

ahol

CPI – a fogyasztóiár-index,
 CPIEXPECT – a várt fogyasztóiár-index,
 PPIFT – a termelőiár-index forintban,
 EARNINGDOM – a keresettömeg,
 PIMP – az import árindexe (importált infláció),
 A6SUM – pedig a regressziós egyenlet konstans tagja.

A kamatszint egzogenitását több tényező is indokolja. Egyrészt az empirikus kutatások alapján nehéz kimutatni Magyarországon hosszú távú összefüggést a nominális kamatszint és a reálváltozók között, mivel a kamattanszmisszió mechanizmusát még mindig számtalan tényező korlátozza. Másrészt az 1995 és 2001 közötti csúszó leértékeléses árfolyamrendszerben a jegybanki kamatpolitika szerepe marginális volt, hiszen az árfolyamhorgony egyben ki is jelölte a szükséges kamatszintet. A 2001 októbere óta követett inflációs célkitűzés rendszerében a kamatpolitika szerepe abban merül ki, hogy a jegybank a dollár- és az eurókamatokhoz képest nagy kamatprémiummal igyekezett biztosítani a forint iránti jelentős keresletet, és így az erős forintárfolyamot. Ez egyben azt is jelenti, hogy a nominális kamatszintnek a reálváltozókkal való kapcsolata jelenetektelen, annak mértékét kizárólag a fogyasztói infláció, illetve az árfolyam szintje határozza meg.

A modellben a kamatok hatással vannak az államháztartás egyenlegére a kamatfizetések keresztül, az árfolyam szintjére (az eurózóna kamatszintjével együtt) valamint a felhalmozás alakulására. Az államháztartás helyzetének és a felhalmozás szintjének befolyásolásán keresztül a jövedelem-újraelosztás alakulásában játsszák a fő szerepet. Az erősebb hazai valuta természetesen alacsonyabb hazai árakkal jár együtt, következésképpen a kamatszint, áttételesen ugyan, de a fogyasztóiár-indexet is befolyásolja.

Modellünkben a termelői árakat három tényező befolyásolja: a termelékenység, amit az egy alkalmazottra jutó GDP-vel mérünk, a keresetek alakulása, valamint az importárak (importált infláció). Tekintettel arra, hogy a közgazdasági elmélet alapján és a tapasztalatok szerint is a felsorolt változók változási üteme stacionárius, mind a négy változó loga-

ritmusának változását szerepeltetjük a termelői árakat magyarázó sztochasztikus egyenletben:

$$\text{dLOG(PPIFT)} = \text{PARAM71} * \text{dLOG(RODL(-1))} + \text{PARAM72} * \text{dLOG(W)} + \\ + \text{PARAM73} * \text{dLOG(PIMP)} + \text{A5SUM},$$

ahol

RODL – a termelékenység,
W – a (nominális) átlagkereset,
A5SUM – a regressziós egyenlet konstans tagja.

Munkaerőpiac

A *munkaerőpiac* vizsgálatánál először a munkatermelékenységet határoztuk meg a hozzáadott érték és a foglalkoztatottak számának relatív alakulásával. A termelékenység egyrészt a termelési függvényben, másrészt a bértárgyalásokon játszik fontos szerepet. A modellben közvetlenül a nominális átlagkeresetek (egységnyi munkaerőköltség) alakulását magyaráztuk az inflációs várakozásokkal, a termelékenység alakulásával és a munkanélküliség mértékével. Az első magyarázó változó a munkavállalók reálbérekkel kapcsolatos elvárásait testesíti meg, a termelékenység változása a munkaadók lehetőségeit határozza meg a versenyképesség szempontjából, a munkanélküliség alakulása pedig a munkaerőpiac kínálati oldalát jeleníti meg. A nominális átlagkereset egyenlete:

$$\text{LOG(W)} = \text{PARAM91} * \text{LOG(W(-1))} * (\text{CPIEXPECT} / \text{CPIEXPECT(-1)}) + \\ + \text{PARAM92} * \text{LOG(RODL(-1))} + \text{PARAM93} * \text{URATE} + \text{A7SUM}$$

ahol

URATE – a munkanélküliség rátája,
A7SUM – pedig a regressziós egyenlet konstans tagja.

Az infláció figyelembevételénél a bérmegeállapodásban két módszer jöhet szóba. 1. Ha a kormányzat antiinflációs politikája iránt nincs kellő bizalom, akkor a bértárgyalásokon a munkavállalói oldal a hátratekintő indexálást erőlteti, azaz a béreket a múltbeli inflációs szint alapján igyekeznek emelni. Magyarországon a múlt század végéig ez volt a helyzet, ami az infláció csökkentésének egyik legnagyobb kerékkötője volt. 2. A csúszó leértékeléses árfolyamrendszer megszilárdulásával azonban megnyílt az út az előretekintő indexálás bevezetése előtt, ahol is a bérköveteléseket a várt inflációhoz (amely a kormányzat antiinflációs elkötelezettsége mellett kisebb bérkirámlást eredményez) igazítják.

Modellünkben a munkaerő iránti keresletet – saját korábbi értéke mellett – a teljes hozzáadott érték és a nominális keresettömeg határozza meg. A munkaerő-keresletnek az egzozó munkakínálattól való eltérése adja a munkanélküliséget. A munkaerő iránti keresletet leíró egyenlet a következő:

$$\text{LOG(L)} = \text{PARAM84} * \text{LOG(L(-1))} + \text{PARAM85} * \text{LOG(QGDP(-1))} + \\ + \text{PARAM87} * \text{LOG(D1DOM(-1))} + \text{A8SUM},$$

ahol

L – a munkaerő-kereslet,
 QGDP – a bruttó hazai termék összehasonlító áron,
 A7SUM – pedig a regressziós egyenlet konstans tagja.

A jövedelemelosztás

A nemzetgazdaságban megtermelt összjövedelmet (azaz a GDP-t realizálási áron) a modell reálblokkjában számítjuk a végső felhasználási tényezők összegeként. Mivel az említett blokk reálkategóriákból áll, a számítások eredményeként a változatlan áras GDP-t (QGDP) kapjuk meg. A jövedelemelosztás-blokk viszont nominális változókból indul ki, ezért a folyóáras GDP-re (XGDP) van szükségünk. Ennek meghatározásához a változatlan áras GDP-t tényezőnként alakítjuk folyóárássá. Mivel nincs egységes GDP-deflátorunk, négy árindexet használunk: fogyasztói (CPI), beruházási (PINV), export (PEXP) és import (PIMP) árindexeket.

A továbbiakban, ha GDP-ről teszünk említést, mindig a nominális GDP-re gondolunk. Valamennyi megemlített tétel mögött zárójelben jelezzük, hogy a szóban forgó kategória milyen rövidítéssel szerepel az ESA elszámolási rendszerben. Annak érdekében, hogy ezeket a rövidítéseket egyértelműen elkülönítsük a modellben szereplő változónevektől, utóbbiak esetében a megnevezés utolsó néhány karaktere mindig a szóban forgó szektorra (esetleg azok valamely együttesére) utal. Például az elsődleges jövedelmek egyenlege az ESA rendszerben B.5 jelzéssel szerepel. Ennek megfelelően a modellben a vállalati szektor elsődleges jövedelmeinek egyenlegét B5FIRM változónévvel jelöljük, ehhez hasonlóan a lakosságé B5HOUS, az államé pedig B5GOV. A három belföldi szektor együttes pozíciójának jele a modellben B5DOM, a külföldé B5ROW, az összes szektoré pedig B5SUM.

A szektoronkénti GDP (B.1) a gazdasági szféra jövedelemelosztási mérlege alapján, egzogen arányok szerint adódik a modell által nemzetgazdasági szinten meghatározott GDP alapján, és ez a forrása a szektorok kiadásainak. A szektoronkénti GDP-ből levezethető az *elsődleges jövedelmek* alakulása. Az elsődleges jövedelmek a következő tényezőkből tevődnek össze:

$$\text{munkajövedelem (D.1)} + \text{termékadók (D.2)} - \text{terméktámogatások (D.3)} + \\ + \text{tulajdonosi jövedelem (D.4)} + \text{vegyes jövedelem (B.3)}.$$

A *munkajövedelmet* (D1SUM) csak a háztartások kapják, és ez megegyezik a vállalatok (D1FIRM), az államháztartás (D1GOV), valamint a háztartások (D1HOUS) által kifizetett munkajövedelmek összegével (ami egyenlő a vállalatok, az államháztartás és a háztartások által kifizetett munkabérek és a munkáltatói társadalombiztosítási járulékok összegével).

A *termékadókat* (D.2) az állam kapja és a vállalatok fizetik, a *terméktámogatásokat* (D.3) a vállalatok kapják és az államháztartás fizeti. Ezt korrigálni kell az egyéb termelési adók és támogatások egyenlegével és így alakul ki a *termékadók és terméktámogatások* egyenlege. Ezek a tételek megegyeznek a költségvetési mérlegben szereplő általános for-

galmi adó és fogyasztási adó, illetve a fogyasztóiár-kiegészítés egyenlegével. Ha a realizálási áras GDP-ből levonjuk az állam elsődleges jövedelmét, akkor kapjuk az ún. alapon számított összjövedelmet, amely a realizálási áras GDP és az (ártámogatásokkal csökkentett) termékadók különbözeteként adódik.

A *tőkejövedelmeket* (D.4) mindegyik szektor kapja, és a jövedelemelosztásba itt lép be először a külföld. Eddig a pontig a hazai szektorok közti áramlások makrogazdasági szinten csak újraelosztást jelentenek. A háztartások tőkejövedelme empirikus kutatások alapján az utóbbi évtizedben a keresetek egy viszonylag fix aránya. Ez az arány azonban várhatóan fokozatos növekedésnek indul majd, ahogy a lakosság jövedelmi helyzetének javulásával a tőkejövedelmek szerepe is nőni fog. Az államháztartás tőkejövedelme pedig még belátható időn belül erősen negatív lesz, és az államadósságra fizetett kamat szintjének alakulásától függ. A vállalati szektor mérlegében a tőkejövedelem szintén erősen negatív érték, mivel két jellemző tétele a beruházási hitelek kamatterhe és a tulajdonosi kifizetések.

A háztartások elsődleges jövedelme:

$$B5HOUS = B1HOUS + D1SUM - D1HOUS + D4HOUS,$$

ahol

B5HOUS – a háztartási szféra elsődleges jövedelme,
 B1HOUS – a háztartási szféra által megtermelt GDP,
 D1SUM – az összes kifizetett munkavállalói jövedelem,
 D1HOUS – a háztartási szféra által kifizetett munkavállalói jövedelem,
 D4HOUS – a háztartási szféra tulajdonosi jövedelme.

A D1HOUS értékét azért kell levonni, mert az csak a háztartási szférán belüli jövedelemátcsoportosítás, és nem más szektortól kapott jövedelem, ezért nem is része a háztartási szféra elsődleges jövedelmének.

Az államháztartás elsődleges jövedelme:

$$B5GOV = B1GOV - D1GOV + (D2SUM - D3SUM) + D4GOV,$$

ahol

B5GOV – az államháztartás elsődleges jövedelme,
 B1GOV – az államháztartás által megtermelt GDP,
 D1GOV – az államháztartás által kifizetett munkavállalói jövedelem,
 D2SUM – a termékadók összege,
 D3SUM – a terméktámogatások összege,
 D4GOV – az államháztartás tulajdonosi jövedelme.

A vállalati szektor elsődleges jövedelme:

$$B5FIRM = B1FIRM - D1FIRM - (D2SUM - D3SUM) + D4FIRM,$$

ahol

B5FIRM – a vállalati szektor elsődleges jövedelme,
 B1FIRM – a vállalatok által megtermelt GDP,
 D1FIRM – a vállalatok által kifizetett munkavállalói jövedelem,
 D4FIRM – a vállalati szféra nettó tulajdonosi jövedelme (jellemzően negatív érték).

Az elsődleges jövedelmek elosztása után következik a másodlagos jövedelemelosztás, amelynek főszereplője az államháztartás. Ennek során az állami jövedelemcentralizáció mértékének megfelelően az állam újraosztja a gazdaságban megtermelt jövedelmeket. Ennek fő eszközei a jövedelemadók (társasági adó, személyi jövedelemadó), a társadalombiztosítási járulékok, a gazdasági szféra egyéb adóbefizetései, valamint a lakossági transzferek. Ugyanakkor az államháztartás fizeti a pénzübeni és természetbeni társadalmi juttatásokat, és nyújt támogatásokat a gazdálkodó szervezeteknek.

Jövedelem- és vagyonadók. Ma Magyarországon a személyi jövedelemadó (D5HOUS) és a társasági nyereségadó (D5FIRM) a két legnagyobb tétel.

Társadalombiztosítási járulék (D.61). Itt jelenik meg a munkajövedelmekben már a lakosságnak elszámolt munkáltatói járulék és a munkavállalók által fizetett társadalombiztosítási járulék átcsoportosítása az államháztartáshoz (társadalombiztosítási alapok), illetve kisebb részben a vállalatokhoz (magán-nyugdíjpénztárak).

Pénzübeni társadalmi juttatások (D.62). Itt kerül kimutatásra az államháztartás alrendszereiből (családi pótlék, munkanélküli segély, táppénz, nyugdíj, gyés, gyed), illetve a vállalatok által pénzüben kifizetett juttatások összessége.

Egyéb folyó transzferek (D.7). Ennek részei a viszonzatlan átutalások, a nemzetközi szervezetekkel szembeni pénzüáramlások, a háztartások közötti átutalások és az államháztartáson belüli átcsoportosítások. Ez a második pont, ahol a jövedelemelosztásba a külföld is bekapcsolódik.

Rendelkezésre álló jövedelem. Az állami redisztribúció eredményeként adódik a szektorok számára ténylegesen, pénzüben rendelkezésre álló jövedelem (B.6), ami a nemzetgazdasági alanyok által felhasználható jövedelem értéke, és nemzetgazdasági szinten megegyezik az elsődleges jövedelmek összegével, de szektoronként attól eltér. Empirikusan igazolt tény, hogy ez az a jövedelemfogalom, amely leginkább hatással van a háztartások fogyasztására. Ebben a modellben is a lakossági rendelkezésre álló jövedelem szerepel a fogyasztás magyarázó változójaként.

A rendelkezésre álló jövedelmet a természetbeni társadalmi juttatásokkal (D.63) korrigálva kapjuk a *korrigált rendelkezésre álló jövedelmet* (B.7), ez azonban csak az állam és a lakosság között jelent jövedelemtranszfert. A szektorok a rendelkezésre álló jövedelmüket fogyasztásra és beruházásra fordíthatják, vagy megtakaríthatják. Elméletileg már ebbe a blokkba számít a korrigált rendelkezésre álló jövedelem magánnyugdíjak nettó tökeváltozásával (D.8) való kiigazítása. Ez mindenképpen szükséges, hiszen ez a tétel nem tekinthető klasszikusan vett tb-járuelknek, nem is a fogyasztás, hanem a háztartások megtakarításának része.

A korrigált rendelkezésre álló jövedelemből (B.7) levonva az összes fogyasztást kapjuk a szektorok bruttó megtakarítását (B.8). Ezt a tőketranszferekkel (D.9) korrigálva marad a *nettó vagyonváltozás* (B.10), amely még nem tartalmazza a beruházásokra fordított összegeket.

A beruházások (pénzügyi) hatását figyelembe vevő mutató a nettó pénzügyi pozíció (vagy nettó megtakarítási/finanszírozási igény). Ez mutatja meg, hogyan alakulnak a jövedelemelosztás végén az egyes szektorok megtakarítói pozíciói.

A kínálati oldal

Egy olyan makromodell esetében, amelyet elsősorban hosszú távú előrejelzések készítésére szeretnénk használni, kiemelt jelentősége van a modell kínálati oldalának. Ez

azért van így, mert a hosszabb távú prognózisok épp abban különböznek minőségileg is a rövid távra vonatkozóktól, hogy az előrejelzési időszak alatt *kínálati alkalmazkodást* is feltételezünk.

A GDP kínálati oldalának meghatározására egy Cobb–Douglas-típusú termelési függvényt használunk:

$$QSGDP = TFP \cdot QK^\alpha \cdot L^{1-\alpha},$$

ahol

QSGDP – jelöli a GDP kínálati oldalát összehasonlító áron,

TFP (Total Factor Productivity) – a teljes tényező termelékenység, ami a termelési függvényben szereplő konstans. Elnevezése arra utal, hogy ez a szorzótényező jeleníti meg a tágabb értelemben vett technikai haladást, ami a munkaerő képzettségi szintjének emelkedését, illetve a munkaszervezés hatékonyságának növekedését is tartalmazza,

QK – a tőkeállomány mennyisége összehasonlító áron,

L – a felhasznált munkaerő mennyisége, ami azonos a munkakereslettel, arra a feltételezésre építve, hogy a gazdaságban természetes körülmények között munkanélküliség van (létezik a munkanélküliség természetes rátája). Megjegyezzük, hogy modellünkben a munka kínálata egzogén, de az előbbieket értelmében mindig meghatadja a munka keresletét.

A tőkeállomány a következő séma szerint határozódik meg:

$$QK = QK(-1) \cdot (1 - AMORT) + QINV(-1),$$

ahol

AMORT – a tőkeállomány évi átlagos amortizációja,

QINV – a teljes nemzetgazdasági beruházás.

Az adott évi tőkeállomány tehát az előző évi tőkeállomány amortizációval csökkentett értéke és a beruházás összegeként adódik. Ez a módszer az előrejelzési időszakra vonatkozik, ebben az esetben tehát az amortizáció egzogén (más szerzők (*Darvas–Simon* [1999]) és nemzetközi tapasztalatok alapján hosszabb távon ennek mértékét 8 százalék körülre becsültük). A tényidőszakra ezzel szemben adottnak vettük a tőkeállományt, és a fenti összefüggésből a szóban forgó évre vonatkozó amortizációt határoztuk meg. A tőkeállomány (múltbeli) értékére a hivatkozott tanulmány is készít becsléseket, sőt annak közeljövőbeli alakulását is előrejelzi. Eszerint a magyar gazdaság tőkeintenzitása jelenleg elmarad a fejlettebb gazdaságokban megszokott mértéktől, az ott megszokott 200–220 százalék helyett csak a GDP mintegy 170 százalékát tette ki a 90-es évek végén. A tanulmány szerzői évente 1–2 százalékpontos növekedést tartanak elképzelhetőnek, aminek az előrejelzési időszakra vonatkozó becsléseink sem mondanak ellent.

A keresleti és kínálati oldal összevetéséből számítjuk a makroszintű *kapacitáskihasználtságot*. Elméleti megfontolások és korábbi tapasztalataink alapján meghatároztuk a kapacitáskihasználtság természetes mértékét. Ez alatt egy olyan szintet értünk, amely mellett a vállalatok feszültségektől mentesen képesek az ingadozó kereslet kielégítésére. Ez természetesen iparáganként szóródik, sőt időben is változhat. Modellünkben 80 százalékra állítottuk be a kapacitáskihasználtság természetes mértékét.

A kínálati alkalmazkodás a természetes mértéktől való eltérés függvénye. Ennek a modellbe történő illesztése során azzal a feltételezéssel éltünk, hogy amennyiben a kapacitáskihasználtság ezt meghaladja, akkor az közvetlenül hat a következő két változóra.

1. Az importot emeli, hiszen a túlkereslet levezetésének ez az egyik módja. A nagyobb import csökkenti a kereslet oldali GDP-t, vagyis az egyensúly irányába mozdulunk el.

2. Növeli a beruházásokat, mivel a vállalatok az élénk keresletet érzékelve kapacitásaik bővítését határozzák el. Az adott évi többletberuházás viszont a következő évtől kezdve nagyobb tőkeállományt eredményez, és így emelkedik a makroszintű kínálat (kínálati alkalmazkodás). Mindez szintén a túlkereslet megszűnésének irányába hat.

Ez tehát az a visszacsatolási mechanizmus, amelynek során a kínálati oldal dinamikus módon képes alkalmazkodni a kereslethez. Ezzel a potenciális GDP (a kínálat) egy újabb elemét endogenizáltuk – a munkaerő-kereslet a másik endogén tényező –, a TFP és a kitévő paramétere változatlanul egzogén, utóbbiakat azonban nem is indokolt bevonni a modellbe.

Az állam szerepe

A gazdaságban betöltött jelentős pozíciója, és a gazdasági struktúra alakításában játszott szerepe miatt külön érdemes tárgyalni az állam szerepét. Magyarországon a gazdaságpolitika szerepe különösen meghatározó lesz a következő néhány évben, mivel a politika jelöli ki az EMU-csatlakozásig vezető pályát, és döntéseivel jelentős mértékben meghatározza számos makrogazdasági változó alakulását.

Az államháztartás helyzetét alapvetően befolyásolja, hogy a korábbiakban felhalmozott jelentős államadósság kamatterhei miatt az államháztartás nettó megtakarítói pozíciója még sokáig negatív lesz, az elsődleges többlet ugyanis elmarad a kamatkiadásoktól.

Az államháztartási hiány csökkentése több okból is elkerülhetetlen. Egyrészt a maastrichti szerződés szerint a Gazdasági és Monetáris Unióhoz csatlakozó országok deficitje nem haladhatja meg a GDP 3 százalékát, sőt a GMU 3. szakaszában (amely a közös valuta bevezetésével veszi kezdetét) részt vevő országoknak a Stabilitási és Növekedési Egyezmény alapján kiegyensúlyozott költségvetésre kell törekedniük. A költségvetési hiány csökkentésének lehetőségét korlátozza, hogy a csatlakozás időpontjától kezdve nemcsak az EU közös kasszájához történő hozzájárulás jelent majd állandó kiadási tételt, hanem az is, hogy a strukturális és kohéziós alapokból várható támogatások feltétele a társfinanszírozás, ami az esetek többségében a magyar költségvetést terheli.

Az államháztartási deficit csökkentése azért is indokolt, mert az állami centralizáció mértékének csökkentése és az államháztartási hiány visszafogása többleterőforrásokat hagy a magánszektorban, amely azt elméletileg hatékonyabban használja fel. Itt érdemes még megjegyezni, hogy *Oblath* [1998] szerint a 3 százalékos nominális deficitráta csak akkor nem vezet a 60 százalékos adósság/GDP arány növekedéséhez, ha a gazdasági növekedés eléri az 5 százalékot. Ez egyben felső korlátot is ad az elkövetkező évek költségeinek, figyelembe véve, hogy csak a mostani kiadások csökkentésével lehetséges a szükséges pluszfordítások forrásainak előteremtése. A GDP növekedésével keletkező pluszforrások erre nem elégségesek.

Természetesen egy felzárkózó gazdaságban szükséges az infrastrukturális beruházások állami finanszírozása, a nagy ellátórendszerek reformja és az átalakulás veszteségeinek szociális támogatása, amelyek jelentős költségvetési terhet jelentenek. Az állam belső eladósodásának pedig egy kis nyitott, a tőkebeáramlást liberalizáló országban ugyan a magán-megtakarítás szintje nem szab határt, de a magánszektor külföldi hitel-felvétele is a fizetési mérleg romlásához vezet,¹ a klasszikus kiszorítási hatás eredménye tehát nem feltétlenül a kamatláb emelkedése, hanem a fizetési mérleg fokozódó hiánya lesz.

EX POST ELEMZÉS

Az ex post elemzés módszere a modellek előrejelző képességének vizsgálatára szolgál. Az eljárás első lépésében a megfigyelési időszakot két részre bontjuk. Az elsőt tekintjük mintaidőszaknak, ennek adatai alapján becsüljük meg a modell paramétereit. Ezután az így megbecsült modell segítségével előrejelzést készítünk a megfigyelési időszak fennmaradó részére (ez esetünkben öt évet jelent). Az így kapott becsléseket egybevetjük a tényleges adatokkal, ennek pontossága alapján mondhatunk véleményt modellünk becslési tulajdonságairól. A módszer előnye, hogy – szemben a hagyományos illeszkedési mutatók, például az R^2 számításával – ilyenkor az előrejelzett értékekkel összehasonlított tényleges értékeket nem használjuk fel a paraméterbecslések során. Ennek köszönhetően realisabb képet kaphatunk a modell előrejelző képességéről, hiszen egy modell jobban illeszkedik azokhoz az adatokhoz, amelyeken paramétereinek becslése alapszik. Az eljárás hátránya viszont az, hogy rövidül a becslési időszak, ami növeli az előrejelzés bizonytalanságát.

Ex post elemzésekben az előrejelző képességet az átlagos abszolút százalékos eltérés (Mean Absolute Percentage Error – MAPE) segítségével szokás számszerűsíteni. Ez a mutató azt fejezi ki, hogy a becslült és a tényleges értékek közötti eltérés abszolút értéke átlagosan hány százaléka a valódi adatnak. Használatos még az átlagos abszolút eltérés is (Mean Absolute Error – MAE), amely természetes mértékegységben fejezi, hogy mekkora az átlagos abszolút különbség a becslült és a tényleges érték között.

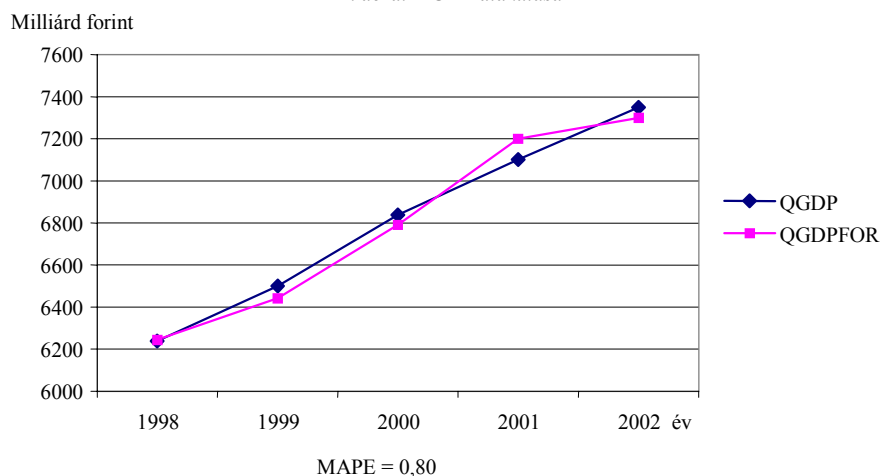
Az ökonometriai programcsomagok általában közlik még a Theil-együtthatót, valamint annak megoszlását. A Theil-mutató az előrejelzés hibáját méri, és azt is megmutatja, hogy ez a hiba mennyiben magyarázható a becslés torzításával, a tényadatok és a becslések kovarianciájával, illetve a becslült értékek varianciájával. Az első két tényező alkalmas modellválasztással és megfelelő becslési eljárás alkalmazásával elvileg kiküszöbölhető. A Theil-együttható kisebb értéke jelzi a jobb illeszkedést, ezen belül a kedvező eset pedig az, ha a hiba minél nagyobb hányada adódik varianciából (nem eliminálható hiba). Esetünkben ez a jelzőszám többnyire alacsony értékeket vett fel, a variancia hányada pedig minden esetben 90 százalék feletti volt (*Ramanathan* [2003]). Modellünkben a megfigyelési időszak 1990-től 2002-ig tart, ezen belül a becslési időszak pedig 1997-ig. Az ex post előrejelzések tehát az 1998 és 2002 közötti időszakra készültek.

A következőkben bemutatunk néhány fontosabb makroökonómiai mutatóra vonatkozó ex post előrejelzést (amelyet az ábrákon a változónévhez kapcsolt FOR jelöl), a hozzájuk tartozó MAPE-értékekkel együtt.

¹ Ez az ikerdeficit jelensége, itt nem az állam közvetlenül finanszírozza a deficitet külső hitelfelvétellel, hanem a magánvállalkozásokat szorítja ki a hazai hitelpiacról, amelyek ezért külső forrásokat keresnek.

A GDP ex post elemzése a következő eredményre vezetett:

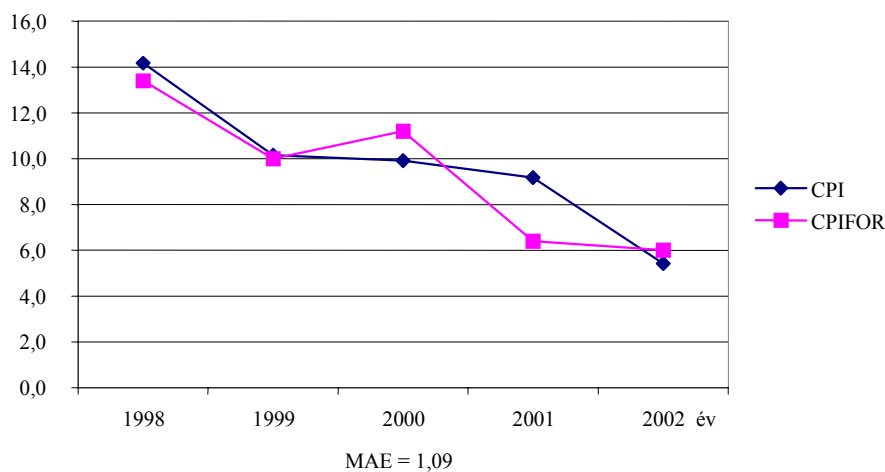
2. ábra. A GDP alakulása



A MAPE értéke 0,8 százalék, ez az előbbiektől eltérően nem egy viselkedési egyenlet jóságát jellemzi, mert a GDP a kereslet oldalról meghatározva, több endogén változó összegeként adódik. Ezt figyelembe véve a modell előrejelző képessége igen jónak mondható.

A fogyasztóiár-index ex post előrejelzésének elemzése a következőt mutatta.

3. ábra. A fogyasztóiár-index alakulása
(változás az előző évhez képest)



A modellnek a fogyasztóiár-indexre vonatkozó ex post előrejelző tulajdonságát a MAE mutatóval lehet megragadni a legjobban. Ennek értéke 1,09, ami azt jelenti, hogy átlagosan körülbelül egy százalékpontos hibával jelzi előre a modell a fenti mutatót.

EX ANTE SZCENÁRIÓK

A következőkben először az alapszenárió fontosabb eredményeit mutatjuk be.

Az alapszenárió eredményei

Modellbecslésünk alapváltozatában az ECO-TREND modell egzogén változóit az itt leírtak szerint adtuk meg.

- A BOOM (külső kereslet) változó értéke évente 2-2,5 százalékkal nő.
- Az export árindex (WPIEXPEU) és az import árindex (WPIIMPEU) egyaránt évente 1,5-3 százalékkal nő (a nagyobb értékekre a vizsgált időszak elején, a kisebbekre a végén számítunk).
- Az árvárakozások indexe (CPIEXPECT) alapján 2007-ig fokozatos defláció várható, majd 2008-tól a várt inflációs ráta 3 százalék körül stabilizálódik. Ennek magyarázata, hogy modellünkben racionális várakozásokat tételeztünk fel, vagyis a gazdasági szereplők hosszú távon az árstabilitásnak megfelelő fogyasztói árindexre számítanak (körülbelül 3 százalék).
- A betéti és hitelkamatlábak (DEPORATE, LOANRATE) 2010-ig fokozatosan konvergálnak az aktuális euróamatokhoz, 2011-től elérik azokat (3, illetve 5 százalék).
- A természetbeni társadalmi juttatások (D63) értéke összehasonlító áron évente átlagosan 2 százalékkal nő.
- A közvetlen külföldi tőkebefektetések (DIHEU) értéke évente 3-4 milliárd euró lehet (az új módszertan szerint).
- A 2006-ig tartó átmeneti időszakot követően, 2007-től a ténylegesen felhasznált EU-transzferek értéke eléri a GDP 2,5-3 százalékát.

Modellünk alapváltozatában azzal számolunk, hogy a hazai valuta árfolyama nem változik jelentősen az euróhoz képest, és a 2010-re várható eurozóna csatlakozás is 250 forint/eurós árfolyamon történik. A hosszú távú kamatok folyamatosan konvergálnak a GMU kamatszintjéhez, a maastrichti kamatkritériumot legkésőbb 2008-ra teljesítve.

Feltételezésünk szerint a következő években évi 3,5-4 milliárd euró működőtőke érkezik Magyarországra, majd ez az ütem némileg lelassul, és nettó 3 milliárd euró körül alakul hosszú távon. Ennek megfelelően a külföldi működőtőke állománya megközelíti a 90 milliárd eurót a vizsgált időszak végére. Feltételezéseink tükrében áttekintést adunk a 2020-ig terjedő időszak makrogazdasági pályájáról.

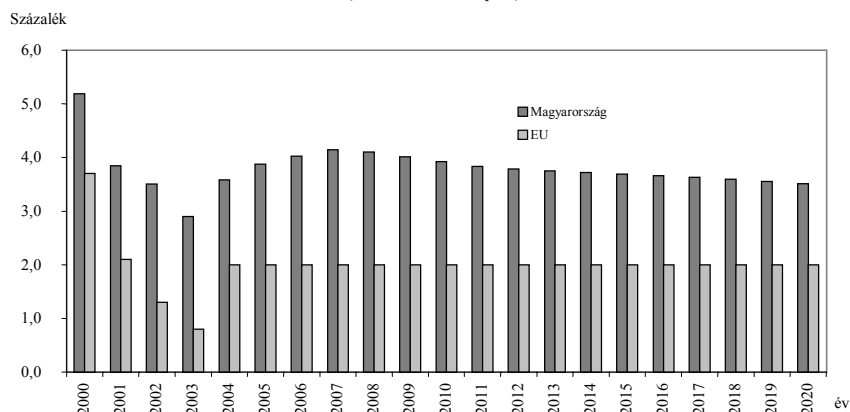
A modellbecslések alapján a hosszú távú növekedési pálya 2004-től körülbelül öt-hat évig 4 százalék körüli éves növekedést mutat, ami az Európai Unió legfejlettebb gazdaságainál mintegy másfél-kétszer magasabb dinamikát jelent. Ahogy azonban gazdaságilag konvergál hazánk a fejlett nyugat-európai országokhoz, úgy fokozatosan csökken a várható növekedési ütem is. A vizsgált időszak végére várhatóan 3,5 százalék körül alakul majd a növekedés trendjének meredeksége, amennyiben a modellel kapcsolatos előfeltevéseink helytállóknak bizonyulnak.

Az infláció várható alakulásában az utóbbi évek fokozatos csökkenésével ellentétben 2004-ben egy egyszeri növekedés lesz tapasztalható, amelyet részben a közvetett adók növelése indukál, amihez hozzájárul az import árindex várhatóan magas növekedése is.

A következő években, a külső becsléseket is figyelembe véve, alacsony import árindexszel számolunk, amely nagyrészt a nemzetközi nyersanyagpiac alakulásának függvénye. A hazai fogyasztóiár-index hosszú távú alakulásában jelentős szerepet játszik, hogy Magyarország ezen időszakban válik a GMU tagjává, ami előtt két évvel teljesíteni kell az inflációra vonatkozó maastrichti kritériumot. Modellszámításunk alapjául 2010-es

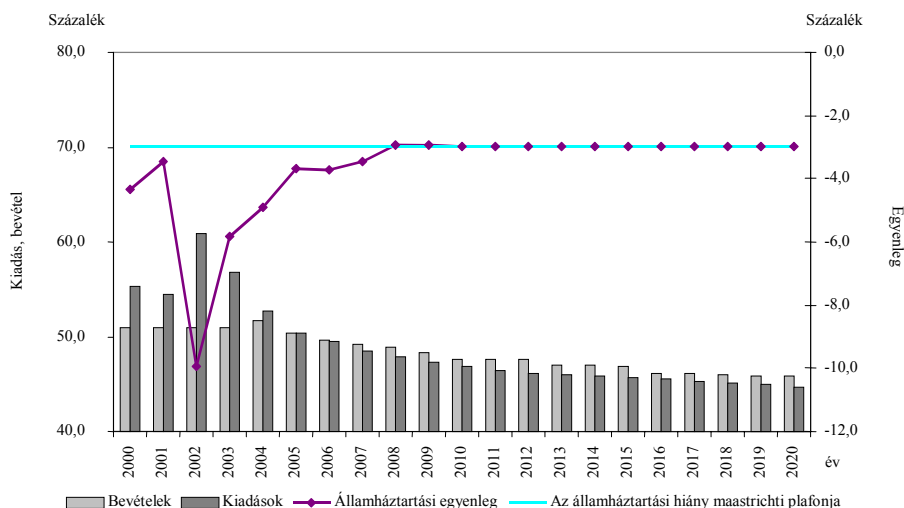
eurózóna-csatlakozást vettünk alapul, vagyis azt feltételezzük, hogy az infláció 2008-ban 3 százalék alá csökken. Az ezt követő időszakban, 2020-ig 3 százalék körüli inflációs trendet jelzünk előre.

4. ábra. A bruttó hazai termék növekedése százalékban
(az előző évhez képest)



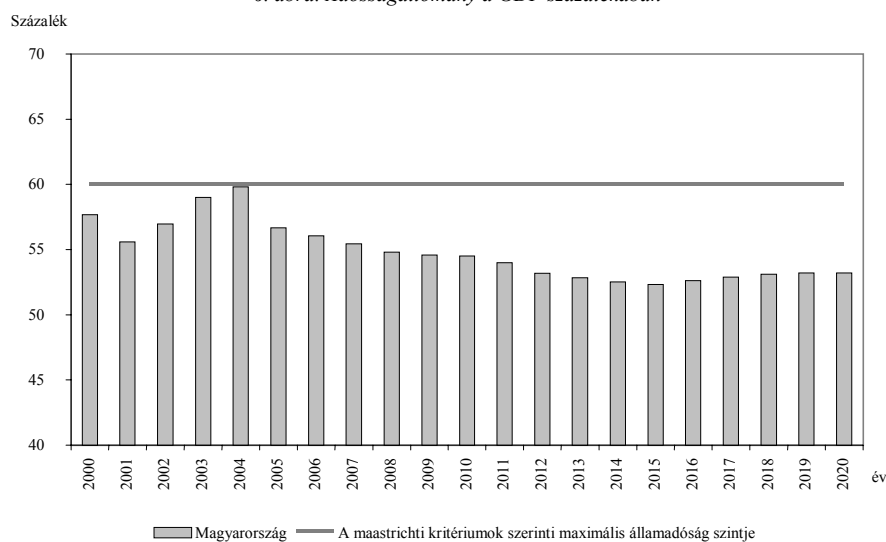
A 2002-2003-ban megtört az államháztartás hiányának fokozatosan csökkenő trendje. Az államháztartási hiány alakulásának szempontjából a legfőbb támpontot szintén a 2010-re tervezett GMU-csatlakozás nyújtja. Ennek értelmében a hiányt 2008-ra 3 százalékra kell csökkenteni. Ezt követően pedig a Stabilitási és Növekedési Paktum szab szintén 3 százalékos korlátot az államháztartás hiányának. Feltevésünk szerint a gazdaságpolitika mindenkori irányítói elkötelezték a fenti kritériumok teljesítését illetően, ez pedig feltételezi a hiány folyamatos csökkentését a következő öt évben. Ezzel párhuzamosan mind az államháztartási bevételek, mind a kiadások aránya a GDP-hez fokozatos csökkenést mutat majd.

5. ábra. Államháztartási bevételek és kiadások a GDP százalékában



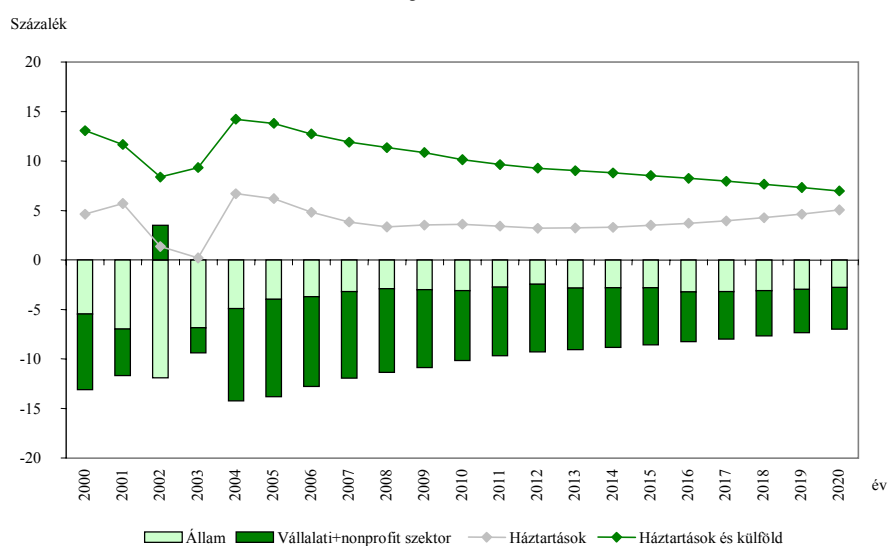
Az államháztartási hiány alakulásának megfelelően az adósságállomány GDP-hez viszonyított aránya 2004-ben éri el maximumát, ezután lassú csökkenése várható a 2020-ig terjedő időszakban, végül a GDP 55 százaléká körül stabilizálódik.

6. ábra. Adósságállomány a GDP százalékában



A makrogazdasági növekedési pálya finanszírozási összetétele kedvező irányba tér vissza 2004-ben. A lakossági megtakarítások kis mértékben nőnek, az állam finanszírozási igénye folyamatosan csökken, így a külső forrásbevonás egyre jelentősebb része áramolhat a gazdasági szféra beruházásainak finanszírozására.

7. ábra. Nettó hitelpozíció a GDP százalékában



Az optimista scenárió feltételrendszere és eredményei

Ebben az alternatív scenárióban igen kedvező külső körülményeket tételezünk fel, a külpiazi kereslet erőteljes növekedésével és minimális importált inflációval számolunk (olaj-, és nyersanyagárak csökkenése, cserearány javulása). Ez a környezet expanzívabb bérpolitikát tesz lehetővé, az infláció emelkedésének, illetve a gazdaság versenyképességének és hosszú távú növekedési potenciáljának romlása nélkül. Ebben a változatban azt is feltételezzük, hogy az alapváltozathoz képest érezhetően növekszik a külföldi működőtőke beáramlása az EU-csatlakozást követő években. Az optimista scenárióban elképzeléseink szerint az állami újraelosztás mértéke lépcsőzetesen de folyamatosan mérséklődik egy optimális szintig. A kiadási struktúrát az jellemzi, hogy az állami beruházások jelentősége csökken, és egyre inkább a klasszikus állami feladatok jelentő infrastrukturális, oktatási, egészségügyi stb. területekre koncentrálódik.

A következő egzogén változók értékét változtattuk meg az alapscenárióhoz képest.

- A BOOM (külső kereslet) változó növekedési ütemét 2004 és 2010 között 1 százalékponttal növeltük.
- 2005 és 2007 között az export árindex (WPIEXPEU) 1 százalékponttal, az import árindex (WPIIMPEU) és az árvárakozások indexe (CPIEXPECT) 2 százalékponttal csökken.
- 2005 és 2010 között a kamatlábak (DEPORATE, LOANRATE) 1 százalékponttal csökkennek, a terméshozamok (D63) növekedési üteme 1 százalékponttal nő.
- 2004 és 2010 között a közvetlen külföldi tőkebefektetések (DIHEU) mértéke 50 százalékkal nő.

A modellfuttatások szerint a fent leírt kedvező körülmények hatására 2005 és 2012 között mintegy 0,2 százalékponttal gyorsul a GDP növekedése. Ez részben a külső kereslet növekedésével magyarázható, részben pedig azzal, hogy feltételezéseink szerint a növekvő költségvetési források jelentős hányadát a kormányzat a humán tőke megújítására és fejlesztésére költi (oktatás, egészségügy), ami kínálat oldalról javítja a hosszú távú növekedési lehetőségeket. Mindezen hatások időben késleltetve jelentkeznek, emiatt csak 2013-ban tér vissza a magyar gazdaság az eredeti növekedési pályához.

A lakossági fogyasztás növekedése a vizsgált időszak döntő hányadában gyorsul az alapváltozathoz képest, van azonban néhány év, amelyben lassabb növekedést figyelhetünk meg. A közösségi fogyasztás viszont a 2020-ig tartó időszak nagyobbik részében mérsékeltebb növekedést mutat, mint az alapváltozat. Az összes végső fogyasztás 2013-ig gyorsabban nő, mint az alapváltozatban, 2014-től 2020-ig pedig valamivel lassabban.

A külkereskedelem reálmutatói minimális mértékben térnek csak el az alapváltozattól, az export néhány tized százalékpontos gyorsulása mellett az import növekedési üteme gyakorlatilag nem változik.

Az infláció tekintetében már jelentősebb eltéréseket tapasztalunk az alapváltozathoz képest. 2005 és 2007 között jelentősen (évente mintegy 0,5 százalékponttal) mérséklődik a fogyasztói árak növekedésének üteme, majd a következő 3-4 évben minimális korrekciót (0,1-0,2 százalékpontos inflációnövekedést) tapasztalunk. Ezt követően nincs eltérés az alapváltozat és az optimista verzió között.

A nominálisbér-növekedés 2005-ben és 2006-ban kisebb mértékű, mint az alapváltozatban, ami a kisebb árvárakozásokkal magyarázható. Ettől kezdve azonban az optimista változatban tapasztalunk nagyobb bérdinamikát, igaz, a különbség csak tized százalé-

pontokban mérhető és csökkenő mértékű. A munkanélküliségi mutatók nem térnek el lényegesen az alapváltozat eredményeitől.

Összességében elmondható, hogy az alapváltozathoz képest a reálváltozók többségének alakulása nem változik meg drámaian. A GDP növekedési üteme valamelyest gyorsul, a pozitív sokkok kifutásával azonban ez az előny néhány év alatt elenyészik.

Erőteljes változást tapasztalhatunk az egyensúlyi mutatók esetében, a folyó fizetési mérleg és az államháztartás egyenlege egyaránt számottevően javul. Ráadásul ez a javulás tartós, sőt a vizsgált időszakban idővel növekvő mértékű. Így az időszak végére a folyó fizetési mérlegnek az alapváltozatban előrejelzett 1,9 százalékos GDP-arányos hiánya az optimista változat szerint már 2,5 százalékos többletet mutathat. A 4,6 százalékos javulásból az államháztartás 2,5 százalékkal, a háztartások 1,2 százalékkal, a gazdasági szféra pedig 0,9 százalékkal részesedik.

A pesszimista scenárió feltételrendszere és eredményei

Ebben az alternatív scenárióban részben a külső körülmények romlásával számolunk (lassabb európai növekedés, emelkedő olajárak, mérsékeltebben bővülő világkereskedelem), részben pedig azzal, hogy a hazai gazdaságpolitika helytelen választ ad ezekre a kihívásokra. A világgazdaság helyzetének romlását okozhatja valamilyen nem várt sokk, elhúzódó helyi háborúk, illetve az ezekből fakadó növekvő bizonytalanság. A legnagyobb veszélyt mégis az jelentheti, ha a meghatározó európai gazdaságok strukturális nehézségei állandósulnak, és az érintett kormányok a jövőben sem szánják rá magukat a szükséges reformokra. Ebben az esetben a lazuló fiskális és jövedelempolitika növekvő inflációs nyomással és jelentős versenyképesség-romlással fenyeget, ami hosszú távon is növekedési veszteséget okozhat. Ebben a változatban elemezzük, hogy milyen hatásokkal jár az, ha a recesszióra az állam egy mesterséges keresletélénkítő gazdaságpolitikával válaszol.

A következő egzogen változók értékét változtattuk meg az alapscenárióhoz képest.

- A BOOM (külső kereslet) változó növekedési ütemét 2004 és 2008 között 1-1,5 százalékponttal csökkentettük.
- 2005 és 2007 között az export árindex (WPIEXPEU) 1 százalékponttal, az import árindex (WPIIMPEU) és az árvarakozások indexe (CPIEXPECT) 2 százalékponttal növekszik.
- 2005 és 2008 között a kamatlábak (DEPORATE, LOANRATE) 2 százalékponttal nőnek, a természetbeni társadalmi juttatások (D63) növekedési üteme 2004 és 2007 között 2 százalékponttal nő.
- 2004 és 2007 között a közvetlen külföldi tőkebefektetések (DIHEU) mértéke 50 százalékkal visszaesik.

A modellfuttatások szerint a fent leírt kedvezőtlen körülmények és a hibás gazdaságpolitika hatására 2005 és 2011 között mintegy 0,1 százalékponttal lassul a GDP növekedése. Ez elsősorban a külső kereslet csökkenésével magyarázható, amit részben kompenzál az, hogy a költségvetési kiadások növekményének jelentős hányadát költi a kormányzat a humán tőke megújítására és fejlesztésére (oktatás, egészségügy), ami kínálat oldalról javítja a hosszú távú növekedési lehetőségeket. Mindezen hatások összességében mérsékelt növekedési áldozatot jelentenek, ennél lényegesen erőteljesebb lesz az egyensúlyi mutatókra gyakorolt hatás.

A lakossági fogyasztás növekedése a vizsgált időszak nagyobbik részében gyorsul az alapváltozathoz képest, a különbség a vizsgált időszak második felében az 1 százalékpontot is megközelíti. A közösségi fogyasztás a 2020-ig tartó időszak teljes egészében erőteljesebb növekedést mutat, mint az alapváltozat. Az összes végső fogyasztás néhány év kivételével mindvégig gyorsabban nő, mint az alapváltozatban.

A külkereskedelem reálmutatói csak kismértékben térnek el az alapváltozattól, az export néhány tized százalékpontos lassulása mellett az import növekedési üteme az időszak nagy részében 0,2-0,4 százalékponttal gyorsul.

Az infláció tekintetében már jelentősebb eltéréseket tapasztalunk az alapváltozathoz képest. 2005 és 2007 között jelentősen (évente 0,3-0,7 százalékponttal) emelkedik a fogyasztói árak növekedésének üteme, majd a következő 3-4 évben minimális korrekciót figyelhetünk meg (0,1-0,2 százalékpontos inflációcsökkenés az alapszcenárióhoz viszonyítva). 2012-től kezdődően nincs eltérés az alapváltozat és a pesszimista verzió között.

A nominálisbér-növekedés 2005-ben és 2006-ban nagyobb mértékű, mint az alapváltozatban, köszönhetően a növekvő árvárakozásoknak és az expanzív fiskális politikának. Ettől kezdve azonban a pesszimista változatban tapasztalunk kisebb bérdinamikát, a gyengülő versenyképesség miatt ugyanis a vállalatok béremelési hajlandósága csökken. A munkanélküliségi mutatók nem térnek el lényegesen az alapváltozat eredményeihez képest.

Összességében elmondható, hogy az alapváltozathoz képest a reálváltozók többségének alakulása ez esetben sem változik meg drámaian. A GDP növekedési üteme valamelyest lassul, a negatív sokkok kifutásával azonban a dinamika visszatér az alapváltozatban mért értékekhez, sőt a vizsgált időszak végén, ha minimális mértékben is, de meghaladja azt. Ezzel együtt 2020-ban a GDP abszolút szintje várhatóan elmarad az alapváltozatban szereplő értéktől.

Erőteljes változást tapasztalhatunk az egyensúlyi mutatók esetében, a folyó fizetési mérleg és az államháztartás egyenlege egyaránt számottevően romlik. Ráadásul a romló tendencia tartós, sőt a vizsgált időszakban idővel növekvő mértékű. Így az időszak végére a folyó fizetési mérlegnek az alapváltozatban előrejelzett 1,9 százalékos GDP-arányos hiánya a pesszimista változat szerint már 8,1 százalékos deficitet mutathat. A 6,2 százalékos növekedésből az államháztartás 3,6 százalékkal, a háztartások 1,8 százalékkal, a gazdasági szféra pedig 0,8 százalékkal részesedik.

*

A tanulmányban ismertetett modell kifejlesztésével az volt a célunk, hogy lehetővé váljon egy alternatív forгатókönyveken alapuló, a magyar gazdaságra vonatkozó közép-, illetve hosszú távú makrogazdasági prognózis kialakítása, továbbá a gazdaságpolitikai döntések hatásainak vizsgálata, különböző gazdaságpolitikai szcenáriók elemzése.

A dolgozat első részében azt vázoltuk, hogy mire is szeretnénk választ kapni az ECOTREND modell segítségével. A kérdés elsősorban az, hogy az Európai Unió tagjaként Magyarország képes lesz-e sikeresen végigmenni a gazdasági felzárkózás pályáján, és ha igen, mennyi ideig tarthat ez a folyamat. Ennek kapcsán arról is szót ejtettünk, hogy miként mérhető egy gazdaság felzárkózása, valamint arról, hogy mitől tekintünk egy fejlődési pályát fenntarthatónak vagy fenntarthatatlannak.

A második fejezetben a hosszú távú modellezés nemzetközi tapasztalataiból szemeltünk. Természetesen nem törekedhettünk a téma teljes körű összegzésére, ezért első-sorban olyan modelleket tekintettünk át, melyekről úgy véltük, a magyar gazdaság jelenlegi viszonyai között is alkalmazható módszerekkel operáltak. Ezek közül kiemelt jelentőséggel bír a HERMIN modelleszalád, amelyet kifejezetten a korábbi csatlakozó országok felzárkózási pályájának vizsgálatára fejlesztettek ki.

Ezután részletesen bemutatjuk az ECO-TREND modell működési mechanizmusait, valamint a konkrét egyenleteket. A modell egzogén változói részben a számunkra adott-ságként tekinthető világgazdasági környezet alakulását írják le, részben pedig gazdaság-politikai eszközváltozók. A modell számos olyan paramétert is tartalmaz, amelyek a gazdasági szereplők viselkedését jellemzik. A külgazdasági környezetet jellemző változók alakulására szakértői becsléseket kell figyelembe venni, míg a gazdaságpolitikai eszköz-változók az adott forgatókönyvhöz tartozó fiskális és monetáris politikai elképzeléseket jelenítik meg. A paraméterek értékeit statisztikai idősorokon alapuló becslések, ill. múlt-beli tapasztalatok és szakértői becslések alapján határozzuk meg. A modell endogén vál-tozóinak értékei az egzogén változók és a konkrét paraméterértékek függvényében ala-kulnak ki a dinamikus szimulációs futtatások során.

A modell részben (ökonometriai módszerekkel számszerűsített) sztochasztikus, rész-ben determinisztikus (mérleg-) egyenleteket tartalmaz. A modellben négy fő szektort kü-lönböztetünk meg: ezek a háztartási szektor, az államháztartási szektor, a vállalati szektor (amely a pénzügyi szektort is magában foglalja) és a külgazdasági szektor.

Kalibrált modellről lévén szó, a hagyományos modellszelekciós kritériumok nem al-kalmazhatók, hiszen a becsült paraméterekre vonatkozóan nem értelmezhetők eloszlások, és így tesztstatisztikák sem. Ezért a negyedik fejezetben ex post elemzés segítségével vizsgáljuk meg a fontosabb egyenletek illeszkedését. Összességében elmondható, hogy viszonylag jó illeszkedéseket kaptunk, ami biztató lehet a hosszú távú előrejelző-képesség megítélésével kapcsolatban, de garanciát természetesen nem jelent.

Az utolsó fejezetben előrejelzést és scenárióelemzést végeztünk. Ennek során a leg-valószínűbbnek tekintett feltételrendszer mellett készítettünk hosszú távú előrejelzéseket az endogén változókra, ezek összességét tekintve alapváltozatnak. Az eredmények részle-tes ismertetése után két másik scenárióra is elkészítettük az előrejelzéseket, az egyik esetben javuló, a másikban romló külső feltételrendszert feltételezve. Utóbbi esetben to-vábbi feltétel, hogy a kormányzat a belső kereslet élénkítésével próbálja felpörgetni a gazdaságot. Összefoglalva elmondható, hogy alapesetben fokozatos felzárkózás valószí-nűsíthető a vizsgált időszakban. Amennyiben a külső körülmények ennél kedvezőbben alakulnak, a felzárkózási folyamat gyorsabb lehet. A pesszimista változatban a rosszabb feltételek reálgazdasági veszteségeket okoznak, a feltételezett hibás gazdaságpolitika pe-dig gyorsan romló egyensúlyi mutatókat eredményez, ami a jelzett makrogazdasági pálya fenntarthatatlanságára utal.

IRODALOM

- BARABÁS GY. – MAJOR K. [2001]: *A monetáris program – módszertani leírás*. Magyar Nemzeti Bank Műhelytanulmányok 21.
BRADLEY, J. – MODESTO, L. – RIVERO, S. [1995]: HERMIN A macroeconomic modelling framework for the EU periphery. *Economic Modelling*. 12. évf. 3. sz. 221–247. old.
BRADLEY, J. – WHELAN, K. – WRIGHT, J. [1995]: HERMIN Ireland. *Economic Modelling*. 12. évf. 3. sz. 249–274. old.

- DEN BUTTER, F.A.G. – WOLLMER, F. J. [1996]: An empirical model for Endogenous Technology in the Netherlands *Economic Modelling*. 13. évf. 15–40. old.
- DARVAS ZS. – SIMON A. [1993]: *A növekedés makrogazdasági feltételei*. Magyar Nemzeti Bank Füzetek, 3.
- DEDÁK I. [2000]: A gazdasági felzárkózás növekedésméleti összefüggései. *Közgazdasági Szemle*. XLVII. évf. 6. sz. 411–430. old.
- DE LA FUENTE, Á. – CICCONE, A. [2002]: Human capital in a global and knowledge-based economy. European Commission, Directorate-General Employment for Employment and Social Affairs kiadványa. (A <http://europa.eu.int> honlapon is részben megtalálható.)
- GÁSPÁR P. – LUDÁNYI A. [1998]: *A magyar gazdaság növekedési potenciálja és a világgazdasági trendek hatása*. Pénzügykutató Rt., Budapest.
- HERCE, J.-A. – SOSVILLA-RIVERO, S. [1995]: HERMIN Spain. *Economic modelling*. 12. évf. 3. sz. 295–311. old.
- MALLEY, J. – MOUTOS, T. [1994]: A prototype macroeconomic model of foreign direct investment. *Journal of Development Economics*. 43. évf. 4. sz. 295–315. old.
- MEYER D. [1995]: Az új növekedésmélet. *Közgazdasági Szemle*. XLII. évf. 4. sz. 387–398. old.
- MNB [2000]: *A háztartások nettó pénzügyi vagyonának és a vagyonváltozás összetevőinek mérését bemutató módszertan*. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- MODESTO, L. – NEVES, P. D. [1995]: HERMIN Portugal. *Economic modelling*. 12. évf. 3. sz. 275–294. old.
- OBLÁTH G. [1999]: A Maastrichti szerződés fiskális kritériumai és a hazai államháztartási helyzet értelmezése. *Közgazdasági Szemle*. XLVI. évf., 9. sz. 851–872. old.
- RAMANATHAN, R. [2003]: *Bevezetés az ökonometriába*. PANEM Kiadó, Budapest.
- RÉVÉSZ T. – ZALAI E. [2000]: A magyar gazdaságstatisztikai adatforrások és az alkalmazott egyensúlyelméleti modellezés. *Statisztikai Szemle*. 78. évf., 2–3. sz. 97–117. old.
- ROBINSON, S. – CATTEANO, A. – EL-SAID, M. [2001]: Updating and estimating a Social Accounting Matrix using cross entropy methods. *Economic Systems Research*. 13. évf. 1. sz.
- STURM-KUPER-DE HAAN [1996]: Modelling government investment and economic growth on a macro level. CCSO Series No. 29., Dept. of Economics, University of Groningen.
- SURÁNYI GY. – VINCZE J. [1998]: Infláció Magyarországon. In: *Cottarelli–Szapáry. Mérsékelt infláció*. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- TÓTH I. GY. [1999]: *Conflicting Expectations, Decreasing Rate of Growth*. TÁRKI Business Cycles Research Papers, 21.
- TSANG, S. – MA, Y. [1997]: Simulating the impact of foreign capital in an open economy macroeconomic model of China. *Economic Modelling*. 14. évf. 435–478.
- VALENTINYI Á. [1995]: Endogén növekedésmélet. *Közgazdasági Szemle*. XLII. évf. 6. sz. 582–594. old.
- WILLMAN, A. – KORTELAJAINEN, M. – MANNISTÖ, H. L. – TUJULA, M. [1998]: *The BOF5 Macroeconomic modell of finland, structure and equations*. Bank of Finland Discussion Papers 10.
- ZALAI E. [2000]: *Matematikai közgazdaságtan*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.

SUMMARY

A macroeconomic model suitable for both mid- and long-term forecasts and scenario analysis can be a useful decision making tool for the economic policy. The paper presents the so called ECOTREND calibrated model developed in the ECOSTAT. The assessment of the model parameters has been either based on standard statistical methods, or on experts' estimations. The goodness of forecasts have been tested by an ex post analysis. In the last section of the paper forecasts are presented for the Hungarian economy until 2020, which are completed by the analysis of two different macroeconomic scenarios.

A FISKÁLIS ADATBÁZISOK ÖSSZEÁLLÍTÁSÁNAK NEHÉZSÉGEI KELET-EURÓPÁBAN

KOTOSZ BALÁZS

A gazdaságpolitika elemzőinek igényeit szem előtt tartva a Nemzetközi Valutaalap az államháztartás pénzügyi műveleteiről egységes, széles körű adatgyűjtést szorgalmaz. Az 1986-ban közzétett irányelveinek ellenére azonban a rendelkezésre álló publikált adatok a mai napig rendszerezetlenek, hiányosak, ellentmondásosak. Különösen érvényes ez Kelet-Európára, ahol a rendszerváltás első éveit, a régi államszövetségek felbomlása következményeként, a nemzeti számlák rendszerének gyökeres átalakítása jellemezte. A tanulmány a költségvetési politika elemzésére alkalmas adatbázis létrehozásának nehézségeit mutatja be, számba véve a lehetséges adatforrásokat és azok módszertani, tartalmi eltéréseit, hiányosságait. Végső megállapítása, hogy a vizsgált tizennyolc ország közül ötben a nyilvánosságra hozott adatokon túl jelentős további feltáró munkát kell végezni ahhoz, hogy a költségvetési struktúra dinamikája nemzetközi szinten is összehasonlítható legyen.

TÁRGYSZÓ: Költségvetési statisztika. Kormányzati pénzügyi statisztika (Government Finance Statistics – GFS). Átalakuló országok.

A tanulmányban tizennyolc kelet-közép-európai, ún. átmeneti ország (Észtország, Lettország, Litvánia, Lengyelország, Csehország, Szlovákia, Magyarország, Szlovénia, Horvátország, Bosznia-Hercegovina, Szerbia és Montenegró, Macedónia, Albánia, Románia, Bulgária, Moldova, Ukrajna, Fehéroroszország) költségvetési statisztikáit mutatom be. Kutatásaim során, a fiskális politika elemzésekor nem elégedhetek meg pusztán a döntések és azok vélt vagy valós következményeinek leírásával, hanem a költségvetés struktúrájának dinamikáját is vizsgálnom kell. Kísérletet teszek a szerkezet nemzetközi összehasonlítására, valamint megpróbálom feltérképezni a költségvetés kialakítására ható tényezőket és a költségvetési politika makrogazdasági hatásait is. Az utóbbi két elemzéshez általános politikai adatokra (választások, koalíciók, pártállások), makrogazdasági adatokra (gazdasági növekedés, GDP, munkanélküliségi ráta, inflációs ráta stb.) is szükség van, de az alapadatbázist mégis a 18 ország költségvetése jelenti. Ahhoz, hogy az elemzés helyes és érdemi következtetések levonására alkalmas legyen, az adatoknak összehasonlíthatóknak kell lenniük. Ennek megvalósítása a rendelkezésre álló információk alapján külön feladat.

A tanulmány az adatgyűjtés nehézségeit, az adatok abszolút és relatív minőségét mutatja be. Az első részben az egységes adatrendszer igényéről, a létrehozására tett erőfeszí-

tésekről adok áttekintést, különös figyelmet fordítva a Nemzetközi Valutaalap által szorgalmazott GFS-rendszerre. A második részben a fellelhető adatok forrásait, az adatok összegyűjtésének nehézségeit mutatom be. A harmadikban a meglévő adatok minőségét, azok elemzésre való felhasználhatóságát, összehasonlíthatóságát (az alapadatok tekintetében inkább különbözőségét) vizsgálom.

AZ EGYSÉGES ADATBÁZIS IGÉNYE – A GFS-RENDSZER

A makrogazdasági adatok világában sok évtizedes törekvés figyelhető meg az egységes módszertan alkalmazására. Az lenne az optimális, ha a makrogazdaság állapotát, folyamatait leíró mutatószámok nem csupán *adatok*, hanem tartalmukban szabványosított, visszatérően használt *mutatószámok* lennének (*Hunyadi-Vita* [2002]). Az erre tett törekvések csak részben jártak eredménnyel. A második világháborút követő megosztott világ egyik fele nem volt hajlandó alkalmazni a másokban elfogadott és használt számbavételi rendszert. A rendszerváltást követően elvileg megnyílt a lehetőség Kelet-Európában az egységes adatrendszerek kialakítására, de a kezdeti időszakban – különösen a szétváló országok, és a széthulló szövetségek esetében – nem ez volt az elsődleges feladat. Az el nem végzett adatgyűjtés bizonyos esetekben örökre meghatározó is lehet, hiszen utólag már nem lehet megfigyelni az eseményeket, legfeljebb visszabecslések készíthetők. Az egységes adatgyűjtési, számbavételi rendszerek alkalmazásának hiánya, késedelme azonban nem csak kelet-európai jelenség. Az 1993-as SNA-szabványok (System of National Accounts – Nemzeti Számlarendszer), vagy az 1995-ös ESA (European System of Accounts – Európai Számlarendszer) bevezetése sem történt meg azonnal, több évre volt szükség, mire az érintett országok nemzeti számláikat ezekhez igazították.

A nemzeti számlákra vonatkozó általános szabványok is meghatároznak bizonyos tételeket, elveket a kormányzati szektor tevékenységének mérésére, de a Nemzetközi Valutaalap jóvoltából létezik egy kifejezetten a kormányzati szektort leíró szabályrendszer is. Az IMF 1986-ban készítette el a *Kormányzati Pénzügyi Statisztikai Kézikönyv* (Government Finance Statistics Manual) első változatát. Az újabb változat, hosszas előkészítő munka után, 2001-ben jelent meg. A megújítás egyik jelentős motiváló ereje az volt, hogy az így készülő statisztikák és az SNA között biztosítva legyen az átjárhatóság. Fontos hangsúlyozni, hogy a Nemzeti Számlák Rendszerének a kategóriái a GFS-től eltérőek, sőt olykor ugyanazon név alatt némileg eltérő tartalom húzódik meg, de a részletes adatok birtokában az értékek konvertálhatók. Az IMF más kézikönyveivel, így az 1993-as *Fizetési Mérleg Kézikönyvvel* (Balance of Payments Manual), és a 2000-es *Monetáris és Pénzügyi Statisztikai Kézikönyvvel* (Monetary and Financial Statistics Manual) ugyancsak biztosítani kívánták az összhangot. Az 1986-os és a 2001-es kézikönyv három lényeges szemléletbeli különbséget hordoz.

– Az 1986-os kézikönyv az államháztartási szektort vizsgálja funkcionális szemléletben. Azonban gyakran a tágabb értelemben vett közszféra (public sector) is elláthat bizonyos államháztartási funkciókat, ezért a statisztikai adatgyűjtés kiterjed a közintézményekre is, az államháztartás és a közintézmények közti tranzakciók külön figyelmet kapnak.¹

¹ Az államháztartás körének definiálására a későbbiekben még visszatérünk.

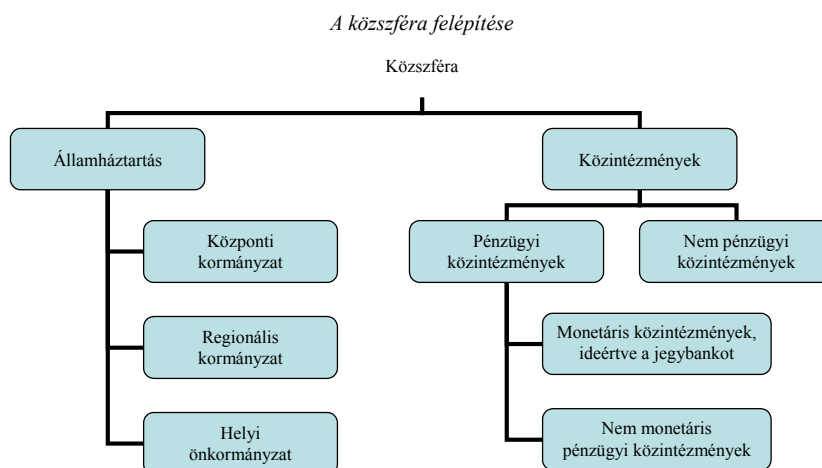
– Az 1986-os kézikönyv szerint a tranzakciókat a pénzügyi teljesítéskor kell rögzíteni (pénzforgalmi szemlélet), a felülvizsgált változat szerint a felmerülés időpontjában, azaz abban az időszakban, amikor a gazdasági érték keletkezett, átalakult, elcseréltetett vagy megsemmisült (eredményszemlélet).²

– A tartam típusú adatokon túl állapotváltozók is bekerültek a rendszerbe. Újdonság az államháztartás mérlege, amely tartalmazza az összes pénzügyi és nem pénzügyi eszköz és forrás állományát. A mérleg megjelenésével lehetővé vált az állapot- és folyamatváltozók teljes integrációja, a nyitó- és a zárómérleg közti mozgások nyomon követése.

A legtöbb országban az átállás és az új elemek átvétele fokozatosan történik meg. A stock típusú adatok felvétele csak az adatgyűjtés megszervezésének függvénye, mivel ezek kiegészítő információk a korábbiakhoz képest. A pénzforgalmi szemlélettől való eltérés már súlyosabb problémát is felvet, ugyanis átmenetileg nem összehasonlíthatóvá teszi az adatokat. Lényeges torzítást két (a régi rendszer utolsó és az új rendszer első) évben okoz a változás, a torzítás mértéke jelentősen függ az adók befizetésének és a kiadások ütemezésétől, az egyik évről a másikra áthúzódó tételektől.

A költségvetési intézmények, az államháztartás és a közszféra fogalmak mindenképpen tartalmi pontosítást igényelnek, különös tekintettel arra, hogy a számbavételi kör az új kézikönyv megjelenésével bővült. A GFS az 1993-as SNA-val egyezően osztja szektorokra az ország gazdaságát, és minden szektor bizonyos számú intézményi egységből áll. Az öt szektor:

- nem pénzügyi vállalatok,
- pénzügyi vállalatok,
- államháztartás (azok a szereplők, amelyek elsődlegesen kormányzati funkciókat látnak el),
- háztartásokat segítő nonprofit intézmények és a
- háztartások.



² Az eredményszemlélet átmeneti manipulációra is lehetőséget teremt, mivel a pénzügyileg nem teljesített, de közgazdaságilag indokolt tételek is elszámolásra kerülnek. Az olyan országokban, ahol jelentős hátralékok halmozódtak fel (kifizetetlen állami bérek, be nem fizetett adók) – jellemzően a Szovjetunió utódállamai és a balkáni háború sújtotta országok – a kétféle elszámolás között szignifikáns különbségek lehetnek. Más kérdés, hogy ezekben az országokban mikor fogják pontosan betartani a GFS-kézikönyv részletes előírásait. A kézikönyv szabályai szerint csak a reálisan várható bevételeket lehet elszámolni, ennek megítélése azonban szubjektív.

A közzféra felépítését a séma mutatja. Az államháztartás (General Government Sector) részét képezik a különböző szintű kormányzati egységek, és a nempiaci nonprofit szervezetek közül azok, amelyeket alapvetően kormányzati egységek ellenőriznek és finanszíroznak, függetlenül attól, hogy a feladatok ellátását a kormányzati ügynökségként, vagy nonprofit szervezetként végzik, hiszen a kormányzati politika végrehajtása a feladatuk. Maga az államháztartás három szintű lehet: az első szint a központi kormányzat (ennek a szintnek a költségvetését nevezzük központi költségvetésnek), a második szint a regionális kormányzat (amely egyes országokban egyáltalán nem létezik, másutt, különösen föderatív berendezkedésű államokban akár a központi kormányzatnál is nagyobb súlyú lehet – megnehezítve a nemzetközi összehasonlítást), a harmadik pedig a helyi önkormányzatok szintje (országtól függően kisebb-nagyobb önállósággal és költségvetési súllyal). A közzféra másik ágát a közintézmények (ideértve az állami vállalatokat is) jelentik. Ezek az intézmények állami irányítás alatt állnak, illetve vezetőik kinevezése kormányzati hatáskör, de elsődleges funkciójuk nem a kormányzati politika végrehajtása.

Érthető az IMF törekvése az államháztartási kör kibővítésére, bevonva az adatgyűjtésbe a közzféra egészét, mivel ez kiegészítő információkat hordozhat. Azt is látnunk kell, azonban, hogy a közintézményi kör csak kisebb mértékben módosíthatja a költségvetési politikáról alkotott képünket, hiszen az állami tulajdonban levő vállalatok tevékenysége nem kifejezetten a költségvetés eleme részé. A jegybank működése ugyancsak meghatározó a gazdaságpolitika területén, de ha az a kormányzati politika közvetlen végrehajtója lenne, akkor súlyosan sérülne a jegybank függetlenségének sokat hangoztatott alapelve. Összességében, ha az elemző a költségvetési politikát kívánja vizsgálni, az alapadatok szintjén célszerű az államháztartás körében maradnia. A közzféra egésze egyébként az utóbbi tizenöt évben a rendszerváltó országokban jelentősen átalakult. Az időben és technikában lényegesen eltérő privatizációs folyamatok során az állami vállalatok köre leszűkült, a pénzintézetek jelentős része magánkézbe került, így az államháztartás súlya az egész közzfőrán belül megnőtt. Ez a folyamat azonban inkább a privatizáció elemzői számára tartogat értékes kutatási területet.

Az államháztartás felépítése is jelentős eltéréseket mutat térben és időben. A regionális szint az egyes országokban teljesen hiányzik, a helyi önkormányzatok jog- és feladatköre (és ezzel együtt általában pénzügyi önállósága) is rendkívül változó. Általánosan igaz azonban, hogy a helyi szintű források nem elegendők a helyi feladatok ellátásához, így az önkormányzatok rászorulnak a központi költségvetéstől kapott támogatásokra. Tulajdonképpen az adott ország felépítése, törvényei határozzák meg, hogy a feladatok miként oszlanak meg a különböző szintek között, ezért különösen az eltérő berendezkedésű országok összehasonlítása során célszerűbb az egész államháztartást vizsgálni, legfeljebb utalva az eltérő belső arányokra.

A többszintű államháztartás egészének vizsgálata felveti a konszolidálás kérdését is.³ A GFS-rendszer, szemben az SNA-val teljes mértékben konszolidált. Amikor az egész államháztartásra vonatkozó statisztika készül, az egyes szintek közti tranzakciókat teljes mértékben kiszűrik, de az alapegységekre vonatkozóan teljeskörűen elvárt az adatgyűjtés.

³ Konszolidálnak tekintjük az államháztartás bevételeit/kiadásait, ha azok csak az államháztartási körön kívülről/kivülre érkező/indított tételeket tartalmazzák, az egyes szereplők közti pénzáramlás kiszűrésre került (például a központi költségvetésből a helyi önkormányzatoknak juttatott támogatások nem szerepelnek benne).

Így az alapadatok birtokában az SNA nem konszolidált statisztikái is kiszámíthatók ugyanabból az adatbázisból.

A társadalombiztosítás témaköre külön fejezetet igényel az államháztartás rendszerének ismertetésében. Mivel maguk az ezzel foglalkozó szervezetek elhelyezkedése az államháztartásban (vagy részben azon kívül), a hozzájárulások és juttatások (vagy járulékok és járadékok) rendszere nagyon eltérő, ezért a GFS-rendszer nem emeli ki külön egységként a társadalombiztosítást, hanem a megfelelő kormányzati szint részeként kezeli. Így például a központi költségvetés által fenntartott betegbiztosítási rendszerbe történő befizetések, és a részben ebből finanszírozott kórházi kiadások a központi költségvetés részeként jelennek meg. Bonyolítja a helyzetet a helyi önkormányzat által fenntartott kórház, amely ennél fogva rászorul a központi költségvetés valamely egységébe befolyó bevételre mint finanszírozási forrásra. A társadalombiztosítás összetettsége újabb indok amellett, hogy az elemző, ha a költségvetési politikát kívánja elemezni, az államháztartás konszolidált adataival dolgozzon. Természetesen a társadalombiztosítás jelentősebb reformja esetén számolni kell az ebből adódó hatásokkal, a kelet-európai ellátórendszerek esetében azzal, hogy mi a hatása egyes feladatok magánszektorba történő kiszervezésének. Ezeket az információkat – szükség esetén a megfelelő tételek korrigálására – az idősorok adatainak összehasonlíthatóvá tételénél kell felhasználni. A társadalombiztosítási járulékokkal kapcsolatban szakmai vita folyik arról, hogy nem lenne-e helyesebb a kötelezettségek között feltüntetni azokat. Amíg a társadalombiztosítás világszinten is inkább a felosztó-kirovó rendszer szerint, és nem egyéni számlás, valóban biztosítási rendszerben működik, addig – véleményem szerint – nem szerencsés a befizetett járulékok kötelezettségkénti feltüntetése⁴, de a demográfiai változások hatására szükségessé váló reformok a távolabbi jövőben ezen a területen (is) változásokat hozhatnak.

A következőkben bemutatott *A*), *B*) és *C*) felsorolásokban (*Government ... [2001]*) az államháztartás bevételeinek és kiadásainak GFS 2001 szerinti decimális osztályozása szerepel. Bizonyos tételek a GFS 2001-ben az itt közölnél részletesebb bontásban fordulnak elő, de a költségvetési politika elemzéséhez ennél részletesebb adatokra nincs szükség, illetve az egyes források által közölt tényleges adatok legtöbbször ezt a részletességet sem érik el.

A) A bevételek osztályozása

1 BEVÉTEL

11 Adók

- 111 Jövedelem, nyereség és tőkenyereség után fizetendő adók
- 112 Bér és munkaerő után fizetendő adók
- 113 Vagyonadók
- 114 Árukra és szolgáltatásokra kivetett adók
 - 1141 Általános, árukra és szolgáltatásokra kivetett adók
 - 11411 Hozzáadott érték adó
 - 11412 Forgalmi (értékesítési) adó
 - 11413 Áruforgalmi adó

⁴ Az egyéni számlás biztosítási rendszerben a biztosítási esemény bekövetkezésekor (baleset, betegség, nyugdíjba vonulás) a szerződés szerinti összeg kerül kifizetésre, a felosztó-kirovó rendszerben viszont a jelenbeli befizetések fedezik a jelenbeli kifizetéseket, tehát elképzelhető, hogy a biztosított befizetéseit cserébe soha, semmilyen ellenszolgáltatásban (kifizetésben) nem részesül (például sohasem beteg, és a nyugdíjba vonulás napján meghal).

- 1142 Fogyasztási adók
- 1143 Monopóliumokból származó nyereség
- 1144 Különleges szolgáltatások adói
- 1145 Használati jogokból származó adók
- 115 Nemzetközi kereskedelemre és tranzakciókra kivetett adók
- 116 Egyéb adók
- 12 *Szociális terhek*
 - 121 Társadalombiztosítási járulékok
 - 122 Más járulékok
- 13 *Juttatások*
 - 131 Külföldi kormányzatoktól
 - 132 Nemzetközi szervezetektől
 - 133 Más államháztartási egységektől
- 14 *Egyéb bevételek*
 - 141 Vagyonhoz kapcsolódó bevételek
 - 142 Áruk és szolgáltatások értékesítése
 - 143 Bírságok, büntetések, kötbérek
 - 144 Önkéntes transzferek (nem juttatások)
 - 145 Vegyes és nem azonosított bevételek

A bevételek területén a legnagyobb tételt az adóbevételek jelentik, ezek súlya általában meghaladja az összes bevétel felét. Az osztályozás nem használja a közvetlen és közvetett adók fogalmát, de úgy készült, hogy azok jól elkülöníthetők egymástól. A kézikönyv viszonylag pontosan, részletesen definiálja az egyes tételek tartalmát, határesetek az egyes országok jogrendjének megfelelően előfordulhatnak.

B) A kiadások közgazdasági osztályozása

2 KIADÁS

- 21 *Munkavállalók díjazása*
 - 211 Bérek és fizetések
 - 212 Szociális terhek
- 22 *Áruk és szolgáltatások felhasználása*
- 23 *Befektetett eszközök felhasználása*
- 24 *Kamatok*
 - 241 Nem rezidenseknek
 - 242 Nem államháztartáshoz tartozó rezidenseknek
 - 243 Más államháztartási szerveknek
- 25 *Támogatások, szubvenciók*
 - 251 Közintézményeknek
 - 252 Magánvállalatoknak
- 26 *Juttatások*
 - 261 Külföldi kormányoknak
 - 262 Nemzetközi szervezeteknek
 - 263 Más államháztartási szerveknek
- 27 *Társadalmi juttatások*
 - 271 Társadalombiztosítási juttatások
 - 272 Segélyek
 - 273 Munkáltatói juttatások
- 28 *Egyéb kiadások*
 - 281 Vagyonhoz kapcsolódó, nem kamatjellegű kiadások
 - 282 Vegyes egyéb kiadások

A kiadásokat mind közgazdasági tartalmuk, mind pedig funkcióik szerint csoportosíthatjuk. A GFS mindkét osztályozást tartalmazza, a funkciók szerinti csoportosítás lényegesen részletesebb a közgazdaságinál. A közgazdasági osztályozás szerinti kategóriák esetén a legjelentősebb tételeket már nem tudjuk olyan egyértelműen megnevezni, mint a bevételek esetén, ráadásul időben is jelentősebb eltolódás figyelhető meg az áruk és szolgáltatások felhasználása felől a társadalmi juttatások és támogatások (együtt: transzferek) felé (Alesina–Perotti [1994]).

C) Kiadások funkcionális osztályozása

7 ÖSSZES KIADÁS

701 Általános közszolgáltatások

- 7011 Végrehajtó és jogi szervek, pénzügyi és költségvetési szervek, külügyek
- 7012 Külföldi gazdasági segítség
- 7013 Általános szolgáltatások
- 7014 Alap kutatás
- 7015 Általános közszolgáltatások K+F
- 7016 Egyéb általános közszolgáltatások
- 7017 Államadósság tranzakciók
- 7018 Az államháztartás különböző szintjei közti általános transzferek

702 Védelem

- 7021 Katonai védelem
- 7022 Civil védelem
- 7023 Külföldi katonai segítség
- 7024 Védelmi K+F
- 7025 Egyéb védelem

703 Közrend és közbiztonság

- 7031 Rendőrség
- 7032 Tűzoltóság
- 7033 Bíróságok
- 7034 Börtönök
- 7035 Közrend és közbiztonság K+F
- 7036 Egyéb közrend és közbiztonság

704 Gazdasági ügyletek

- 7041 Általános gazdasági, kereskedelmi és munkaügyek
- 7042 Mezőgazdaság, erdőművelés, halászat és vadászat
- 7043 Energia
- 7044 Bányászat, ipar és építőipar
- 7045 Közlekedés
- 7046 Kommunikáció
- 7047 Egyéb ágazatok
- 7048 Gazdasági K+F
- 7049 Egyéb gazdasági ügyletek

705 Környezetvédelem

- 7051 Hulladékkezelés
- 7052 Szennyvízkezelés
- 7053 Szennyeződések csökkentés
- 7054 A táj és a biodiverzitás védelme
- 7055 Környezetvédelmi K+F
- 7056 Egyéb környezetvédelem

706 Lakás és komfort

- 7061 Lakásfejlesztés
- 7062 Közösségi fejlesztés

- 7063 Vízellátás
- 7064 Közvilágítás
- 7065 Lakás és komfort K+F
- 7066 Egyéb lakás és komfort
- 707 *Egészségügy*
- 7071 Gyógyszerek, készülékek és felszerelések
- 7072 Járóbetegellátás
- 7073 Kórházi ellátás
- 7074 Közegészségügyi szolgáltatások
- 7075 Egészségügyi K+F
- 7076 Egyéb egészségügy
- 708 *Kikapcsolódás, kultúra, vallás*
- 7081 Kikapcsolódás, sport szolgáltatások
- 7082 Kulturális szolgáltatások
- 7083 Műsorsugárzás és kiadás
- 7084 Vallási szolgáltatások
- 7085 Kikapcsolódási, sport és vallási K+F
- 7086 Egyéb kikapcsolódás, kultúra, vallás
- 709 *Oktatás*
- 7091 Iskola előtti és általános iskolai oktatás
- 7092 Középiskolai oktatás
- 7093 Érettségi utáni szakképzés
- 7094 Felsőoktatás
- 7095 Nem definiálható szintű oktatás
- 7096 Oktatási kiegészítő szolgáltatások
- 7097 Oktatási K+F
- 7098 Egyéb oktatás
- 710 *Szociális háló*
- 7101 Betegség és rokkantság
- 7102 Öregség
- 7103 Özvegyek és árvák
- 7104 Család és gyerekek
- 7105 Munkanélküliség
- 7106 Lakhatás
- 7107 Kirekesztettség
- 7108 Szociális háló K+F
- 7109 Egyéb szociális háló

A kiadások funkcionális osztályozása viszonylag általánosan elfogadható rendszerre épül. Ugyanakkor a gyakorlati munka során a költségvetés általában ágazati minisztériumok szerinti bontásban készül el, ami megnehezíti bizonyos tételek besorolását. Ilyen lehet például a jogalkotás és a jogalkalmazás határának kérdése (7011-es, illetve 7033-as tétel), amelyek alapvetően az igazságügyi minisztériumok hatáskörébe tartoznak.

A Kormányzati Műveletek Jegyzéke

EREDMÉNYT BEFOLYÁSOLÓ TÉTELEK

BEVÉTELEK

- Adók
- Társadalombiztosítási hozzájárulások
- Juttatások⁵
- Egyéb bevételek

⁵ Az 1986-os kézikönyv szerint a juttatások (viszonytalan átutalások, grants) a bevételektől elkülönítve szerepeltek. A legtöbb országban, ennek megfelelően, külön rovatban találjuk meg ezeket a tételeket.

<ul style="list-style-type: none"> KIADÁSOK Munkavállalók díjazása Áruk és szolgáltatások felhasználása Befektetett eszközök felhasználása Kamatfizetés Segélyek Juttatások Szociális juttatás Egyéb kiadások
NETTÓ/BRUTTÓ ⁶ MŰKÖDÉSI EGYENLEG
NEM PÉNZÜGYI ESZKÖZÖK TRANZAKCIÓI
NEM PÉNZÜGYI ESZKÖZÖK NETTÓ NÖVEKMÉNYE
<ul style="list-style-type: none"> Befektetett eszközök Készletváltozás Egyéb forgóeszközök Nem előállított eszközök
Nettó kölcsönadás / kölcsönfelvétel
PÉNZÜGYI ESZKÖZÖK TRANZAKCIÓI (FINANSZÍROZÁS)
PÉNZESZKÖZÖK NETTÓ NÖVEKMÉNYE
<ul style="list-style-type: none"> Hazai Külföldi
KÖTELEZETTSÉGEK NETTÓ NÖVEKMÉNYE
<ul style="list-style-type: none"> Hazai Külföldi

Forrás: Government... [2001].

Az államháztartás tranzakcióinak általános bemutatására szolgál a Kormányzati Műveletek Jegyzéke (Statement of Government Operations) (*Government ... [2001]*), amely csak főbb pontjaiban mutatja be a bevételek és a kiadások alakulását, ugyanakkor a finanszírozás legalapvetőbb tételeit is tartalmazza. Ez a fajta kimutatás a legelterjedtebb, tömörségének köszönhetően a legtöbb forrás ehhez hasonló kimutatást közöl.

Az új kézikönyv bevezetésével, mivel az eddigi pénzforgalmi szemlélet megszűnt, szükségessé vált, hogy az államháztartás pénzeszközeinek változását is nyomon lehessen követni. Erre a célra a cash flow-kimutatás megfelelően kialakított változata lehet alkalmas. Mivel 2001-ig a pénzforgalmi szemlélet volt az irányadó, célszerűnek látom a cash flow-kimutatás ismertetését is, ugyanis szerkezetében bizonyos országok által készített korábbi statisztikákra emlékeztet, igen gyakori a működési és a beruházási tevékenység szétválasztása a költségvetési kimutatásokban.

Az államháztartási cash flow-kimutatás (Statement of Sources and Uses of Cash)

MŰKÖDÉSI (FOLYÓ) CASH FLOW
MŰKÖDÉSI TEVÉKENYSÉGBŐL BEFOLYÓ KÉSZPÉNZ
<ul style="list-style-type: none"> Adók Társadalombiztosítási hozzájárulások Juttatások Egyéb bevételek
MŰKÖDÉSI TEVÉKENYSÉGRE KIFOLYÓ KÉSZPÉNZ
<ul style="list-style-type: none"> Munkavállalók díjazása

⁶ Nettó egyenleg = bevételek – kiadások. Bruttó egyenleg = bevételek – amortizáción kívüli kiadások.

Áruk és szolgáltatások felhasználása
 Kamatfizetés
 Segélyek
 Juttatások
 Szociális juttatás
 Egyéb kiadások

Működési tevékenység nettó pénzárama

BERUHÁZÁSI CASH FLOW

NEM PÉNZÜGYI ESZKÖZÖK VÁSÁRLÁSA

Befektetett eszközök
 Stratégiai készletek
 Egyéb forgóeszközök
 Nem előállított eszközök

NEM PÉNZÜGYI ESZKÖZÖK ELADÁSA

Befektetett eszközök
 Stratégiai készletek
 Egyéb forgóeszközök
 Nem előállított eszközök

Befektetési tevékenység nettó pénzárama

FINANSZÍROZÁSI CASH FLOW

PÉNZESZKÖZÖK (KIVÉVE KÉSZPÉNZ) NETTÓ NÖVEKMÉNYE

Hazai
 Külföldi

KÖTELEZETTSÉGEK NETTÓ NÖVEKMÉNYE

Hazai
 Külföldi

Finanszírozási tevékenység nettó pénzárama

A PÉNZESZKÖZÖK NETTÓ ÁLLOMÁNYVÁLTOZÁSA

Forrás: Government... [2001].

A különböző kimutatásokon túl, amelyek a bevételek és a kiadások csoportosításait tartalmazzák, lényeges mutatószámok a különféle egyenlegek. Az egyenleget az államháztartás egészére, különböző szintjeire, illetve a 2001-es GFS-kézikönyv alapján a közszféra szintjére is ki lehet számítani. A GFS-rendszerben megjelenő legfontosabb egyenlegek:

- nettó / bruttó működési egyenleg,
- nettó kölcsönnyújtás / kölcsönfelvétel,
- készpénz többlet / hiány.

Ezekon túl a gyakorlatban használt további egyenlegkategóriák, amelyek a GFS-ből származtathatók:

- teljes költségvetési egyenleg: a nettó kölcsönfelvétel korrigálva a privatizációs tételekkel és a kölcsön formájában nyújtott támogatások összegével,
- teljes elsődleges egyenleg: a teljes költségvetési egyenleg + nettó kamatfizetés,
- elsődleges működési egyenleg: nettó működési egyenleg + nettó kamatfizetés.

Az utóbbi két tétel lényege, hogy kiszűri a korábban felhalmozott államadósság kamatterhei miatti fizetési kötelezettségeket. Amennyiben az elsődleges egyenlegek többletet mutatnak, esély nyílik az adósság csökkentésére. Ezen túlmenően számos korrigált egyenlegmutató dolgozható ki, amelyek azoknak a rendkívüli eseményeknek (átmeneti

sokkhatások, egyszeri nagytételű vásárlások stb.) hatásait korrigálják, melyek torzítanak a költségvetési idősorok elemzését.

Az optimális helyzet tehát az lenne, ha minden ország az egységes kézikönyv szerint készítené statisztikáit, de ez az elvárás általában nem teljesül. A következőkben a meglevő adatokat és az azokkal kapcsolatos problémákat elemzem.

ADATFORRÁSOK

A költségvetési statisztikák a makrogazdasági mutatók között sajátos területet alkotnak. Ez a sajátosság a költségvetési törvényben történő megfogalmazásában jelenik meg. A legtöbb makromutató esetén a gazdasági elemzők, intézetek, a jegybank, a pénzügyminisztérium, a statisztikai hivatal készít vagy készíthet előrejelzéseket, de ezekre vonatkozóan semmilyen törvény nem születik. A költségvetés kiadásait és bevételeit viszont minden országban törvény szabályozza, annak betartása elvileg kötelező. A kiadási oldal esetén a törvényben megfogalmazott értékek jelenthetnek olyan kemény felső korlátot, amelyet az állami pénzek felhasználói semmilyen esetben nem léphetnek át. Ritka az ennyire kemény korlát, de mindenképpen korlátozó tényező. A bevételek esetén a költségvetési törvény inkább csak becslés jellegű, hiszen az adók, illetékek legtöbbször valamilyen érték (jövedelem, nyereség, vagyon) arányában vannak meghatározva, így kizárva az adótörvények évközi jelentős megváltoztatásának lehetőségét, ezek a makrogazdaság teljesítményének függvényében alakulnak. A makromutatók értékére vonatkozóan viszont a költségvetés is csak becslült adatokat használ fel, piacgazdaságok esetén nem lehet törvénybe foglalni a termelt/értékesített mennyiségek és az árak nagyságát.

Ahogy törvény születik a költségvetés várható kiadásairól és bevételeiről, úgy a végleges adatokról készített jelentés is a törvényhozás elé kerül. Így minden évre vonatkozóan születik (legalább) egy terv- és egy tényadatsor. A jogalkotó felelőssége, hogy a költségvetés milyen részletességgel kerül megtervezésre, és egyben ez határozza meg az adatgyűjtés lehetőségeit is. A tényadatok tervadatokkal való összevethetőségét, a költségvetés betartását csak azonos adatstruktúra esetén lehet biztosítani, így már a tervezésnél eldől, hogy az elemző számára milyen részletességgel állhatnak rendelkezésre adatok. A tényadatok ellenőrzésére, a közölnél részletesebb adatok elérésére csak az államháztartási könyvelés részletes adatainak áttanulmányozásával nyílik mód, erre viszont, az ellenőrző szervek kivételével, rendszerint nincs lehetőség. A statisztikai eszköztár szokásos becslési technikái csak nehézkesen, vagy egyáltalán nem alkalmazhatók a megfelelő min-taelemek korlátozott megfigyelhetősége miatt.

Milyen forrásokból juthat információhoz az elemző? Elsődlegesen a költségvetés tervezésével, végrehajtásával, a zárszámadás elkészítésével foglalkozó minisztérium (általában a pénzügyminisztérium, a kincstár) tud információt nyújtani, hiszen az alapadatok itt állnak rendelkezésre⁷.

Nemzeti szinten másodlagos forrás lehet a jegybank, ahol a költségvetés adatainak részletes ismerete a stratégiai tervezés fontos eleme. Több ország esetén a központi bank részletesebb költségvetési adatokat publikál, mint a pénzügyminisztérium. A statisztikai

⁷ A szerző tapasztalatai szerint a hivatalos publikációknál részletesebb adatokat a minisztériumok tudományos célra nem hajlandók biztosítani. Az adatgyűjtés során olyan eset is előfordult, hogy egy adott kiadványból hiányzó konkrét adatra való rákérdezéskor a minisztériumi szakértő ugyanazt a kiadványt ajánlotta annak ellenére, hogy jeleztem az adat hiányát.

hivatalok is gyűjtenek adatot a költségvetésre vonatkozóan, azok publikációja azonban esetleges. Az összefoglaló jellegű statisztikai évkönyvek a szükséges mélységben nem tartalmazzák a költségvetés adatait; rendszeresen megjelenő költségvetési, vagy államháztartási statisztikai évkönyv nemzeti szinten lényegében nem létezik. A statisztikai adatok kapcsán további probléma a nyelvi eltérés, különösen a vizsgált terület keleti részén és az 1990-es évek első felében nem volt egyértelmű az angol nyelvű / latin betűs publikáció.

Több országot, egész Kelet-Európát átfogó adatgyűjtés eredményei csak minimális mértékben jelentek meg. Ezek közül kiemelkedik a CESTAT, későbbi nevén CANSTAT Bulletin, amely a Visegrádi Négyek közös adatgyűjtéséből kiindulva Szlovéniával, Romániával, Bulgáriával, Ciprussal és a balti országokkal kibővülve, közös módszertani alapokon közöl többek közt makrogazdasági adatokat is. Sajnos ez a kiadvány csak a központi költségvetés összes bevételét és kiadását, valamint az államháztartás hiányát közli 1999-ig visszamenőleg, ami a jelen kutatás szempontjából meglehetősen szűkös adatforrás. A CISSTAT (a Független Államok Közösségének statisztikai hivatala) részben a kutatást is érintő statisztikai adatgyűjtést végez. Átfogónak tartott adatbázisuk pontos tartalmához (időbeli kiterjedés, az adatok részletezettsége és módszertana) csak rendkívül magas regisztrációs díj befizetése után lehet hozzájutni. Az Európai Unió statisztikai hivatala, az Eurostat az államháztartásra vonatkozóan is közzétesz adatokat. Az információk az államháztartás különböző szintjein állnak rendelkezésre az Unió tagjairól és a tagjelöltekről, de sem a bevételek, sem a kiadások egybefüggő csoportosítása nem áll rendelkezésre, csupán csak egyes kiragadott tételek. Így leginkább az ESA- és a GFS-rendszer okozta számszerű eltérések feltárására alkalmas a közzétett, jelentősen hiányos adathalmaz. Lehetséges forrás lenne még az Európai Központi Bank, de annak adatbázisa szűkös mind térben (a nem tagjelölt országokkal nem foglalkozik), mind időben.

Nemzetközi szinten az ENSZ, az OECD, az IMF és a Világbank adatbázisai jelenthetnek forrást. Az első kettő inkább csak a legfontosabb indikátorok bemutatására törekszik, az OECD esetén elsősorban a tagállamokéra. A két nemzetközi pénzügyi szervezet viszonylag széles körű adatbázissal rendelkezik, bár azonosnak tartott adataik gyakran különböznek, bizonyos esetekben, azonos módszertani jelzés mellett, egymáshoz képest 6-8-szoros eltérések is mutatkoznak. Ráadásul a Világbank államháztartás-kategóriája szűkebb kört ölel fel, mint az IMF-é; valószínűleg csak a legszűkebbnél szélesebben értelmezett központi költségvetési kört. Az IMF legátfogóbb és legegységesebb kiadványai a *Government Finance Statistics Yearbook* évenként megjelenő számai. Az évkönyv, sajnálatos módon, a 2002-es kiadásig csak a központi költségvetés adatait közli, így kevés segítséget nyújt az adatgyűjtésben, noha több szerző erre hivatkozva elemzi az államháztartás adatait. A 2003-as kiadás már a GFS 2001 szerint, 1999-ig visszamenően tartalmaz adatokat azokra az országokra vonatkozóan, ahol ez lehetséges. Általánosan megfigyelhető tendencia, hogy mind az IMF statisztikai jellegű kiadványaiban, mind pedig a tudományos elemzésekben forrásként az „IMF Staff estimation” (a Nemzetközi Valutaalap munkatársainak becslése) sokat sejtető, de ellenőrizhetetlen megjelölés áll.

A TÉNYLEGES ADATOK FELHASZNÁLHATÓSÁGA

A továbbiakban a valóságban rendelkezésre álló adatbázist kívánom bemutatni, országonként kitérve a jellegzetességekre, az optimálisnak tekintett, térben és időben egy-

séges számbavételi rendszerektől való eltérésekre.⁸ Terjedelmi okok miatt csupán a legfontosabb sajátosságokat érzékeltetem.

Belső (nemzeti) forrásokból származó *albán* adatok Magyarországon nem érhetők el. Az IMF viszont biztosít meglehetősen részletes és egységes adatokat, bár a csoportosítás nem teljesen követi a GFS struktúráját; az egyes részletek alapján a főbb bevételi és kiadási csoportok beazonosíthatók. Az albán költségvetés jellegzetessége a meglehetősen nagy hiány (az elsődleges egyenleg is gyakran meghaladja a teljes bevétel 20 százalékát).

Bosznia-Hercegovina a legbonyolultabb struktúrával, ugyanakkor a leghiányosabb adatsorral rendelkező ország. Az 1996 előtti időről (a háborús évekre vonatkozóan) semmiféle adat nem érhető el. A boszniai háború a GDP-t az 1989-es szint 16-17 százaléka csökkentette, az adók hivatalos beszedésének, vagy a kormányzati támogatások célba juttatásának a legminimálisabb esélye sem volt, így 1995-ig költségvetési politikáról sem beszélhetünk. A háború befejezése után megalakult furcsa szövetségi állam (Bosznia és Hercegovina szövetsége, ráadásként a Boszniai Szerb Köztársaság) a politológusok számára is kellő elemzési területet nyitott. Költségvetési szempontból a föderáció és a szerb köztársaság konszolidált adatainak előállítására a meglehetősen feszült politikai helyzetből adódó gazdasági kapcsolathány miatt, lényegében csak összegezést jelent. Mivel a gazdaság működését szabályozó jogszabályok csak 1997-ben születtek meg, az adatok igazi összehasonlíthatósága 1998-tól biztosított.

Bulgária költségvetési adatainak rendszerezettsége, publikációja példaértékűnek tekinthető. A konszolidált államháztartás legfőbb adatai 1989-től a GFS-nek megfelelően, 1993-tól kezdve pedig igen részletesen rendelkezésre állnak. A központi költségvetés bevételei és kiadásai, az elemzéshez szükséges aprólékossággal, szintén a GFS szerint, 1989-től állnak rendelkezésre.

Csehország esetében 1993-tól kezdve a legapróbb részletekig minden adat elérhető a cseh pénzügyminisztérium honlapján is. A bevételek és a kiadások a legrészletesebb GFS-kódrendszerrel is alaposabban fel vannak bontva, különböző szinteken konszolidált állapotban. Az információszolgáltatás színvonala jóval meghaladja a többi rendszerváltó ország teljesítményét. Erre némi árnyékot vet az, hogy a Szlovákiától való szétválás előtti időszakról még a pénzügyminisztérium sem rendelkezik adatokkal, a nemzetközi szervezetek pedig csak Csehszlovákia szintjén készítettek kimutatásokat, a két szövetségi tag szintjén nem.

Észtországról az Észt Statisztikai Hivatal az elemzéshez szükséges részletességben 1996-tól közöl a GFS-nek megfelelő adatokat, itt a legfrissebb információk is hozzáférhetők. 1996 előtt a Világbank adataira lehet támaszkodni, azonban fontos információ, hogy 1996. január 1-jétől Észtországban új költségvetési kerettörvényt vezettek be, így a költségvetés struktúrája, illetve az adónemek is átalakultak. Bevezették az európai gyakorlatnak megfelelő adónemeket, így az adó kategóriák csak összevontan hasonlíthatók össze.

Fehéroroszország, a volt Szovjetunió többi országához hasonlóan, nehéz terepnek számít. Az 1990-es és 1991-es esztendőkre egyáltalán nem áll rendelkezésre adat. 1992 és 1996 között a Világbank és az IMF nagyságrendben eltérő (például 1992-ben az összes bevétel a Világbank szerint 297, az IMF szerint csak 42 milliárd rubel), de szerkeze-

⁸ Egyéb utalás hiányában az államháztartási szint adatainak leírásáról van szó.

tében megegyező adatokat közöl. 1997-től a kiadások csak funkcionális bontásban találhatóak meg, a közgazdasági bontás nem áll rendelkezésre. A nemzeti szervezetek sem tudnak érdemi többletinformációt nyújtani, a Pénzügyminisztérium a költségvetési törvények szövegét belorusz nyelven közli.

Horvátországban az államháztartás konszolidált adatai csak 1994-től állnak rendelkezésre, a korábbi évekre a központi költségvetésről, illetve részben a költségvetésen kívüli alapokról szerezhető információk. A rendelkezésre álló adatok szerint a (központi) költségvetésen kívüli alapok bevételei, kiadásai a központi költségvetéssel azonos nagyságrendet tesznek ki, így a teljes államháztartás adatai nehezen becsülhetők. A Horvát Nemzeti Bank 1992-től kezdve a központi költségvetés adatait közli, az éves bontáson túl havi és negyedéves felbontásban. Ugyanakkor a tartalmi tagolás szegényes. Az IMF ennél részletesebb adatokat szolgáltat. A bevételeket, összhangban a jelenlegi GFS-rendszerrel (és eltérően az akkor hatályostól) eredményszemléletben, a kiadásokat közgazdasági tartalom szerint eredményszemléletben, funkcionális bontásban pénzforgalmi szemléletben adja meg. A kétféle kiadási főösszeg között 2-5 százaléknyi eltérés mutatkozik, változó irányban. Lényeges információ, hogy a hozzáadottérték-adó csak 1998-tól létezik ilyen formában, ezért az árukra és szolgáltatásokra kivetett adók részletei nem összehasonlíthatók végig az teljes idősoron.

Lengyelország, az IMF-fel való együttműködés hatására 1994-től (a korábbi eredményszemléletről) áttért a pénzforgalmi szemléletre, így a vizsgált időszakban két szemléleti törés látható. (2001-től az IMF az eredményszemléletű költségvetési statisztikák készítését támogatja, amire Lengyelország át-, illetve vissza is tért.) 1993-ig a kormányzati bérek és fizetések az egyéb folyó kiadások között szerepelnek (azóta önálló tételként jelennek meg), még az árukra és szolgáltatásokra kivetett adók részletei sem elérhetők, csak a közvetett adók, ami meglehetősen széles gyűjtőkategória.

Lettországra vonatkozóan a legrészletesebb információkat a Világbank által kiadott, a Szovjetunió utódállamainak adatait tartalmazó statisztikai kézikönyv (Statistical Handbook 1996, States of the Former USSR) tartalmazza. A kézikönyv legfrissebb kiadása 1996-os, így csak 1995-ig követhetők nyomon az adatok. A lett pénzügyminisztérium által közzétett kiadványok a kiadásokat csak folyó és tőkekiadások szinten bontják fel, és személyes megkeresésre sem hajlandó a minisztérium részletesebb adatok közlésére (részletesebb kiadási oldal a központi költségvetésről érhető el). Az IMF ennél valamivel használhatóbb információkat szolgáltat, de a kiadások legalább főcsoportok mélységű felbontása csak funkcionális szemléletben áll rendelkezésre.

Litvánia esetében a GFS szerinti adatok 1997-től érhetőek el, a pénzügyminisztérium 2000-től a GFS 2001 szerint (is) közli a költségvetési számokat. 1997-ben kisebb mértékben néhány társadalombiztosítással kapcsolatos tétel átrendezésre került, ami nehezíti az adatok összehasonlítását, de a leírások alapján elvégezhető. A problémát itt is az 1995 előtti adatok jelentik, mivel a Világbank és az IMF metodikája nem egyezik.

Macedóniáról, Jugoszlávia keleti utódállamaihoz hasonlóan, csak 1996-tól kutatható fel érdemi adat. Az IMF viszonylag részletesen közöl információkat különböző kiadványaiban, ugyanakkor a *Government Finance Statistics Yearbook*-ban még az az országot sem szerepelteti. A másutt rendelkezésre álló információk mélysége megfelelő, az adatok időben egymással összehasonlíthatók, a kategóriák általában megfelelnek a nemzetközileg elfogadottnak.

Magyarország az 1995-ben elindított költségvetési, közpénzügyi reformig az államháztartás konszolidált költségvetése szintjén nem tudott nemzetközileg elfogadható adatokat produkálni. (*Technical Annex...* [1996]) A meglévő aggregált adatok struktúráján látható, hogy utólagosan, a megfelelő adatszolgáltatás érdekében készültek el. A hazai, csak magyar nyelven elérhető országgyűlési könyvtári források (költségvetési törvények, zárszámadás mellékletei) hiányában az adatsorok összehasonlíthatósága sem lenne biztosítható. Mindemellett a fenti forrásokban a rendszerváltás kezdetétől rendelkezésre állnak olyan kiegészítő információk, amelyek alapján a főbb tendenciák megállapíthatók.

Moldováról mind az IMF, mind a Világbank nyújt információt, elvileg azonos módszertani alapok mellett (pénzforgalmi szemlélet, államháztartási kör), az IMF kiadványaiban a kiadási oldal érdekes vegyítése a közgazdasági tartalom és a funkciók szerinti csoportosításnak. Az átmenet első éveiben a két pénzügyi szervezet adatai jelentős mértékben, az 1990-es évek második felében csak 1-3 százalékpontnyival (GDP százalékában kifejezett értékek esetén) térnek el. A Világbank szisztematikusan alacsonyabb értékeket közöl. A fősszegen belüli megoszlás tekintetében nem tapasztalható számottevő eltérés.

Romániáról 1990-re és 1991-re vonatkozóan nincs hozzáférhető adat, az azt követő évekre egységes csoportosítású és módszertanú adatok állnak rendelkezésre, a tartalmi leírás alapján jól közelítik a konszolidált államháztartás kategóriát. Az adatközlés struktúrája az egyes években egységes, így lehetséges az időbeli változások nyomon követése, a költségvetési politika dinamikája jól feltérképezhető. Sajnálatos, hogy a pénzügyminisztérium mindenfajta pontosítási vagy kiegészítési kérést elutasít.

Szerbia és Montenegró államszövetsége az adatbázis egyik legsötétebb foltja. Jelentősen bonyolítja az adatok közti kiigazodást a szövetségi állam jelenléte, melynek nincsen akkora gazdasági súlya, mint politikai szerepe. Tovább bonyolítja a helyzetet, hogy a két köztársaságban nem azonos a hivatalos fizetőeszköz, így az értékbeni összegzés sem egyértelmű. A koszovói válság kirobbanása óta Koszovó területén ha érdemi adatgyűjtés nem is, de adógyűjtés – a lehetőségekhez mérten – zajlik, így a GDP százalékában kifejezett adatok is zűrzavarosak: például Szerbia (Koszovóval együtt mért) adóbevételeit viszonyítják Szerbia (Koszovó nélkül számított) GDP-jéhez, vagy éppen a jugoszláv államszövetségéhez, amely a nem dinárban számoló Montenegró adatait is tartalmazza. Mivel a háborús évek GDP-adatai is csak durva becsléseken alapulnak (csak a bruttó társadalmi termék adatsorai folyamatosak, a bruttó hazai terméké nem), az 1997 előtti évekről releváns adatok nem állnak rendelkezésre, a szisztematikus adatgyűjtés és -közlés pedig csak 2000-től valósult meg, addig legfeljebb a költségvetés szerkezete elemezhető, az időbeli összehasonlítás gyümölcsöző lehetősége nélkül.

Szlovákia adatszolgáltatása csak az önálló államiség után indult meg, így az átmenet első 4 évére nem áll rendelkezésre információ. Úgy tűnik, hogy Csehszlovákia megszűnése előtt a két országra vonatkozó külön-külön adatgyűjtés/adatközlés csak nagyon szűk körű volt. A GFS 2001 szerinti adatok 2000-ig visszamenően kiszámításra kerültek, a korábbi adatok, vegyítve ugyan a közgazdasági és a funkcionális elvet, de egységesen rendelkezésre állnak.

Szlovénia, a többi, szétszakadással létrejött országhoz hasonlóan, 1992 előttről nem tud megfelelő adatokat szolgáltatni. 1992-től kezdve viszont egységes szemléletben, a GFS 1986-nak megfelelő struktúrában állnak rendelkezésre az adatok. Ez az ország azon ritka kivételek közé tartozik, ahol a különböző forrásokból származó számok teljesen

megegyeznek, jelentősen megkönnyítve az eligazodást a szlovén költségvetés világában. Az átláthatóság ilyen értelemben kifogástalanul teljesül.

Ukrajna adatai meglehetősen kaotikusak. Azt biztosan meg lehet állapítani, hogy a kiadási oldal 1991 után (ha egyáltalán bármilyen adat rendelkezésre áll), csak funkcionális bontásban érhető el. A bevételi oldal igen részletes, bár a gyűjtőkategóriák néhány évben igen távol esnek a GFS előírásaitól. Szomorú különlegesség a Csernobil Alap mint költségvetési tétel, s talán kevéssé ismert tény, hogy a személyi jövedelemadó mintegy 40-60 százalékanak megfelelő összegben a munkavállalóktól ennek az alapnak a javára is történtek levonások egészen 2001-ig.

*

Összességében tehát változatos a kép. A legjobb minőségű adatokat Csehország és Szlovénia szolgáltatja, ahol a rendszernek egyetlen hiányossága, hogy az önállóvá válás előttről nincsenek megfelelő adatok, de a cseh és szlovén állam első évétől részletes, egymással és nemzetközileg is jól összehasonlítható információk állnak rendelkezésre. A másik véglet Szerbia és Montenegró, ahol lényegében 2000-ig csak kaotikus mutatók számítására került sor, vagy éppen semmiféle számérték nem elérhető.

Az elemzések szempontjából a valóságartalmon túl (amit a szerző nem tud és nem is kíván ellenőrizni, de feltételezi, hogy a kimutatásokban a ténylegesen befolyt és kiadott összegek szerepelnek) három szempont lényeges.

- Az 1990 és 2003 közötti időszak egészére vonatkozóan álljanak rendelkezésre adatok.
- Az adatsorok alkalmasak legyenek a költségvetés dinamikájának elemzésére (adott országban az egyes években azonos, vagy összehasonlítható struktúra).
- Az adatsorok alkalmasak legyenek nemzetközi összehasonlításra (a legfontosabb főösszegek álljanak rendelkezésre vagy kiszámíthatók legyenek).

E három szempont együttes figyelembevételével a vizsgált országokat három csoportba oszthatjuk.

1. Jelentősebb átalakítás nélkül felhasználható adatsorok (hat ország): Albánia, Bulgária, Csehország, Litvánia, Románia, Szlovénia.

2. Jelentősebb időbeli kiegészítéssel vagy kiegészítő információk alapján további számításokkal felhasználható adatsorok (hét ország): Észtország, Horvátország, Lengyelország, Macedónia, Magyarország, Moldova, Szlovákia.

3. Nehezen használható, bizonytalan, vagy jelentős további információt igénylő adatsorok (öt ország): Bosznia-Hercegovina, Fehéroroszország, Lettország, Szerbia és Montenegró, Ukrajna.

Mivel az elemzés során majd a legegyszerűbb megoszlási viszonzyszámokon túlmutató módszereket is alkalmazni kívánok, tanulságos a panelmodellek megfigyelésszámra vonatkozó feltételeit figyelembe venni. A panelmodellek által megkövetelt adatmennyiség kemény feltételeket szabhat az adatok megfelelő pontosításának. Egy adott évben 18 ország adatai állhatnak rendelkezésre, ami csak határesetként tekinthető nagy mintának (az elméleti végtelenbe tartás nyilván nem biztosítható), ugyanakkor a megfigyelések száma legfeljebb 14, ami szintén határesetet jelent (*Kőrösi-Mátyás-Székely* [1990]). Így a lehetőségekhez képest minden olyan kiegészítő információt fel kell használni, amely az adatbázis teljessé tételét segíti elő.

Az elemzések során, nemzetközi összehasonlításban nincs értelme évesnél nagyobb gyakoriságú, (például havi) adatok használatának, mivel a költségvetési bevételek (és részben a kiadások is) törvények szerinti ciklikusságot mutatnak: elterjedtek olyan adófajták, amelyeket nem havonta, hanem csak negyed-, félév, vagy évente kell megfizetni, ezek ütemezése elsősorban jogalkotási, bürokratikus kérdés, nem gazdasági. A nagyfrekvenciájú adatok inkább országon belül, terv-tény összehasonlításban jelentenek érdemi többletinformációt, ezért az időben részletesebb adatgyűjtés nem képes jelentősen bővíteni az elemzéshez rendelkezésre álló adathalmazt. A nagyobb mintát igénylő statisztikai módszerek alkalmazásához még hosszabb időnek kell eltelnie. Kérdés, hogy a poszt-kommunista átmenet milyen mértékben értelmezhető az Európai Unió, majd az euróövezet tagjává vált államok esetében. Bár gazdasági értelemben a hosszan elnyúló reformfolyamat jótékony hatása erősen megkérdőjelezhető, statisztikai értelemben, minél hosszabb az átmenet, annál több elemzési módszer számára nyílik meg az alkalmazás lehetősége.

IRODALOM

- ALESINA, A. – PEROTTI, R. [1994]: *The political economy of budget deficits*. NBER Working Paper No. 4637, National Bureau of Economic Research.
- Country Reports*. Az IMF-sorozat (*Recent economic developments, Selected Issues, Statistical Appendix* alcímű), 18 országra vonatkozó kiadványai 1995 és 2004 között.
- Government Finance Statistics Manual 2001* [2001]. International Monetary Fund, Washington D.C.
- Government Finance Statistics Yearbook 1992 és 2003 évi számai*. International Monetary Fund, Washington D.C.
- HUNYADI L. – VITA L. [2002]: *Statisztika közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KÖRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1990]: *Gyakorlati ökonometria*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- Statistical Handbook 1996, States of the former USSR* [1996]. The World Bank.
- Technical annex to the Memorandum and Recommendation of the President. The Republic of Hungary Public Finance Management Project* [1996]. Report No. T-6987-HU. The World Bank. Washington D. C.
- Lásd még Észtország, Lettország, Litvánia, Lengyelország, Csehország, Szlovákia, Magyarország, Szlovénia, Horvátország, Bosznia-Hercegovina, Szerbia és Montenegró, Macedónia, Albánia, Románia, Bulgária, Moldova, Ukrajna, Fehéroroszország *Statisztikai Hivatalainak, Nemzeti Bankjainak és Pénzügyminisztériumainak honlapjait az Interneten.*

SUMMARY

The International Monetary Fund urges widespread and uniform data compilation about general government financial operations. In spite of the Government Finance Statistics Manual published in 1986, the available data up to this day seems to be unstructured, incomplete and contradictory. Particularly, in Eastern Europe, where during the first years of transition the dissolution of confederations and fundamental reorganization of the system of national accounts were typical. The main goal of this paper is to show the problems of creation of a consistent database for fiscal analysis, the possible sources and their methodological and structural differences and shortcomings. Its final conclusion is that in 5 of 18 analyzed countries an additional essential exploration work is necessary to ensure the international comparability of the dynamics of the budget structure.

VÁSÁRLÓERŐ-PARITÁS, VÁSÁRLÓERŐ-STANDARD

VITA LÁSZLÓ

A nemzetközi összehasonlítások legtöbbször azt tűzik ki célul, hogy két vagy több ország egy főre jutó bruttó hazai termékének vagy más hasonló makroszintű mutatójának reálértékét, illetve volumenét hasonlítsák össze. Erre irányul az International Comparison Program (ICP) és annak legújabb, 2004. évi fázisa is, amit a Világbank, a Nemzetközi Valutaalap (IMF) és az ENSZ Fejlesztési Programja (UNDP) szponzorál és koordinál, de aktív szerepet játszik benne az Eurostat és az OECD is. E program a világ mintegy 160 országára fog kiterjedni. Az ilyen összehasonlítások az Európai Unióban is fontos szerepet játszanak, sőt elmondhatjuk, hogy az EU-n belüli összehasonlítások minősége lényegesen jobb, mint a világ más országcsoportjain, régióin belüli, illetve azok közötti összehasonlításoké. Az EU-n belüli összehasonlítások abban is különböznek az országok szélesebb körére vonatkozó összehasonlításoktól, hogy az összehasonlítás érdekében a bruttó hazai terméket vagy annak főbb összetevőit egy speciális pénzegységben, az ún. *vásárlóerő-standard*-ban fejezik ki, amit PPS-sel (angolul Purchasing Power Standard) rövidítenek. A PPS egy olyan fiktív valutaegység, melynek vásárlóereje ugyanakkora, mint egy euróé az EU-ban átlagosan. A nemzeti valuták PPS-re való átváltásához – később részletezendő módon – normált vásárlóerő-paritásokat használnak. A jelen tanulmány a nemzetgazdasági aggregátumok¹ PPS-re történő átszámításának módját vázolja és szemlélteti egy könnyen áttekinthető modellpéldán keresztül, majd néhány friss, a kibővült EU-ra nemrég közzétett összehasonlítási eredményt mutat be.

TÁRGYSZÓ: Nemzetközi összehasonlítás. Vásárlóerő-paritás. Vásárlóerő-standard.

Közismert, hogy a nemzetgazdasági aggregátumok nemzetközi összehasonlítása számos sajátosságot mutat a valamely adott országra vonatkozó aggregátumok időbeli összehasonlításával szemben. Ez alkalommal csak kettőt emelünk ki közülük. Az egyik sajátosság szerint a nemzetközi összehasonlítások eredményeivel szemben jogos és magától értetődő elvárás az, hogy az összehasonlítás eredményei tranzitívak legyenek, azaz bármely két ország egymással való közvetlen és közvetett – egy vagy több más ország közepük iktatásán keresztül – összehasonlítása ugyanazt az eredményt adja. A

¹ Nemzetgazdasági aggregátumokon nemzetközileg szabványosított tartalmú, a nemzetgazdaság egészére vonatkozó, összesítő jellegű értékbeli adatokat, mutatókat értünk. Némi leegyszerűsítéssel, azt tételezzük fel róluk, hogy egy bizonyos termékhalmozat összértékéeként, azaz – az indexszámításban megszokott jelölésekkel – $\sum qp$ alakban állíthatók elő, ahol az összegezés a termékek bizonyos körére értendő, q az egyes termékekből termelt vagy vásárolt mennyiségeket, p pedig az egyes termékek egységárát jelöli. A termékek közé hangsúlyozottan odaértjük a szolgáltatásokat is.

másik sajátosság az, hogy ilyenkor az időbeli indexek analógiájára konstruált érték-, volumen- és árindex közül kizárólag a volumenindex értelmezhető a megfelelő időbeli indexhez hasonló módon, mert a háromféle index közül kizárólag ennek a számlálójába és nevezőjébe kerül azonos valutában kifejezett aggregátum. Az értékindex analógiájára felírt index ekkor csak technikai szerepet játszik, és nem értelmezhető. Az árindex analógiájára felírt index végül ilyenkor egy olyan speciális átváltási kulcs, amelynek segítségével az eredetileg eltérő vásárlóerejű nemzeti valutákban rendelkezésre álló nemzetgazdasági aggregátumokat egy azonos vásárlóerejű közös valutában lehet kifejezni. Ennek belátásához csak a következőket kell meggondolni.

Az egyszerűség kedvéért tegyük fel, hogy egyelőre csak két eltérő valutát használó ország – A és B ország – között kívánunk összehasonlítást tenni. Ekkor a kétféle súlyozású időbeli árindex megfelelői az A/B relációban

$$PPP^B(A/B) = \frac{\sum q_B P_A}{\sum q_B P_B} \quad \text{és} \quad PPP^A(A/B) = \frac{\sum q_A P_A}{\sum q_A P_B},$$

melyek PPP jelölése azok rövidesen tisztázásra kerülő tartalmára utal².

A két mutató tartalmának, illetve jelentésének tisztázása céljából tekintsük az egyes termékekre vonatkozó

$$ppp(A/B) = \frac{P_A}{P_B}$$

árhányadosokat (a kisbetűk az egyes termékekre vonatkozó megfelelő értékekre utalnak). Ezek rendre azt mutatják, hogy B ország egy valutaegysége A ország hány egységnyi valutájával egyenértékű, azonos vásárlóerejű, ha mindkét országban ugyanazt a terméket – például egy Big Mac szendvicset³ – kívánunk megvásárolni. Ez egyben azt is jelenti, hogy ha egy bizonyos, a két ország valamelyikének valutájában megadott pénzösszeget a $ppp(A/B)$ egyedi vásárlóerő-paritással mint valutaátváltási kulccsal számolunk át a másik ország valutájára, akkor e két összegből a két országban pontosan ugyanolyan mennyiségű adott termék⁴ vásárolható. A $ppp(A/B)$ árhányadosokat ezzel összhangban *egyedi vásárlóerő-paritásoknak* hívjuk, melyek mértékegysége a két ország valutaegységének hányadosa. Az egyes termékekre számított egyedi vásárlóerő-paritások általában többé-kevésbé – nemegyszer igen erősen – szóródnak.

$PPP^B(A/B)$ -ről és $PPP^A(A/B)$ -ről azonnal észrevehető, hogy mindkettő a vizsgált aggregátumok által lefedett termékek egyedi vásárlóerő-paritásainak súlyozott átlaga. Ezért az időbeli árindex analógiájára felírt $PPP^B(A/B)$, illetve $PPP^A(A/B)$ átlagos vásárlóerő-paritásoknak tekinthetők, és ennek megfelelően értelmezhetők. $PPP(A/B)$

² A Purchasing Power Parity angol elnevezés kezdőbetűiből álló rövidítés.

³ Nem véletlen, hogy ezt a terméket hozzuk fel példaként. A *The Economist* című rangos brit közgazdasági hetilap ugyanis 1986 óta rendszeresen e termék sok országban megfigyelt árának felhasználásával szemlélteti az országok valutáinak vásárlóerejét, illetve az egyes valutáknak az amerikai dollárhoz viszonyított alul- vagy felülértékeltségét.

⁴ Az „adott termék”-nek természetesen mindkét országban azonos minőségűnek kell lennie, éppúgy mint az időbeli ár-összehasonlítások esetében.

tehát azt mutatja, hogy B ország egységnyi valutája A ország hány egységnyi valutájával azonos vásárlóerejű a termékek valamely adott körére nézve. Az átlagos vásárlóerő-paritás mértékegysége: A valuta/ B valuta.

Ha most egy bizonyos, a két ország valamelyikének valutájában megadott pénzösszeget $PPP(A/B)$ -vel mint átváltási kulccsal számítunk át a másik ország valutájára, akkor a két összegből a két országban a vizsgált termékeknek ugyanaz a volumene vásárolható meg; $PPP(A/B)$ súlyozásától függően vagy a $\{q_B\}$, vagy a $\{q_A\}$ termékkosár. Látható, hogy mindkét fajta értelmezés az egyedi vásárlóerő-paritás fenti kétféle értelmezésének közvetlen általánosítása.

Ha ismert egy $ER(A/B)$ piaci valutaárfolyam⁵, akkor az is könnyen meghatározható, hogy a két ország ennek segítségével azonos valutára átszámított árának színvonala hogyan viszonyul egymáshoz. Ehhez csak annyit kell tenni, hogy vagy mindkét ország árait A valutára vagy mindkét ország árait B valutára számítjuk át $ER(A/B)$ segítségével, majd a szokásos módon árindexet számítunk. Az így nyert indexeket árszínvonal-eltérési indexeknek nevezzük és PLI -vel⁶ jelöljük. Ha például mindkét ország árait A valutában fejezzük ki, akkor ez az

$$PLI^B(A/B) = \frac{\sum q_B p_A}{\sum q_B [p_B ER(A/B)]} = \frac{PPP^B(A/B)}{ER(A/B)}, \text{ illetve}$$

$$PLI^A(A/B) = \frac{\sum q_A p_A}{\sum q_A [p_B ER(A/B)]} = \frac{PPP^A(A/B)}{ER(A/B)}$$

indexekhez vezet. Ezek az indexek azt mutatják, hogyan viszonyul egymáshoz a két ország piaci árfolyamok segítségével azonos valutára átszámított árszínvonala. Ezek az indexek természetesen százalékos formában is kifejezhetők. Nem nehéz belátni, hogy akkor is ugyanezeket az indexeket kapjuk, ha mindkét ország árait B valutára számoljuk át $ER(A/B)$ segítségével.

Ha a valuták átszámítását $ER(A/B)$ helyett $PPP(A/B)$ -re alapozzuk, akkor megszűnik a két ország közötti árszínvonal-eltérés. Ezt azt jelenti, hogy $PPP(A/B)$ egyszerre átváltási kulcs és deflátor árindex.

Az itt részletezett számítás egy-egy termékre vonatkozóan is elvégezhető, és a fenti összefüggés *valamely adott termék* egyedi árindexe és egyedi vásárlóerő-paritása között is fennáll.

Legyen GDP_A és GDP_B az A , illetve B ország összes, vagy egy főre jutó bruttó hazai termékének nemzeti valutában kifejezett értéke valamely évben. Ekkor e két *nominálisnak* is nevezhető érték hányadosa a következőképpen bontható fel:

$$\frac{GDP_A}{GDP_B} = ER(A/B) \cdot PLI(A/B) \cdot I_q(A/B) = PPP(A/B) \cdot I_q(A/B).$$

⁵ Az Exchange Rate angol elnevezés kezdőbetűi alapján.

⁶ A Price Level Index kezdőbetűi.

(A felbontásban szereplő $PLI(A/B)$, $I_q(A/B)$ és $PPP(A/B)$ mutatók mindegyikének természetesen a termékeknek a bruttó hazai termék által felölelt teljes körére kell vonatkoznia és megfelelő súlyozásúnak kell lennie.)

A korábban feltárt $PLI(A/B) = \frac{PPP(A/B)}{ER(A/B)}$ összefüggésből kitűnik, hogy két ország

árszínvonala csak akkor lehet azonos, ha $PPP(A/B) = ER(A/B)$, azaz a vásárlóerő-paritás és a piaci valutaárfolyam azonos. Ez azonban csak a legritkább esetben van így, mert meglehetősen általános tapasztalat az, hogy a gazdaságilag fejlett, gazdagabb országok valutája felülértékelt, a kevésbé fejletteké pedig alulértékelt a vásárlóerő-paritáshoz képest. Ez egyben azt is jelenti, hogy a gazdaságilag fejlett országok árszínvonala rendszerint magas, a kevésbé fejletteké pedig rendszerint alacsony.

Erre egy lehetséges magyarázattal az ún. *Balassa–Samuelson*-féle elmélet szolgál. Ennek lényege az, hogy $ER(A/B)$ a külpiazi forgalomba kerülő áruk esetében hosszú távon $PPP(A/B)$ közelében van. Ugyanakkor a külpiazi forgalomba kerülő javakat előállító szektorban a munkaerő a fejlett országok körében jóval termelékenyebb, mint a kevésbé fejlett országokban, míg a külpiazi forgalomba nem kerülő termékek esetében nincs lényeges termelékenység-különbség a fejlett és kevésbé fejlett országok között. E két ok miatt a gazdagabb, fejlettebb országok külpiazi forgalomba kerülő javakat előállító szektorában viszonylag magas, a fejletlenebb országok ugyanezen szektorában pedig viszonylag alacsony lehet a bérszínvonal. Ez azonban az országok mindkét csoportjában „átsugárzik” a külpiazi forgalomba nem kerülő javakat – jellemzően szolgáltatásokat – előállító szektorokra is, ami e javakat a fejlettebb országokban viszonylag drágává, a kevésbé fejlettekben viszonylag olcsóvá teszi. Emiatt aztán a fejlettebb országokban viszonylag magas, a kevésbé fejlettekben viszonylag alacsony lesz az árszínvonal, ami abban nyilvánul meg, hogy a hazai piacon forgalmazott összes termékre vonatkozó átlagos vásárlóerő-paritás a piaci árfolyamnál kedvezőbb lesz, azaz jellemzően $PPP(A/B) < ER(A/B)$ áll fenn.⁷

Ha mindkét országban azonos a valuta – mert például mindkét ország az EMU tagja – akkor $ER(A/B) = 1$ és emiatt $PPP(A/B) = PLI(A/B)$, azaz ekkor az átlagos vásárlóerő-paritás egyben a két ország relatív árszínvonal-eltérése is.

A $PLI(A/B)$, $I_q(A/B)$ és $PPP(A/B)$ indexek mindegyike kétféle súlyozással is meghatározható: akár az A , akár a B ország mennyiségi (ár-) adatait súlyként használva. Az időbeli indexszámítás esetében a kétféle súlyozás a jól ismert Laspeyres- és Paasche-féle formulákhoz vezet. A területi indexek esetében a B ország mennyiségi (ár-) adataival való súlyozás a „bázisidőszaki” – tehát Laspeyres-féle –, az A ország mennyiségi (ár-) adataival való súlyozás pedig a „tárgyidőszaki” (Paasche-féle) súlyozás megfelelője. A kétféle súlyozású nemzetközi indexek közötti eltérés rendszerint jóval nagyobb az időbeli indexszámítás esetében megszokottnál, mert két ország között jóval nagyobbak lehetnek az indexszámítás szempontjából releváns súlyarányok közötti eltérések, mint két, időben rendszerint nem túl távoli időszak között. A nemzetközi összehasonlítások esetében nem ritkák az eltérő módon súlyozott volumenindexek vagy árszínvonal-indexek közötti 10-20

⁷ Feltételezve, hogy A a kevésbé fejlett, B a fejlettebb ország.

százalékpontos vagy még ennél is nagyobb eltérések. Ezért a két ország közötti (bilaterális) összehasonlítások esetében szinte egyeduralgató a Fisher-féle indexformula használata, amit számos kedvező tulajdonsága miatt optimális megoldásnak tekintenek.

A tranzitivitás a kettőnél több ország közötti – multilaterális – összehasonlítások esetében többféle módon is biztosítható. Manapság az e célra lehetséges módszerek közül leggyakrabban az EKS-módszernek nevezett eljárást használják. Ez az *Éltető Ödön* és *Köves Pál*, illetve *Bohdan Szulc* (újabban: Schultz) által egymástól függetlenül kimunkált módszer az összes lehetséges páronkénti Fisher-indexből állítja elő az indexek ellentmondásmentes, tranzitív rendszerét. Ennek érdekében egy olyan korrekciónak veti alá a páronkénti indexeket, hogy azok eredeti értéke a lehető legkisebb mértékben változzék, de teljesüljön rájuk a tranzitivitás⁸. A Fisher-féle páronkénti volumenindexeket vagy átlagos vásárlóerő-paritásokat egységesen $I(i/j)$ -vel jelölve

$$I^{EKS}(i/j) = \sqrt[m]{\prod_{r=1}^m I(i/r) \cdot I(r/j)} = \frac{\sqrt[m]{\prod_{r=1}^m I(i/r)}}{\sqrt[m]{\prod_{r=1}^m I(j/r)}}, \quad /1/$$

ahol m az összehasonlításra kerülő országok száma. Az első képlet szerint $I^{EKS}(i/j)$ nem más, mint az i és j ország között minden lehetséges ország közbeiktatásával végezhető közvetett összehasonlítások súlyozatlan mértani átlaga.

Az esetenként szükséges közvetett összehasonlításokat könnyen áttekinthetővé és azonosíthatóvá teszi az $\frac{i}{\otimes} \cdot \frac{\otimes}{j}$ „relációsorzat” használata, ahol \otimes helyébe egyenként

odaképzendő az m ország mindegyike. Erre támaszkodva azonnal látszik, hogy az összesen m számú közvetett összehasonlítás közül kettő valójában közvetlen összehasonlítást jelent

A második formula szerint $I^{EKS}(i/j)$ az i és j országot e két országnak az összes ország megfelelő átlagos adatához való viszonyításán keresztül hasonlítja össze. Az EKS-formulával számított indexek eleget tesznek a tényezőpróbának, ami itt annyit jelent, hogy $PPP^{EKS}(i/j) \cdot I_q^{EKS}(i/j) = I_v(i/j)$. $PPP^{EKS}(i/j)$ ismeretében ez igen egyszerűvé teszi a volumenindex meghatározását.

Az végül is technikai kérdés, hogy milyen úton történik a kiválasztott mutató reálértékének összehasonlítása: a $PLI(i/j)$ árszínvonal-eltérési indexekre és az $ER(i/j)$ valutaárfolyamokra vagy a $PPP(i/j)$ vásárlóerő-paritásokra támaszkodva. Az $I_q(i/j)$ volumenindexek mindkét esetben közvetett módon kerülnek meghatározásra; az első esetben az

$$I_q(i/j) = \frac{I_v(i/j)}{ER(i/j) \cdot PLI(i/j)}, \quad /2/$$

⁸ Az EKS-formula ettől eltérő módon is származtatható. Lásd például *Köves* [1999].

a második esetben pedig az

$$I_q(i/j) = \frac{I_v(i/j)}{PPP(i/j)}, \quad /3/$$

módon, ahol $I_v(i/j)$ az összehasonlítás tárgyát képező mutatószám nemzeti valutában kifejezett nominális értékeinek a hányadosa. A gyakorlatban a második módszer, a vásárlóerő-paritások használata terjedt el.

Ezután a nemzetgazdasági aggregátumok PPS-ben történő kifejezésének alapjául szolgáló $PPP(i/j)$ vásárlóerő-paritások meghatározásának menetét és módját írjuk le. A leírás általános, de esetenként rámutat az EU-n belüli sajátos elemekre, megoldásokra is.

Az összehasonlítási program irányítói megállapodnak a termékeknek – és természetesen szolgáltatásoknak – egy olyan listájában, melyekre vonatkozóan az összehasonlításban részt vevő országok éves országos átlagárakat kell hogy szolgáltatassanak. A listában szereplő termékek-szolgáltatások le kell hogy fedjék a teljes végső felhasználást, illetve az összehasonlítás tárgyát képező nemzetgazdasági aggregátum egészét⁹. Ennek érdekében a bruttó hazai terméket a különféle végső felhasználási tételek többé-kevésbé homogén csoportjaira bontják, majd megállapodnak az egyes csoportok képviselőire legalkalmasabbnak tűnő termékekben. A végső felhasználási tételek e célra alapul vett csoportjait *alapsoportoknak* nevezik. Az alapsoportok egyben a bruttó hazai termék azon legkevésbé aggregált összetevői, melyekre még a résztvevő országok mindegyike nemzeti valutában kifejezett értékbeni adatokat képes szolgáltatni. Mivel a világ országainak statisztikai szolgálatai nem egyformán fejlettek, ezeknek az alapsoportoknak a száma régióként változó. Van azonban a bruttó hazai terméknek egy olyan minimális bontása, melyre vonatkozóan minden résztvevő országtól elvárják az adatszolgáltatást. Ez a minimális elvárás 155 alapsoport alkalmazását írja elő. Az OECD- és EU-tagországok ezzel szemben 222 alapsoportot használnak. Az egyes alapsoportokat képviselő termékek száma 5-15 között mozog.

A listára felkerülő termékekkel-szolgáltatásokkal kapcsolatban alapvető követelmény egyrészt az, hogy minden országban pontosan azonos minőségben legyenek kaphatók, valamint az is, hogy az országok fogyasztására valóban jellemzők legyenek. Ehhez az kell, hogy az adott termékek-szolgáltatások ne csak egyszerűen kaphatók legyenek a részt vevő országokban, hanem érdemleges súlyuk is legyen a fogyasztásban. Ilyen termékek-szolgáltatásokat nem mindig egyszerű találni. Különösen akkor nem, ha az összehasonlításban részt vevő országok között jelentős a különbség a fogyasztás összetételére hatással bíró tényezők (gazdasági fejlettség, éghajlat, kultúra stb.) tekintetében. Éppen ezért a közös terméklista összeállítása sok egyeztetést igénylő, hosszadalmas folyamat. A terméklista összeállításához jó kiindulási alapot adnak a különféle termékosztályozások (főleg a COICOP), de a lista összeállításában a részt vevő országok szakértői játsszák a főszerepet. A listára felkerülő termékek száma rendszerint 700 és 3000 között mozog, és nagyban függ attól, hogy a világ mely régiójába tartozó országokról van szó. A kevésbé fejlett régiókban általában kevesebb, a fejlettebb

⁹ A további leírás azt feltételezi, hogy a kérdéses aggregátum a bruttó hazai termék.

régiókban pedig több termék ármegfigyelésére alapozzák a vásárlóerő-paritások meghatározását. Az EU és az OECD tagjai esetében például mintegy 2800 terméket, szolgáltatást vesznek alapul.

Ha elkészült a termékeket alapsoportokba rendezetten tartalmazó lista, az egyes országok meghatározzák a listán szereplő termékek éves országos átlagárait¹⁰. Ezekből már minden alapsoportra nézve könnyen összeállítható az alábbi mátrix.

1. tábla

Éves országos átlagárak a(z) alapsoport termékeire

Termék	Ország			
	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>	...
<i>1</i>				
<i>2</i>				
<i>3</i>				
⋮				

A résztvevő országokat annak jelentésére is felkérjük, hogy az adott termék jellemző-e saját országuk fogyasztására vagy sem. (Az adott országra valóban jellemző termékek árai mellé *-ot szokás tenni az előbbi táblában.) Az is előfordulhat, hogy ennek a táblának valamely cellája üresen marad. Ez azt jelzi, hogy az adott termék valamely országban egyáltalán nem volt megtalálható az adott évben.

A következő lépés az, hogy minden országpárra nézve meghatározzák az egyes alapsoportokra vonatkozó *átlagos vásárlóerő-paritásokat*. Ez nem más, mint a két érintett országra számítható adott (például A/B) relációjú árhányadosok *súlyozatlan mértani átlaga*. Mivel az esetek többségében az adott alapsoportba tartozó nem ugyanazon termékek jellemzők mindkét országra, az országpárok többsége esetében kétféle ilyen átlagos vásárlóerő-paritás is számítható. Az egyik az egyik ország által jellemzőnek minősített termékek árhányadosaiból, a másik a másik ország által jellemzőnek tartott termékek árhányadosaiból. (Ezeket szokás „mini Laspeyres”-, illetve „mini Paasche”-indexeknek is nevezni.) Végül e kétféle átlagos vásárlóerő-paritás súlyozatlan mértani átlaga lesz az adott alapsoportra vonatkozó átlagos vásárlóerő-paritás.

Az összes lehetséges országpárra így nyert vásárlóerő-parításokból minden egyes alapsoportra összeállítható egy $\overline{ppp}(i/j)$ elemekből álló mátrix. $\overline{ppp}(i/j)$ valamely adott alapsoportra vonatkozóan azt mutatja, hogy j ország egy valutaegysége hány i -valutát ér, ha azt az adott alapsoportba tartozó termékek vásárlására kívánjuk fordítani. Mivel e mátrix elemei rendszerint nem tranzitívak¹¹, a számítás következő lépése előtt az átlagos vásárlóerő-parítások még valamilyen módon tranzitívvá teendők. Ennek egyik lehetséges, és talán legegyszerűbb módja az EKS-formula igénybe vétele. Ennek érdekében a mátrix eredeti $\overline{ppp}(i/j)$ elemeit $I(i/j)$ indexeknek tekintjük, majd az

¹⁰ Az éves országos átlagárakat elvileg a megfelelő eladott mennyiségekkel súlyozottan kellene meghatározni. Elég gyakori azonban az, hogy erre a résztvevő országok hivatalos statisztikai szolgálatai nem eléggé felkészültek. Ilyenkor az éves országos átlagárakat valamilyen közelítő értékekkel, például évközepi fővárosi árakkal helyettesítik.

¹¹ Egyedüli kivétel ez alól az, amikor az ármátrix egyik cellája sem üres, és az alapsoportba tartozó minden termék minden országra jellemző.

$I^{EKS}(i/j)$ formulájába helyettesítjük. Az ily módon korrigált $\overline{ppp}^{EKS}(i/j)$ átlagos vásárlóerő-paritások már tranzitívak. Ez azt jelenti, hogy a korrigált átlagos vásárlóerő-paritások mátrixa bármely sorának vagy oszlopának elemeiből előállítható a mátrix összes többi eleme. Ezért valójában nincs is szükség a teljes mátrix megadására.

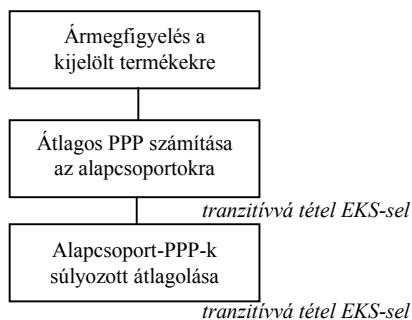
Végül az alapsoportok tranzitívvá tett átlagos vásárlóerő-paritásainak az alapsoportokra vonatkozó, nemzeti valutában ismert értékadatokkal súlyozott átlagaként igen könnyen megkapható *bármely két ország* adott relációjú és súlyozású átlagos vásárlóerő-paritása, majd ezek súlyozatlan mértani átlagolásával *az adott két ország* adott relációjú átlagos vásárlóerő-paritása.

Az egyszerűség kedvéért legyen a két kiválasztott ország A és B ország. Ekkor az A/B relációjú „Laspeyres-féle” és „Paasche-féle” átlagos vásárlóerő-paritások a

$$PPP^B(A/B) = \frac{\sum v_B \cdot \overline{ppp}^{EKS}(A/B)}{\sum v_B}, \text{ illetve } PPP^A(A/B) = \frac{\sum v_A}{\sum \frac{v_A}{\overline{ppp}^{EKS}(A/B)}} \quad /4/$$

módon kaphatók meg, ahol v_A , illetve v_B az egyes alapsoportokba tartozó termékek nemzeti valutában kifejezett összértéke A , illetve B országban. Az ezekből számított „Fisher-féle” átlagos vásárlóerő-paritás végül $PPP^F(A/B) = \sqrt{PPP^A(A/B) \cdot PPP^B(A/B)}$. Legvégül az ehhez hasonló módon számítható összes lehetséges bilaterális $PPP^F(i/j)$ -t még tranzitívvá kell tenni az EKS-módszer segítségével.

Az átlagos vásárlóerő-paritások számításának eddig vázolt menete a következő:



Az eddig mondottakat egy igen egyszerű, könnyen áttekinthető fiktív példa segítségével is illusztráljuk. A 2. tábla három ország ehhez szükséges néhány adatát tartalmazza. Később ugyanezen példa segítségével illusztráljuk majd a PPS számítmódját is.

Az élelmiszerek árait két cikkre (É1 és É2), az iparcikkek árait négy cikkre (I1-I4) vonatkozóan gyűjtötték össze a három országban. Az árösszeírás a 3. táblában látható eredményre vezetett (az egyes országok által az adott országra jellemzőnek minősített cikkeket * jelöli).

2. tábla

Az egy főre jutó fogyasztás nemzeti valutában és a valuták árfolyama három országban

Árufőcsoport	A	B	C
	ország		
Élelmiszerek	600	90	350
Iparcikkek	600	210	3150
Összesen	1200	300	3500
Nemzeti valuta	Dukát (D)	Tallér (T)	Peták (P)
$ER(i / A)$	1	0,22	3,80

3. tábla

Az élelmiszerek és az iparcikkek ára

Élelmiszerek	A	B	C	Iparcikkek	A	B	C
	ország				ország		
É1	20*	3*	50*	I1	500	100	720*
É2	10*	2*	40*	I2	250*	70*	880*
				I3	100*	28*	400*
				I4	800	200*	3100

Az élelmiszerek esetében mindkét termék mindhárom országra jellemző. Ezért erre az alapsoportra az átlagos vásárlóerő-paritásokat könnyű meghatározni. Az A/C relációjú átlagos vásárlóerő-paritás például $\sqrt{\frac{20}{50} \cdot \frac{10}{40}} \approx 0,3162$, ami azt jelenti, hogy élelmiszerek vásárlása esetében 1 P ugyanannyit ér, mint 0,32 D .

Az élelmiszerekre vonatkozó összes lehetséges bilaterális vásárlóerő-paritást a 4. tábla tartalmazza. Ezek mindegyike a fentihez hasonló módon számítható és értelmezhető.

4. tábla

Az élelmiszerekre vonatkozó bilaterális vásárlóerő-paritások

$i \backslash j$	A	B	C
	ország		
A	1	0,1732	3,1623
B	5,7735	1	18,2574
C	0,3162	0,0548	1

Könnyen ellenőrizhető, hogy a fenti vásárlóerő-paritások tranzitívek¹². Ez azért van így, mert mindkét termék jellemző mindhárom országra, és mindkét termék átlagára mindhárom országra ismert. Itt tehát nincs is szükség külön tranzitívizálásra.

¹² A különféle vásárlóerő-paritásokat most és ezután is négy tizedesjegy pontossággal adjuk meg. Ezek az értékek mindig az ennél jóval nagyobb pontossággal végzett számítások kerekített eredményei. Ezért esetenként előfordulhat, hogy a közölt eredmények alapján reprodukálható számítások nem pontosan ugyanazt az eredményt adják, mint a később következő további számítási eredmények.

A másik alapsoport esetében már más a helyzet, hiszen az iparcikkek esetében nem minden termék jellemző mindhárom országra. Az ekkor számítható Fisher-féle bilaterális vásárlóerő-paritásokat a 5. táblába foglaltuk.

5. tábla

Az iparcikkekre vonatkozó bilaterális vásárlóerő-paritások

<i>i \ j</i>	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>
	ország		
<i>A</i>	1	0,2748	3,1987
<i>B</i>	3,6395	1	12,3796
<i>C</i>	0,3126	0,0808	1

Az átlagos vásárlóerő-paritás számítása az A/B relációra például a

$$\overline{ppp}^F(A/B) = \sqrt{\sqrt{\frac{250}{70} \cdot \frac{100}{28}} \cdot \sqrt{\frac{250}{70} \cdot \frac{100}{28} \cdot \frac{800}{200}}} \approx \sqrt{3,5714 \cdot 3,7089} \approx 3,6395.$$

módon történt, mert az 5 iparcikk közül A országra 2 cikk, B országra 3 cikk jellemző.

Az 5. és a 6. táblában szereplő átlagos paritások az EKS-módszerrel tehetők tranzitívvá. Ez az A/B relációra például a következőképpen történik:

$$\overline{ppp}^{EKS}(A/B) = \sqrt[3]{(1 \cdot 3,6395) \cdot (3,6395 \cdot 1) \cdot (0,3126 \cdot 12,3796)} \approx 3,7148,$$

ahol az A és B ország közötti – egy-egy más országon¹³ keresztüli – összehasonlításokat a könnyebb áttekinthetőség céljából zárójelbe tettük. Az így tranzitívvá tett vásárlóerő-paritások a 6. táblában láthatók.

6. tábla

Az iparcikkekre vonatkozó tranzitív bilaterális vásárlóerő-paritások

<i>i \ j</i>	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>
	ország		
<i>A</i>	1	0,2692	3,2649
<i>B</i>	3,7148	1	12,1286
<i>C</i>	0,3063	0,0825	1

Ezután az alapsoportokra nyert tranzitív vásárlóerő-paritásokból súlyozott átlagos vásárlóerő-paritásokat számolunk. A súlyok azok az alapsoportokra vonatkozó, nemzeti valutában rendelkezésre álló megfelelő fogyasztási adatok, melyek a 2. táblában találhatóak. Példaképpen ismét az A/B relációra számítható kétféle súlyozású átlagos

¹³ A „más” országok között természetesen maga az A és B ország is szerepel.

vásárlóerő-paritás számítási módját mutatjuk be. Ekkor a kétféle átlagos vásárlóerő-paritás /4/ képleteinek felhasználásával

$$PPP^B(A/B) = \frac{90 \cdot 5,7735 + 210 \cdot 3,7148}{300} \approx 4,3324 \text{ és}$$

$$PPP^A(A/B) = \frac{1200}{\frac{600}{5,7735} + \frac{600}{3,7148}} \approx 4,5208 .$$

Így végül a Fisher-féle átlagos paritás: $PPP^F(A/B) = \sqrt{4,3324 \cdot 4,5208} \approx 4,4256$. A fogyasztás egészére tehát egy tallér vásárlóereje ugyanannyi, mint körülbelül 4,43 dukáté. Az összes többi bilaterális Fisher-féle átlagos vásárlóerő-paritás ehhez hasonlóan számítható és értelmezhető. A számítások eredményeit a 7. tábla mutatja.

7. tábla

Az összes fogyasztásra vonatkozó bilaterális vásárlóerő-parítások

<i>j</i> \ <i>i</i>	A	B	C
	ország		
A	1	0,2296	3,2339
B	4,4256	1	13,2396
C	0,3092	0,0755	1

Mivel ezek az átlagos vásárlóerő-parítások még nem tranzitívak, végül még ezek is tranzitívizálandók az EKS-módszer segítségével. Ennek módját az iparcikk alapsoport esetében már illusztráltuk. Az összes fogyasztásra vonatkozó tranzitív átlagos vásárlóerő-parításokat az összes lehetséges országpárra a 8. tábla tartalmazza.

8. tábla

Az összes fogyasztásra vonatkozó tranzitív bilaterális vásárlóerő-parítások

<i>j</i> \ <i>i</i>	A	B	C
	ország		
A	1	0,2319	3,1510
B	4,3122	1	13,5879
C	0,3174	0,0736	1

Ezek felhasználásával már igen könnyen meghatározhatók az ugyancsak tranzitív bilaterális volumenindexek. A /3/ formula szerinti számítás eredményeit a 9. tábla mutatja. Ezek az indexek már ugyanúgy értelmezhetők, mint a volumenindexek általában. Eszerint például B országban az egy före jutó fogyasztás volumene 7,8 százalékkal több, mint A országban. A 9. táblából az is egyértelmű, hogy az országok sorrendje az egy före jutó fogyasztás volumene szerint B, A, C.

9. tábla

*Az összes fogyasztásra vonatkozó bilaterális volumenindexek,
(százalék)*

i	A	B	C
j	ország		
A	100	107,8	92,6
B	92,8	100	85,9
C	108,0	116,5	100

Az átlagos vásárlóerő-parításoknak a velük azonos relációjú valutaárfolyamokkal való egybevetése (lásd a 10. táblát) azt mutatja, hogy *B* ország árszínvonala mintegy 5 százalékkal magasabb, *C* országé pedig mintegy 17 százalékkal alacsonyabb mint *A* országé.

10. tábla

A valutaárfolyamok és a vásárlóerő-parítások összehasonlítása

i	A	B	C
<i>Megnevezés</i>	ország		
Valuta	Dukát (D)	Tallér (T)	Peták (P)
$ER(i / A)$	1	0,22	3,8
$PPP(i / A)$	1	0,232	3,151
$I_p(i / A)$, százalék	100	105,4	82,9

Ezután az először általánosságban bemutatott, majd a példán keresztül is illusztrált átlagos vásárlóerő-parítások a valutaárfolyamokhoz hasonlóan felhasználhatók a bruttó hazai termék nemzeti valutában ismert adatainak valamely, a továbbiakban mértékegységnek tekintett valutára való átszámításához. Ezt a mértékegységnek tekintett valutát a nemzetközi összehasonlítások szakirodalma általában *numéraire*-nek (ejtsd nümérer) nevezi. Az azonos valutára átszámított adatok alapján már minden további nélkül elvégezhető a három ország közötti tetszőleges relációjú volumen-összehasonlítás is. A volumen-összehasonlítás bázisának és a *numéraire*-t adó országnak nem kell azonosnak lennie. A vázolt eljárással nyert *PPP*-k használata esetén a volumen-összehasonlítás eredménye sem attól nem függ, hogy az eredetileg különféle nemzeti valutákban adott aggregátumokat milyen valutára számítjuk át, sem attól, hogy melyik országot választjuk bázisnak.

A tranzitív *PPP*-k alapul vételével valamely adott valutára átszámított aggregátumok – a mértékegységül használt valutától függetlenül – valójában egy átlagos nemzetközi árrendszerben fejeződnek ki. Ennek következtében a mértékegységül választott valuta csak formailag azonos az e célra leggyakrabban használt dollárral vagy euróval. Fontosnak tartjuk megjegyezni, hogy a vázolt módon meghatározott átlagos vásárlóerő-parítások még a legnagyobb gondosság esetén sem lehetnek mentesek minden hibától, torzítástól. Ezért a vásárlóerő-parítás alapján közös valutára átszámított adatok

közötti csekély különbségeknek nem szabad túl nagy jelentőséget tulajdonítani. A gyakorlati tapasztalatok szerint csak az 5 százalékpontnál nagyobb különbségekre érdemes felfigyelni.

Az EU-ra vonatkozóan a tranzitív vásárlóerő-paritásokat úgy szokás skálázni, hogy az EU-tagországok vásárlóerő-paritások segítségével euróra átszámított GDP-adatainak összege egyezzen meg a GDP-t eleve euróban közlő EMU-tagok és a GDP-t nem euróban közlő többi tagország piaci árfolyamok segítségével euróra átszámított GDP-adatainak összegével. Az így skálázott vásárlóerő-paritások segítségével euróra átszámított, illetve összesített GDP-adatak mértékegysége a *vásárlóerő standard*, röviden *PPS*, amit kissé pontosabban euró alapú *PPS*-nek lenne indokolt nevezni. A skálázás módja miatt 1 *PPS* vásárlóereje ugyanannyi, mint 1 euróé az EU-ban átlagosan.

A mondottak illusztrálása céljából egészítsük ki a korábbi példa adatait még azzal, hogy az összehasonlítás évében a három ország évi átlagos népességszáma rendre 50, 40 és 10 millió fő. A három ország összes fogyasztása ennek megfelelően 60 milliárd *D*, 12 milliárd *T* és 35 milliárd *P*.

Válasszuk ezúttal mértékegységnek a *tallért*. A 11. tábla az összes fogyasztás nemzeti valutában rendelkezésre álló és különféle módokon tallerra átszámított értékeit mutatja. Látható, hogy a tallerra való átszámítás rendre a valutaárfolyammal, a vásárlóerő-paritással és az alkalmasan normált vásárlóerő-paritással történt. Igazán megalapozott volumen-összehasonlításokra a korábban mondottak miatt csak a két utolsó oszlopbeli adatok alkalmasak.

11. tábla

Az összes fogyasztás átszámítása tallerra

Ország	Lakosság (millió fő)	Összes fogyasztás (milliárd)			
		nemzeti valutában	tallérban		
			<i>ER</i>	<i>PPP</i>	<i>PPS</i>
			alapján		
A	50	60	13,200	13,914	13,297
B	40	12	12,000	12,000	11,468
C	10	35	2,026	2,576	2,462
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	–	<i>27,226</i>	<i>28,490</i>	<i>27,227</i>

A 12. tábla az egy főre jutó fogyasztás tallérban és tallér alapú *PPS*-ben megadott értékeit és az ezeken alapuló összehasonlítás eredményeit mutatja. A táblából látható, hogy a *PPP*-vel tallerra átszámított és a tallér alapú *PPS*-ben kifejezett értékek összehasonlítása valóban ugyanarra az eredményre vezet, sőt még az ezekkel azonos bázisú bilaterális volumenindexek is ugyanazt az eredményt adják. Ez is azt támasztja alá, hogy az EKS-módszer segítségével tranzitívvá tett bilaterális *PPP*-k és az azok felhasználásával nyert volumenindexek valójában multilaterális összehasonlítási eredmények. Látható, hogy a vásárlóerő-paritás használata mind az *A*, mind a *C* ország egy főre jutó fogyasztását felülértékeli a *B* ország megfelelő adatához képest. Pontosan a megfelelő árszínvonal-eltérési indexek arányában, hiszen a dukát árszínvonal 5,4 százalékkal magasabb a tallér árszínvonalnál, a peták árszínvonal pedig 27,1 százalékkal

magasabb annál. Ez a megfelelő relációjú vásárlóerő-paritások és árfolyamok összevetésével igen könnyen igazolható.

12. tábla

Az egy főre jutó fogyasztás volumene a három országban

Ország	Az egy főre jutó fogyasztás						Bilaterális I_q
	ER -rel		PPP -vel		PPS -sel		
	tallérra átszámítva						
	Érték	B = 100	Érték	B = 100	Érték	B = 100	B = 100
A	264	88,0	278,3	92,8	265,9	92,8	92,8
B	300	100,0	300	100,0	286,7	100,0	100,0
C	202,6	67,5	257,6	85,9	246,2	85,9	85,9
Σ	272,3	90,8	284,9	95,0	272,3	95,0	95,0

Az EU-tagok PPS-ben kifejezett bruttó hazai termékét minden évre vonatkozóan meghatározzák és egy előre adott felülvizsgálati rend szerint teszik közzé. A tárgyévre vonatkozó első becslés, amit *nowcast*-nak neveznek, a tárgyév vége után hat hónappal lát napvilágot. Ez mind az alapsoportok átlagos vásárlóerő-paritásainak, mind az azok átlagolásához szükséges súlyoknak a tárgyévet megelőző évről rendelkezésre álló információk alapján előrejelzett értékein alapul. A második – előzetesnek nevezett – adatokat a tárgyévet követő év végén teszik közzé. Ezekhez már a tárgyévre vonatkozó ármegfigyeléseket is felhasználják. A végleges változat a tárgyévet követő második év végére készül el, amihez már a tárgyévre vonatkozó nemzeti számlákból származó felülvizsgált adatokat használják fel az alapsoportok átlagos vásárlóerő-paritásainak aggregálására, átlagolására. Ezt még azzal érdemes kiegészíteni, hogy egy-egy évben csak az alapsoportok mintegy egyharmadára végeznek ármegfigyeléseket az átlagos vásárlóerő-paritások meghatározása céljából, a többi alapsoport átlagos vásárlóerő-paritáit pedig csak továbbvezetik az alapsoportokra vonatkozó nemzeti vagy harmonizált árindexekre támaszkodva. Így az egymást követő évekre vonatkozó vásárlóerő-paritások valójában egy hároméves gördülő „benchmark”-megközelítés alapján állnak elő. Ezen azt értik, hogy egy olyan év összehasonlítási eredményei képezik a további évekre vonatkozó összehasonlítások kiindulópontját (a „benchmark”-ot), melyben minden alapsoportra nézve az adott évben végzett ármegfigyelések alapján határozták meg az átlagos vásárlóerő-paritásokat.

A 13. táblában az EU-tagországok és Magyarország egy főre jutó bruttó hazai terméke közötti összehasonlítás legfrissebb eredményeit tartalmazza tájékoztatásul, melyek a előbb vázolt módon születtek. A táblában látható 2002. évi adat még előzetes adat, a megfelelő végleges adatot csak 2004 végén publikálják. A táblából látható, hogy a legnagyobb értéket mutató Luxemburg egy főre jutó bruttó hazai terméke csaknem kétszerese az EU-átlagnak. Ennek egyik okaként azt említik meg az adatokat közlő kiadványok, hogy Luxemburgban igen sok az országhatáron keresztül rendszeresen ingázó foglalkoztatott, akik Luxemburg bruttó hazai termékének létrehozásában részt vesznek, de nem számítanak a rezidens lakosok közé.

13. tábla

Magyarország és az EU tagországok PPS-ben számított egy főre jutó bruttó hazai terméke
(EU-átlag = 100)

Az ország		Az		
		1995	2000	2002
neve	betűjele	évben		
Belgium	BE	109	106	107
Dánia	DK	113	116	113
Németország	DE	108	102	100
Görögország	EL	65	66	71
Spanyolország	ES	79	83	86
Franciaország	FR	104	104	105
Írország	IE	90	115	125
Olaszország	IT	104	101	98
Luxemburg	LU	161	199	189
Hollandia	NL	109	111	111
Ausztria	AT	114	114	111
Portugália	PT	66	70	71
Finnország	FI	96	104	102
Svédország	SE	107	109	105
Egyesült Királyság	UK	100	104	107
Magyarország	HU	45	49	53

Forrás: Purchasing Power Parities and related economic indicators for EU, Acceding and Candidate Countries and EFTA. Statistics in focus, *Economy and Finance*. 2003. évi 64. sz.

Végül a legfrissebb, a már 25 tagú EU-ra vonatkozó eredményeket a 14. tábla mutatja.

14. tábla

A PPS-ben számított egy főre jutó bruttó hazai termék 2003-ban
(EU-átlag = 100)

Az ország		EU25=100	Az ország		EU25=100
neve	betűjele		neve	betűjele	
Luxemburg	LU	208	EU25	□	100
Írország	IE	131	Spanyolország	ES	95
Dánia	DK	123	Ciprus	CY	83
Ausztria	AT	121	Görögország	EL	79
Hollandia	NL	120	Szlovénia	SI	77
Egyesült Királyság	UK	119	Portugália	PT	75
Belgium	BE	116	Málta	MT	73
Svédország	SE	115	Cseh Köztársaság	CZ	69
Franciaország	FR	113	Magyarország	HU	61
Finnország	FI	111	Szlovákia	SK	51
EU15	□	109	Észtország	EE	48
Németország	DE	108	Litvánia	LT	46
Olaszország	IT	107	Lengyelország	PL	46
EMU-országok	□	107	Lettország	LV	42

Forrás: Eurostat News Release. 2004. évi 73. sz.

A táblában szereplő adatok azonban még csak hangsúlyozottan provizórikus előrejelzések, melyek gyors közzétételét minden bizonnyal az EU idei májusi bővülése is motivált. A táblázat alapján megállapítható, hogy az EU 25 tagúvá válása mintegy 8 százalékkal csökkentette az EU egy főre jutó bruttó hazai termékét.

IRODALOM

- DRECHSLER L. [1973]: Az indexek súlyozásának kérdései a nemzetközi összehasonlításokban. *Statisztikai Szemle*. 51. évf. 5. sz. 454–474. old.
- Eurostat [1996]. *European System of Accounts (ESA 1995)*. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- HUNYADI L. – VITA L. [2003]: *Statisztika közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KÖVES P. [1981]: *Indexelmélet és közgazdasági valóság*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- KÖVES P. [1999]: EKS index and international comparisons. *Hungarian Statistical Review*. Special Number 3. 3–14. old.
- KRUGMAN, P. R. – OBSTFELD, M. [2003]: *Nemzetközi gazdaságtan. Elmélet és gazdaságpolitika*. Panem. Budapest.
- SZILÁGYI GY. [1991]: *Nemzetközi gazdaságstatisztika*. Aula Kiadó. Budapest.
- SZILÁGYI GY. [1999]: Reflections on purchasing power parities and real values. *Hungarian Statistical Review*. Special Number 3. 44–48 old.
- SAMUELSON, P. A. – NORDHAUS, W. D. [2000]: *Közgazdaságtan*. KJK-KERSZÖV. Budapest.
- System of National Accounts (SNA 93)* [1993]. Commission of the European Communities, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development. United Nations and World Bank. Brussels/Luxembourg. New York. Paris. Washington, D. C.
- The Worldbank: ICP Handbook 2004* [2004]. The World Bank website. www.worldbank.org August.

SUMMARY

The article outlines the process of producing purchasing power parities for the purposes of international comparison of the volume of national economic aggregates. It also shows how purchasing parities are used in the EU to express the national aggregates of Member States in purchasing power standard (PPS). The whole process is illustrated by an easy-to-comprehend fictitious numerical example. Finally, some of the most recent comparison results for the enlarged EU are also presented.

ROTÁCIÓ AZ EGYSZERŰ FAKTORSTRUKTÚRÁÉRT

DR. HAJDU OTTÓ

A tanulmány egyfelől áttekinti az analitikus rotációs kritériumok lényegét, segítve ezzel a megfelelő eljárás kiválasztását, emellett a standard (statisztikai szoftverekben hozzáférhető) módszerek mellett bemutatja az irodalomban napjainkig kidolgozott és nevezetessé vált ortogonális és oblique eljárásokat is. Felhívjuk továbbá a figyelmet a faktorsúlyok egyszerűségének, illetve komplexitásának a mérhetőségére, részletesen tárgyaljuk a releváns egyszerűségi indexeket, és kitérünk a súlyozott rotáció problémájára is.

TÁRGYSZÓ: Exploratív faktoranalízis. Rotáció. Egyszerűségi index.

Az exploratív faktoranalízis célja a faktorsúlyok (loading) minél egyszerűbb struktúrájának feltárása posztulált faktorok megfigyelt indikátoraiból kiindulva. A leg-egyszerűbb a struktúra, ha egy indikátort csak egyetlen faktor magyaráz nemzéró súlylyal. Az ilyen indikátor komplexitása egységnyi. A faktorsúlyok meghatározására többféle módszer is rendelkezésre áll. Bármelyik módszert is tekintjük, az „extrahálás”¹ célfüggvénye sosem valamely „egyszerűségi kritérium” optimalása, hanem valamely becslési kritérium (magyarázott variancia, hiba-négyzetösszeg, minta-likelihood) javítása. Így kezdeti megoldásként nehezen értelmezhető faktorsúly-struktúra várható (egynél nagyobb komplexitású indikátorokkal). Mindemellett, ha már egy megoldás rendelkezésre áll, akkor ennek végtelen számú rotációja is kielégíti a faktormodellt. Ezért az egyszerű struktúra kialakítása (ha kialakítható egyáltalán) egy második, rotációs lépés feladata.

Az egyszerűség sajnos nem definiálható egyértelműen, számos kritérium mentén javítható, és ennek eredménye többféle indexszel jellemezhető. Léteznek ortogonális technikák korrelálatlan faktorok esetére, és ún. „oblique”, ferdeszögű eljárások korrelált faktorok feltevése mellett. Egy részük elérhető standard statisztikai szoftverekben, másrészt az elmélet fejlődését szolgálja. Mindenesetre kritériumrendszerük szövevényes, és az egyes kritériumok akár lényegesen eltérő eredményre is vezethetnek. Látható, hogy az exploratív faktoranalízis kulcslépése a rotáció, mert a végső faktorsúly-mátrix próbálkozások sorozatának az eredménye.

¹ „Factor extraction.”

MEGSZORÍTÁSOK A FAKTORMODELLBEN

Feltevésünk szerint a vizsgálatunkba vont megfigyelt változók korrelációs rendszerét kevés számú, közvetlenül meg nem figyelhető latens változó, faktor indokolja. A megfigyelt változó alakulását valamely latens tulajdonsághoz való igazodás mozgatja, ezért a megfigyelt változót a vonatkozó faktor *indikátoraként* kezeljük. A faktormodell parametrikus formában

$$\mathbf{x}_{(p,1)} = \mathbf{\Lambda}_{(p,m)} \mathbf{f}_{(m,1)} + \mathbf{u}_{(p,1)}, \quad /1/$$

ahol az $\mathbf{x}=[x_1, x_2, \dots, x_p]^T$ vektor tartalmazza a p számú indikátort, az $\mathbf{f}=[f_1, f_2, \dots, f_m]^T$ vektor az m számú közös faktort (amelyek mindegyike okozhatja bármelyik indikátor alakulását) az $\mathbf{u}=[u_1, u_2, \dots, u_p]^T$ vektor pedig az egyedi faktorokat, melyek egyedileg csak a saját indikátorukat magyarázzák. A (p, m) méretű $\mathbf{\Lambda}$ „*pattern*” súlymátrix tartalmazza a λ_{jk} (loading) faktorsúlyokat. Magasabb abszolút értékű faktorsúly fontosabb faktort jelez az illető indikátor alakulása szempontjából.

Az /1/ azonosság alapján az indikátorok (p, p) méretű \mathbf{C} kovariancia mátrixa kifejezhető a faktorközi kovarianciák és a faktorsúlyok felhasználásával:

$$\mathbf{C} = \mathbf{\Lambda} \mathbf{C}_{ff} \mathbf{\Lambda}^T + \mathbf{C}_{uu} + \mathbf{\Lambda} \mathbf{C}_{fu} + \mathbf{C}_{uf} \mathbf{\Lambda}^T. \quad /2/$$

Az exploratív faktormodell feltevése szerint az egyedi faktorok minden más faktoralal korrelálatlanok. Ekkor \mathbf{C}_{uu} diagonális és $\mathbf{C}_{fu} = \mathbf{0}$. E megszorítások eredményeképpen a megfigyelt változók kovariancia mátrixának dekompozíciója az alábbi formát ölti:

$$\mathbf{C} = \mathbf{\Lambda} \mathbf{\Phi} \mathbf{\Lambda}^T + \mathbf{\Psi}^2, \quad /3/$$

ahol $\mathbf{\Phi}$ és $\mathbf{\Psi}^2$ megszokott jelölései a közös, illetve az egyedi faktorok kovariancia mátrixainak. Korrelálatlan (ortogonális, vagy derékszögű) faktorokat tekintve $\mathbf{\Phi}$ diagonális, és ha a faktorok standardizáltak, akkor egyben egységmátrix is. Egy nemdiagonális $\mathbf{\Phi}$ korrelált „*oblique*” (másképpen ferdeszögű) faktorokat jelent.

Exploratív analízist végezve alapvetően a $\mathbf{\Lambda}$, $\mathbf{\Phi}$, $\mathbf{\Psi}^2$ paramétereket becsüljük a /3/ egyenletben, annyi megszorítással, hogy a közös faktorok standardizáltak, vagyis $\mathbf{\Phi}$ korrelációs mátrix.

Vegyük észre, hogy ha egy megoldás adott, akkor bármely $\mathbf{T}_{(m,m)}$ nonszinguláris transzformáció mellett /1/ továbbra is teljesül:

$$\mathbf{x} = (\mathbf{\Lambda} \mathbf{T}^{-1}) (\mathbf{T} \mathbf{f}) + \mathbf{u}. \quad /4/$$

Elvégezve az $\mathbf{f}^* = \mathbf{T} \mathbf{f}$ és $\mathbf{\Lambda}^* = \mathbf{\Lambda} \mathbf{T}^{-1}$ helyettesítéseket *oblique* azaz ferdeszögű rotációt hajtunk végre, és a transzformált faktorok kovariancia mátrixa $\mathbf{T} \mathbf{\Phi} \mathbf{T}^T = \mathbf{\Phi}^*$, tehát a reprodukált kovariancia mátrix változatlan marad:

$$\mathbf{\Lambda}^* \mathbf{\Phi}^* \mathbf{\Lambda}^{*T} = \mathbf{\Lambda} \mathbf{\Phi} \mathbf{\Lambda}^T.$$

Speciálisan ortogonális forgatást végzünk akkor, ha a faktorok korrelálatlanok és \mathbf{T} ortonormált: $\mathbf{T}^T = \mathbf{T}^{-1}$. Ilyenkor a kommunalitások *változatlanok* maradnak az *ortogonális* forgatás során.

Végző célunk megadni a Λ faktorsúlyok mintázatának lehető legegyszerűbb, leginkább értelmezhető struktúráját. A struktúrában adott faktor világosan nagy súllyal kötődik néhány (kevés) indikátorhoz és zéróközeleli súllyal a többi indikátorhoz. Az ilyen struktúra hivatkozásunkban „egyszerű struktúra”. Az egyszerű struktúra feltárása több lépésben történik. Előbb induló megoldást adunk a faktorsúlyokra, majd forgatási technikával (ferdeszögűvel, vagy ha elég, akkor ortogonálissal) vizsgáljuk, hogy mennyire lehető még egyszerűbbé a struktúra.

A minél egyszerűbb struktúra kialakításához számos stratégia áll rendelkezésre. A legismertebb ortogonális forgatási eljárások a *Varimax*, *Quartimin*, *Quartimax* és az *Equamax* technikák. Ezzel szemben az „oblique” eljárások megengedik a faktorok korreláltságát, hogy méginkább képesek legyenek reprezentálni az indikátorok megfelelő klasztereit.

A rotációs eljárások befolyásolják a faktorsúlyok értelmezését. Tekintsük ugyanis az f_k faktor és az x_j indikátor közötti kovarianciát, melyek rendszerét (mátrixát) faktorstruktúrának nevezünk:

$$\text{cov}(x_j, f_k) = \text{cov}\left(\left(\lambda_{j1}f_1 + \lambda_{j2}f_2 + \dots + \lambda_{jm}f_m + u_j\right), f_k\right). \quad /5/$$

Világos, hogy korrelálatlan és standardizált faktorok esetén a λ faktorsúly egyben struktúrát is jelent, viszont minden más esetben a struktúra jellemzésekor a faktorközi kovarianciákat és varianciákat is figyelembe kell venni.

AZ ORTOGONÁLIS ROTÁLÁS KRITÉRIUMAI

Adott $\mathbf{A}_{(p,m)}$ kezdeti súlymátrixból kiindulva keressük azt az ortonormált $\mathbf{T}_{(m,m)}$ transzformációs mátrixot, melyre a $\mathbf{B}=\mathbf{A}\mathbf{T}$ transzformált súlymátrix a lehető legegyszerűbb struktúrát mutatja. Mivel nincs egyértelmű kritériuma annak, hogy mikor érjük el a legegyszerűbb struktúrát, ezért választanunk kell az alkalmazandó *analitikus* kritériumok között, attól függően, hogy milyen célfüggvény mentén akarunk haladni az egyszerűbb struktúrák felé.

Definiáljuk a $\mathbf{Q}=\mathbf{B}^*\mathbf{B}$ mátrixot, ahol * az elemenkénti (Hadamard) szorzást jelöli, és legyen $q_{jk} = b_{jk}^2$ az általános eleme a \mathbf{Q} mátrixnak:

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} b_{11}^2 & b_{12}^2 & \dots & b_{1m}^2 \\ b_{21}^2 & b_{22}^2 & & b_{2m}^2 \\ \vdots & & \ddots & \\ b_{p1}^2 & b_{p2}^2 & & b_{pm}^2 \end{bmatrix}.$$

Ekkor \mathbf{Q} k -adik oszlopát \mathbf{q}_k ($k=1,2,\dots,m$), míg j -edik sorát \mathbf{q}_j ($j=1,2,\dots,p$) jelöli. Így az

oszlopok egyszerű összeadásával a \mathbf{q}_j kommunalitások \mathbf{q} oszlopvektorát kapjuk, amelyek q_j elemei (mint láttuk korábban) *nem változnak* forgatásról forgatásra:

$$\mathbf{q} = \begin{bmatrix} q_1 \\ q_2 \\ \vdots \\ q_p \end{bmatrix} = [\mathbf{q}_1 + \mathbf{q}_2 + \dots + \mathbf{q}_m] = \begin{bmatrix} m\bar{q}_1 \\ m\bar{q}_2 \\ \vdots \\ m\bar{q}_p \end{bmatrix},$$

ahol $\bar{q}_j = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m q_{jk}$ az x_j indikátor átlagos kommunalitása a $\bar{\mathbf{q}} = [\bar{q}_1, \bar{q}_2, \dots, \bar{q}_p]^T$ vektorba foglalva. A kommunalitások változatlanságából következően az összegük is változatlan, tehát a négyzetes faktorsúlyok valamennyi elemének az átlaga is konstans marad:

$$\bar{q} = \frac{1}{pm} \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^m q_{jk}. \quad /6/$$

Továbbmenve, az alábbi mennyiségek szintén invariánsak az ortogonális forgatásra, miközben felírhatók nevezetes analitikus forgatási kritériumok valamely kombinációjaként.²

1. A kommunalitások varianciája konstans, és – lévén oszlopok összege – kifejezhető az oszlopok varianciáinak és páronkénti kovarianciáinak az összegeként:

$$Var(\mathbf{q}) = Var(\mathbf{q}_1 + \mathbf{q}_2 + \dots + \mathbf{q}_m) = \underbrace{\sum_{k=1}^m Var(\mathbf{q}_k)}_{\text{varimax}} + \underbrace{\sum_{k \neq g} Cov(\mathbf{q}_k, \mathbf{q}_g)}_{\text{covarimin}}. \quad /7/$$

2. Az átlagos kommunalitások varianciája konstans, de mivel ez a variancia egyben *külső* varianciája a *sorok* szerint csoportosított négyzetes faktorsúlyoknak, ezért felírható a *totális* és a *belső* variancia különbségeként:

$$Var(\bar{\mathbf{q}}) = Var_K(\mathbf{Q}) = Var(\mathbf{Q}) - Var_B(\mathbf{Q}) =$$

$$= \left(\frac{1}{pm} \underbrace{\sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^p q_{jk}^2}_{\text{quartimax}} - \bar{q}^2 \right) - Var_B(\mathbf{Q}). \quad /8/$$

² Ha a $Var(\cdot)$ függvény argumentumában egy vektor vagy egy mátrix szerepel, akkor ezzel a vektoron (mátrixon) belüli valamennyi elem szórásnégyzetére hivatkozunk. Hasonlóan, ha a $Cov(\cdot)$ függvény argumentumában két vektor szerepel, akkor a két vektor megfelelő elemei közötti kovarianciára hivatkozunk.

A kommunalitások négyzetösszege konstans, mely a következő formában bontható fel:

$$\sum_{j=1}^p q_j^2 = \mathbf{q}^T \mathbf{q} = (\mathbf{Q}\mathbf{1})^T (\mathbf{Q}\mathbf{1}) = \mathbf{1}^T (\mathbf{Q}^T \mathbf{Q}) \mathbf{1} = \underbrace{\sum_{k=1}^m \mathbf{q}_k^T \mathbf{q}_k}_{\text{quartimax}} + \underbrace{\sum_{k \neq g} \mathbf{q}_k^T \mathbf{q}_g}_{\text{quartimin}}. \quad /9/$$

A *Varimax* kritérium (Kaiser [1958]) a \mathbf{Q} oszlopain belüli varianciák összegét maximalja, következésképpen az oszloppárokhoz tartozó kovarianciák összegét minimalja. Míg a *Varimax* kritérium konvergált maximált értékének előjele pozitív, addig a *Covarimin* kritérium minimált értéke negatív (negatív korreláció). E stratégia eredményeképpen a transzformált súlyok abszolút értékei egyhez vagy zéróhoz közelivé válnak, de adott oszloppárt tekintve ellentétesen alakulnak.³ Az eljárás kiegészítője a *ten Berge* algoritmus [1995] mely megakadályozza a *Varimax* módszert abban, hogy lokális maximumhoz konvergáljon.

Az ún. *Quartimax* kritériumot alkalmazva (Neuhaus–Wrigley [1954]) a faktorsúlyok negyedik hatványainak (másképpen a q^2 értékeknek) az összegét maximaljuk. A /8/ dekompozícióból látható, hogy ez akkor valósul meg, mikor a totális $\text{Var}(\mathbf{Q})$ variancia maximalt, és ekkor a *belső*, átlagos *sonon belüli* variancia is maximalt. A /9/ felbontásból pedig az olvasható ki, hogy a *Quartimax* kritérium maximalja a $\mathbf{Q}^T \mathbf{Q}$ mátrix nyomát (trace), így a sajátértékeinek az összegét is. A nyom maximalása viszont kevés számú nagy sajátérték kialakulásához, következésképpen (tipikusan) egy általános közös faktor feltárásához vezet. Hasonlóan a *Varimax-Covarimin* esethez, a *Quartimax* kritérium optimalizálása egyben a *Quartimin* kritérium (Caroll [1953]) optimalizálását is eredményezi.

A fent tárgyalt kritériumok mindegyike speciális esete az általános, paraméteres $G(\gamma)$ egyszerűségi kritériumnak, amely mindig minimalizálandó:

$$G(\gamma) = \sum_{k \neq g} \left(\sum_{j=1}^p q_{jk} q_{jg} - \frac{\gamma}{p} \sum_{j=1}^p q_{jk} \sum_{j=1}^p q_{jg} \right) \rightarrow \min. \quad /10/$$

Látható, hogy $G(1)$ a *Covarimin* és egyben a *Varimax* kritériumokat jelenti, míg a pozitív $G(0)$ a *Quartimin* és ugyanakkor a *Quartimax* kritériumokat nyújtja:

$$G(0) = \sum_{k \neq g} \mathbf{q}_k^T \mathbf{q}_g \rightarrow \min.$$

A γ paraméter ortogonális forgatáshoz ajánlott értékei a $0 \leq \gamma \leq 1$ intervallumban vannak.

Végül a $G(\gamma)$ kritérium a $G(0)$ és a $G(1)$ kritériumok súlyozott átlaga:

$$G(\gamma) = G(0) - \gamma(G(0) - G(1)) = (1 - \gamma)G(0) + \gamma G(1).$$

³ Ez a magyarázata annak, hogy némely statisztikai programcsomag *Varimax* opció mellett negatív egyszerűségi kritérium sorozatot közöl, mert analitikusan a *covarimin* kritériumot optimalja.

Ortogonalis forgatáskor γ alacsony értéke a súlymátrix sorait, magas értéke pedig az oszlopait egyszerűsíti. Egyenlő súlyok mellett a $G(1/2)$ *Biquartimax* kritériumot kapjuk, míg $G(m/2)$ az *Equamax* kritériumot adja. Ez utóbbi kritériumok nem hangsúlyozzák külön sem az oszlopok, sem a sorok egyszerű struktúráját.

Annak megítélésére, hogy az egyszerű struktúra mennyire vált a forgatás hatására egyszerűvé, *Kaiser* [1974] az alábbi IFS indexet (index of factorial simplicity) javasolta, a quartimin kritériumból kiindulva:

$$IFS = \sqrt{1 - \frac{\text{quartimin}}{\max\{\text{quartimin}\}}} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^p \left[m \sum_{k=1}^m q_{jk}^2 - \left(\sum_{k=1}^m q_{jk} \right)^2 \right]}{\sum_{j=1}^p \left[(m-1) \left(\sum_{k=1}^m q_{jk} \right)^2 \right]}}$$

Perfekt egyszerűségi struktúra esetén az *IFS* index értéke 1 (perfekt egyszerűségi struktúránál minden indikátor egységnyi komplexitású, azaz csak egy faktorban szerepel zérótól különböző súllyal $\text{quartimin}=0$). Ugyanakkor az $IFS=0$, amikor a struktúra a legkevésbé egyszerű, vagyis adott indikátor egyenlő súllyal tartozik valamennyi faktorhoz. Mindazonáltal hátránya az *IFS* indexnek, hogy értéke a faktorok *skalájának* is függvénye.

Az ún. „*Orthosim*” technika (*Bentler* [1977]) már eleve egy skálafüggetlen egyszerűségi index optimalizálásán alapul.⁴ Tekintsük a $\mathbf{D} = \text{diag}(\mathbf{Q}^T \mathbf{Q})$ módon képzett diagonális mátrixot. Az egyszerűségi indexet *Bentler* mint maximálandó *általánosított varianciát* (generalized variance) definiálja, a következők szerint:

$$GV = |\mathbf{D}^{-1/2} (\mathbf{Q}^T \mathbf{Q}) \mathbf{D}^{-1/2}| \rightarrow \max .$$

E determináns értéke 0 és 1 között változik, lévén egy szimmetrikus, nemnegatív definit mátrixhoz tartozik, melynek valamennyi diagonális eleme egységnyi. Hangsúlyozandó, hogy *GV* invariáns arra az esetre, ha *B* oszlopait egy diagonális mátrixszal átskálázzuk. Az index értéke $GV=1$, ha a faktormintázat faktoriálisan egyszerű (*Kaiser* [1974]), amikor is egységmátrix determinánsát számítjuk. Ugyanakkor $GV=0$ mindenkor, amikor \mathbf{Q} oszlopai lineárisan összefüggők. Ez a helyzet akkor is, ha valamennyi indikátor azonos súllyal szerepel valamennyi faktorban (vagyis minden egyes indikátor komplexitása a lehető legnagyobb (*m*)), de akkor is ha a faktorsúly-mátrix oszlopai proporcionálisan származnak egymásból, vagy az oszlopok egy előjeltől eltekintve azonosak. Sajnos, a $GV=0$ érték nem föltétlenül az egyszerűség hiányához (a komplexitáshoz) kötődik.

Mindazonáltal *GV* maximálása végett – egy ortonormált \mathbf{T} tekintetében – a következő feltételnek kell teljesülni (*Bentler* [1977]):

$$\mathbf{A}^T (\mathbf{B} * \mathbf{C}) = \mathbf{M} \mathbf{T}, \text{ ahol } \mathbf{C} = \mathbf{Q} (\mathbf{Q}^T \mathbf{Q})^{-1}$$

⁴ Az *orthosim* eljárás korántsem közismert. Mint exploratív technika, hozzáférhető az EQS szoftverben.

és \mathbf{M} Lagrange-szorók szimmetrikus mátrixa. Ekkor az Eckart–Young-féle szinguláris érték felbontást (SVD) alkalmazva:

$$\mathbf{A}^T (\mathbf{B} * \mathbf{C}) = (\mathbf{U}\mathbf{V}\mathbf{U}^T) (\mathbf{U}\mathbf{W}^T),$$

ahol \mathbf{U} a bal oldali, \mathbf{W} a jobb oldali szinguláris vektorokat tartalmazó mátrixok (eleget téve definíció szerint az $\mathbf{U}^T \mathbf{U} = \mathbf{I}$, és $\mathbf{W}^T \mathbf{W} = \mathbf{I}$ feltételeknek), és \mathbf{V} a szinguláris értékek diagonális mátrixa. Ekkor a

$$\mathbf{T} = \mathbf{U}\mathbf{W}^T$$

transzformációs mátrix láthatóan ortonormált. Kiindulva egy kezdeti \mathbf{T} becslésből, például az egységmátrixból, az eljárás új becslést számít a \mathbf{B} és \mathbf{C} mátrixokra, majd új SVD készül, és a folyamat akkor áll le, mikor \mathbf{T} stabilizálódott.

Végül megemlítjük, hogy az ortogonális forgatás egy igen általános és egyszerű módszerét – nevezetesen a BSV (basic singular value) eljárást – javasolja *Jennrich* [2001] mely a $\partial f / \partial \mathbf{T} + \alpha \mathbf{T}$ mátrix SVD felbontásán alapul, ahol $f(\mathbf{T})$ tetszőleges, maximálandó egyszerűségi függvény. Bár az eljárás a vizsgált esetek mindegyikénél konvergált, a konvergencia elméletileg nem igazolt, és a megfelelő α szorzó megválasztása is nehézkes.

„OBLIQUE” ROTÁCIÓ KORRELÁLT FAKTOROKÉRT

Még egyszerűbb faktorstruktúrát nyerhetünk, ha föloldjuk a korrelálatlan faktorok követelményét. Például, ha a GV kritérium maximálásakor megengedjük, hogy \mathbf{T} korrelált faktorokat eredményezzen, akkor az ún. *Oblisim* módszert kapjuk (*Bentler* [1977]). A továbbiakban a következő eljárásokat tárgyaljuk részletesen: *Direct oblimin* (*Quartimin*), *Promax* és a *független klaszterek* módszerét. Az előbbi kettő elérhető elérhető standard statisztikai programcsomagokban.

A Direct oblimin” eljárás

Az ún. *direct oblimin* módszer (*Jennrich–Sampson* [1966]) szintén a $G(\gamma)$ kritériumot minimalja, de a $\gamma < 0,8$ intervallumon. Növekvő gamma méginkább korrelált (oblique) faktorokat eredményez, de pozitív gamma értékek (különösen, mikor $\gamma > 0,8$) konvergencia problémákhoz vezetnek. Oblique esetben a $G(0)$ kritériumot speciálisan *Direct quartimin* kritériumnak nevezzük. E módszer elemi rotációk sorozatán át halad. Egy közbülső lépésben tekintsünk két (standardizált) faktort: f_1 és f_2 . Egy elemi rotálás abból áll, hogy rotáljuk az f_1 faktort az f_1 és f_2 faktorok síkjában úgy, hogy az eredményül kapott faktorsúlyok minimalizálják a $G(0)$ kritérium értékét. A rotált f_1' faktor most:

$$f_1' = t_1 f_1 + t_2 f_2,$$

ahol a

$$\text{Var}(f_1') = t_1^2 + 2t_1 t_2 \text{Cov}(f_1, f_2) + t_2^2 = 1$$

standardizálást megköveteljük. Jelölje a_1 és a_2 a rotálás előtti, míg a'_1 és a'_2 a rotálás utáni faktorsúlyokat. Így

$$a_1 f_1 + a_2 f_2 = a'_1(t_1 f_1 + t_2 f_2) + a'_2 f_2,$$

majd egyszerű átalakítások után kapjuk

$$a'_1 = a_1 / t_1,$$

$$a'_2 = -t_2 a_1 / t_1 + a_2.$$

Az $1/t_1$, és a t_2/t_1 értékeket $G(0)$ minimalizálása útján kapjuk. A korrelációt a két faktor között az alábbi egyenletből számítjuk:

$$\text{Cov}(f'_1, f_2) = \text{Cov}((t_1 f_1 + t_2 f_2), f_2) = t_1 \text{Cov}(f_1, f_2) + t_2 \text{Cov}(f_2, f_2).$$

Ezzel egy elemi rotáció véget ér. Minden lehetséges faktorpárt figyelembe véve a rotálást addig folytatjuk, míg $G(0)$ konvergál. Itt emeljük ki, hogy a *Direct quartimin* eljárás feltárja a *perfekt* egyszerű struktúrát, ha az a valós helyzet.

A Promax módszer

Egy másik elterjedt technika a *Promax* módszer (*Hendrickson–White* [1964]) mely az eredeti \mathbf{A} súlymátrix \mathbf{V} *Varimax* rotációjából indul ki. Tekintsük az \mathbf{Y} mátrixot, melynek elemeit a következők szerint definiáljuk:

$$y_{jk} = |v_{jk}^{k-1}| v_{jk},$$

ahol $k > 1$ integer. Így y_{jk} előjele ugyanaz, mint v_{jk} előjele, míg abszolút értéke v_{jk}^k abszolút értékével azonos. Keressük a \mathbf{b}_k koefficiensek legkisebb négyzetek (OLS) becslését az

$$\mathbf{y}_k = \mathbf{V} \mathbf{b}_k + \mathbf{e}_k$$

regresszióban, ahol \mathbf{Y} k -adik oszlopa \mathbf{y}_k . A jólismert OLS becslést alkalmazva

$$\mathbf{B}_{(m,m)} = [\mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \dots, \mathbf{b}_m] = (\mathbf{V}^T \mathbf{V})^{-1} \mathbf{V}^T \mathbf{Y}$$

és a rotált súlymátrix: $\mathbf{V} \mathbf{B}$. A \mathbf{B} mátrix hatása általában az, hogy az abszolút értékben relatíve nagy faktorsúlyokat tovább növeli, a relatíve kicsiket pedig tovább csökkenti.

A gyakorlatban érdemes úgy átskálázni \mathbf{B} oszlopait, hogy a transzformált faktorok varianciája egységnyi legyen. Ennek érdekében helyettesítjük a \mathbf{B} mátrixot az $\mathbf{M} = \mathbf{B} \mathbf{D}$ mátrixszal, ahol $\mathbf{D}^2 = \text{diag}[(\mathbf{B}^T \mathbf{B})^{-1}]$. Ezáltal – a /4/ azonosságot tekintve – a rotált fak-

torok korrelációs mátrixa: $\Phi = (\mathbf{M}^T \mathbf{M})^{-1}$. A κ paraméter értékének javasolt intervalluma: [2,4]. Túl magas κ méginkább egyszerűsíti a struktúrát, de túlságosan korrelált faktorokat eredményez.

A „Simplimax” algoritmus

A Simplimax eljárás (Kiers [1994]) a Promax egy módosított formája, amely – az egyszerűség maximálása érdekében – alábbi diszkrepancia kritériumot minimalja

$$S = \|\mathbf{A}\mathbf{T} - \mathbf{L}\|^2 \rightarrow \min ,$$

ahol \mathbf{A} a rotálandó ortogonális loading-mátrix és \mathbf{L} az n_0 számú zérót tartalmazó célmátrix. Így \mathbf{L} nemzéro elemeinek a száma $pm - n_0$. Az n_0 értékét előre rögzíteni kell, de a zérók pozíciói az eljárás során, annak eredményeképpen alakulnak ki. A zéró pozíciók megjelölésére a (p, m) méretű \mathbf{W} bináris, indikátor mátrixot használjuk, mely $w_{jk} = 0$ elemeket tartalmaz a zéró-pozíciókon és $w_{jk} = 1$ elemeket egyébként. Jelölje a_{jk} az $\mathbf{A}\mathbf{T}$ szorzatmátrix általános elemét. Ekkor

$$S = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^p (a_{jk} - w_{jk} l_{jk})^2 = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^p (1 - w_{jk}) a_{jk}^2 + \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^p w_{jk} (a_{jk} - l_{jk})^2 .$$

A kifejezés jobb oldalán az első tag \mathbf{L} zéró, a második tag pedig \mathbf{L} nemzéro elemeihez kötődik. Mivel $w_{jk} = 1$ esetén az $a_{jk} = l_{jk}$ választással a második tag zéróvá válik, ezért \mathbf{L} eliminálódik a feladatból és a minimalizálás most már csak az első tag tekintetében történik:

$$S^* = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^p (1 - w_{jk}) a_{jk}^2 \rightarrow \min .$$

Az S^* kritériumot w tekintetében akkor minimaljuk, ha megkeressük az n_0 számú legkisebb a_{jk}^2 értéket, és a \mathbf{W} mátrixban az ő pozíciójukhoz zérót, minden más pozícióhoz pedig 1-et rendelünk. Ezt követően az S^* kritériumot \mathbf{T} tekintetében minimaljuk, majd az eljárást iteratív módon folytatjuk. A lokális minimum elkerülése érdekében az eljárást számos induló \mathbf{T} mátrixból kiindulva végrehajtjuk, majd a minimális célfüggvény-érték alapján választunk közülük.

Az „Orthoblique” eljárás

Jelölje $\mathbf{R}_{(p,p)}^*$ a mindenkor faktorizálendő mátrixot, mely szimmetrikus, és rangja m ($m < p$). Ekkor \mathbf{R}^* spektrális felbontása:

$$\mathbf{R}_{(p,p)}^* = \mathbf{V}\mathbf{L}(\mathbf{V}\mathbf{L})^T = \mathbf{V}\mathbf{L}^2\mathbf{V}^T ,$$

ahol az $\mathbf{L}_{(m,m)}^2$ diagonális mátrix diagonális elemei a nemzéró sajátértékek, \mathbf{V} oszlopai pedig a megfelelő sajátvektorok. Az orthoblique rotálás lényege, hogy kiindulva a $\mathbf{V}\mathbf{L}$ faktorsúlyokból, vagy azok valamely tetszőleges ortogonális forgatásával nyert faktorsúlyokból, kizárólag ortonormált \mathbf{T} transzformációkon át végül korrelált faktorokra vonatkozó faktorsúlyokhoz jussunk. Általában

$$\begin{aligned}\mathbf{R}^* &= \mathbf{V}\mathbf{L}^2\mathbf{V}^T = \\ &= (\mathbf{V}\mathbf{L}\mathbf{D}_2\mathbf{T}\mathbf{D}_1) \cdot (\mathbf{D}_1^{-1}\mathbf{T}^T\mathbf{D}_2^{-1}\mathbf{L}^{-1}\mathbf{L}^2\mathbf{L}^{-1}\mathbf{D}_2^{-1}\mathbf{T}\mathbf{D}_1^{-1}) \cdot (\mathbf{D}_1\mathbf{T}^T\mathbf{D}_2\mathbf{L}\mathbf{V}^T) = \\ &= \mathbf{A}\mathbf{R}_{ff}\mathbf{A}^T,\end{aligned}$$

ahol \mathbf{A} , \mathbf{R}_{ff} és \mathbf{A}^T a megfelelő zárójelben lévő szorzatokat tömöríti, továbbá a \mathbf{T} mátrix ortonormált ($\mathbf{T}\mathbf{T}^T = \mathbf{T}^T\mathbf{T} = \mathbf{I}$) és valamennyi \mathbf{D} mátrix pozitív definit diagonális. Mivel egyszerűbb alakban a faktorközi korrelációk mátrixa:

$$\mathbf{R}_{ff} = \mathbf{D}_1^{-1}\mathbf{T}^T\mathbf{D}_2^{-2}\mathbf{T}\mathbf{D}_1^{-1} \quad /11/$$

ezért, ha \mathbf{T}_1 és \mathbf{D}_2 rögzített, akkor \mathbf{D}_1 is meghatározott. A \mathbf{D}_1 mátrix egyedüli szerepe, hogy az inverzével való normalizálás az \mathbf{R}_{ff} korrelációs mátrix átlóján *egységnyi* diagonális elemeket biztosít. A /11/ rotálás ortogonális, és nem ortogonális faktormegoldásokat is magában foglal. Az ortogonális megoldások körét a $\mathbf{D}_2 = \mathbf{D}_1 = \mathbf{I}$ megszorítás eredményezi. Ha $\mathbf{D}_2 \neq \mathbf{I}$, akkor oblique megoldáshoz, korrelált faktorokhoz jutunk. A rotálás végrehajtása \mathbf{T}_1 és \mathbf{D}_2 rögzítését igényli. Ez többféle megfontolás alapján történhet. Egyféle megoldáshoz a *független klaszterek* esete vezet el. Ennek lényege a következő (*Harris–Kaiser* [1964]): Az indikátorok független klasztert alkotnak, ha a faktorsúlyok mátrixában minden sorban csak egyetlen zérótól különböző érték van, más szavakkal, a mátrix perfekt egyszerű struktúrát mutat. Ekkor viszont $\mathbf{A}^T\mathbf{A}$ biztosan diagonális. Ennek biztosítása tehát racionális követelmény. Ez pedig teljesül akkor, ha $\mathbf{L}\mathbf{D}_2 = \mathbf{D}_3 = \mathbf{I}$. (Vegyük észre, hogy ortogonális esetben $\mathbf{D}_3 = \mathbf{L}$.) Ugyanis

$$\mathbf{A}^T\mathbf{A} = \mathbf{D}_1\mathbf{T}^T\mathbf{D}_2\mathbf{L}\mathbf{V}^T\mathbf{V}\mathbf{L}\mathbf{D}_2\mathbf{T}\mathbf{D}_1 = \mathbf{D}_1\mathbf{T}^T\mathbf{D}_2\mathbf{L}^2\mathbf{D}_2\mathbf{T}\mathbf{D}_1 = \mathbf{D}_1^2.$$

E választással

$$\begin{aligned}\mathbf{A}\mathbf{R}_{ff}\mathbf{A}^T &= \\ &= (\mathbf{V}\mathbf{T}\mathbf{D}_1) \cdot (\mathbf{D}_1^{-1}\mathbf{T}^T\mathbf{L}^2\mathbf{T}\mathbf{D}_1^{-1}) \cdot (\mathbf{V}\mathbf{T}\mathbf{D}_1)^T.\end{aligned}$$

A fenti rotált faktorsúlyok és faktorközi korrelációk birtokában a faktorstruktúra:

$$\mathbf{R}_{yf} = \mathbf{A}\mathbf{R}_{ff} = \mathbf{V}\mathbf{L}^2\mathbf{T}\mathbf{D}_1^{-1}.$$

A végső mozzanat a \mathbf{T} mátrix megválasztásának a kérdése. Vegyük észre, hogy a \mathbf{T} mátrix most nem \mathbf{VL} , hanem csak \mathbf{V} rotálására szolgál. Ennek megfelelően azt a \mathbf{T} transzformációs mátrixot választjuk, amely valamely *Orthomax* kritérium (*Quartimax*, *Varimax*, *Equamax*) szerint \mathbf{V} optimális forgatását eredményezi.

A „LOADING SIMPLICITY” INDEX

A Kaiser-féle *IFS* és a Bentler-féle *GV* egyszerűségi indexek hátrányait kiküszöbölendő, *Lorenzo-Seva* [2003] a következő eljárást javasolja a „faktoriálisan egyszerűség” jellemzésére:

$$0 \leq LS = \frac{\bar{w} - \min\{\bar{w}\}}{1 - \min\{\bar{w}\}} \leq 1,$$

ahol

$$\bar{w} = \frac{1}{pm} \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^m (w_{jk}^2 + .000001)^{10w_{jk}^2}$$

és w_{jk} a sorai tekintetében normalizált „loading” mátrix általános eleme: az elemek négyzetösszege minden sorban 1. Látható, hogy $LS=1$, ha kizárólag $w_{jk}=1$, és $w_{jk}=0$ értékek vannak a normalizált faktorsúly-mátrixban. A legkevésbé egyszerű loading-mátrix esetén $w_{jk}^2 = 1/m$, ezért $\min\{\bar{w}\} = (1/m + .000001)^{10/m}$. A kitevőben szereplő konstans 10 szorzó azt a célt szolgálja, hogy az index a perfekt egyszerű struktúra közelében is láthatóvá tegye a struktúrák különbözőségét, gyorsabban távolodva az 1-től, ahogy a struktúra komplexebbé válik.⁵ A loading mátrix normalizálása két lépésben történik. Előbb a loading-mátrix oszlopait normalizáljuk azért, hogy az *LS* érzéketlen legyen az oszlopok átskálázására, majd az így normalizált mátrix sorait normalizáljuk azért, hogy az *LS* maximális értéke 1 legyen:

$$\mathbf{W} = \mathbf{H}^{-1/2} \mathbf{L} \mathbf{C}^{-1/2},$$

ahol

$$\mathbf{C} = \text{diag}(\mathbf{L}^T \mathbf{L}),$$

$$\mathbf{H} = \text{diag}\left(\left(\mathbf{L} \mathbf{C}^{-1/2}\right)\left(\mathbf{L} \mathbf{C}^{-1/2}\right)^T\right).$$

A SÚLYOZÁS SZEREPE A ROTÁCIÓBAN

A tárgyalt rotációs eljárások egyike sem képes értelmezhető faktorstruktúrát nyújtani akkor, ha az indikátorok többsége komplex abban az értelemben, hogy több faktorhoz tartoznak nem zéró súllyal, illetve, ha jelentős számú indikátor (több mint a faktorok

⁵ A 0.000001 konstans numerikus okból szerepel csak a formulában, helyére más kicsiny pozitív szám is írható.

száma) zéróközeleli súllyal bír egy faktorban (tipikusan az elsőben). Ezen esetek akkor fordulhatnak elő, mikor az indikátorok komplexitása nagyobb mint 1. A jelenségre Cureton és Mulaik [1975] hívta fel a figyelmet a *Varimax* forgatással kapcsolatban, és a probléma kezelésére az indikátorok megfelelő súlyozását javasolták. A *súlyozott Varimax* úgy forgatja a tengelyeket, hogy a tengelyek végső pozícióját leginkább az egyszerű indikátorok, és legkevésbé a komplex indikátorok határozzák meg. A súlyozott rotáció tehát megkívánja az indikátorok komplexitásának a mérését, majd a megfelelő súlyok hozzárendelését.

A komplex indikátorok azonosítása az alábbiak szerint történik (lásd *Cureton–Mulaik* [1975]) és *Lorenzo–Seva* [2000]). Legyen a rotálandó ortogonális súlymátrix \mathbf{A} , mellyel a reprodukált korrelációs mátrix $\mathbf{R}^* = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$. Hajtsuk végre az \mathbf{R}^* mátrix főkomponens analízisét, mely az \mathbf{F} ortogonális faktorsúlymátrixot adja. Normáljuk az \mathbf{F} mátrix sorait egységnyi hosszúvá, és ha egy sor első eleme negatív, akkor a sor előjelét váltsuk át. Így végül a \mathbf{G} mátrixhoz jutunk, melynek első oszlopában az elemek rendere: g_{j1} ($j=1,2,\dots,p$). Ha a faktorok száma m , akkor a legkevésbé komplex változót $g_{j1} = (1/m)^{1/2}$ jelzi, és hozzá rendeljük a legnagyobb súlyt, mely egységnyi. Az általános w_{jj} súlyt pedig úgy definiáljuk, hogy ebből a helyzetből elmozdulva a $g_{j1}=0$ és $g_{j1}=1$ esetekben az illető indikátorhoz zéró súlyt kapjunk.

A w_{jj} súlyokat a \mathbf{W} diagonális mátrixba foglalva a rotálást a $\mathbf{W}\mathbf{G}$ mátrixon hajtjuk végre. A *Varimax*($\mathbf{W}\mathbf{G}$)= \mathbf{V} rotálás a súlyozott *Varimax* eljárást jelenti, melynek végső \mathbf{L} megoldását úgy kapjuk meg, hogy \mathbf{V} sorainak eredeti előjelét visszaállítjuk, és sorait denormalizáljuk. Korrelált faktorok kiszűrése érdekében az eljárást egy *Promax* forgatás zárhatja.

Súlyozott oblique forgatást közvetlenül is végrehajthatunk például az Oblimin($\mathbf{W}\mathbf{G}$) forgatást végrehajtva (*Lorenzo–Seva* [2000]). Ilyenkor a transzformációs mátrix

$$\mathbf{T} = (\mathbf{P}^T \mathbf{P})^{-1} \mathbf{P}^T \mathbf{L}.$$

IRODALOM

- BENTLER, P. M. – WINGARD, J. A. [1977]: Function invariant and parameter scale-free transformation methods. *Psychometrika*. 42. évf. 2. sz. 221–240. old.
- BENTLER, P.M. [1977]: Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*. 42. évf. 2. sz. 277–295. old.
- CAROLL, J. B. [1953]: An analytical solution for approximating simple structure in factor analysis. *Psychometrika*. 18. 23–28. old.
- CLARKSON, D. B. – JENNRICH, R. I. [1988]: Quartic rotation criteria and algorithms. *Psychometrika*. 53. 251–259. old.
- CURETON, E. E. – MULAİK, S. A. [1975]: The weighted varimax rotation and the promax rotation. *Psychometrika*. 40. évf. 2. sz.
- HARRIS, C. W. – KAISER, H. F. [1964]: Oblique factor analytic solutions by orthogonal transformations. *Psychometrika*. 29. évf. 4. sz. 347–362. old.
- HAYASHI, K. – BENTLER, P. [2000]: On the relations among regular, equal unique variances, and image factor analysis models. *Psychometrika*. 65. évf. 1. sz. 59–72. old.
- HENDRICKSON, A. E. – WHITE, P. O. [1964]: Promax: A quick method for rotation to oblique simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*. 17. 65–70. old.
- JENNRICH, R. I. – SAMPSON, P. F. [1966]: Rotation for simple loadings. *Psychometrika*. 31. évf. 3. sz. 313–323. old.
- JENNRICH, R. I. [1979]: Admissible values of γ in direct oblimin rotation. *Psychometrika*. 44. évf. 2. sz. 173–177. old.
- JENNRICH, R. I. [2001]: A simple general procedure for orthogonal rotation. *Psychometrika*. 66. évf. 2. sz. 289–306. old.
- KAISER, H. F. [1958]: The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*. 23. 187–200. old.
- KAISER, H. F. [1974]: An index of factorial simplicity. *Psychometrika*. 39. évf. 1. sz. 31–36. old.
- KAISER, H. F. [1990]: *Outline of EPIC, a new method for factoring a reduced correlation matrix*. Paper presented at Society of Multivariate Experimental Psychology. Providence, RI.
- KIERS, H. A. L. [1994]: SIMPLIMAX: Oblique rotation to an optimal target with simple structure. *Psychometrika*. 59. évf. 4. sz. 567–579. old.
- LORENZO-SEVA, U. [2000]: The weighted oblimin rotation. *Psychometrika*. 65. évf. 3. sz. 301–318. old.

- LORENZO-SEVA, U. [2003]: A factor simplicity index. *Psychometrika*. 68. évf. 1. sz. 49–60. old.
- NEUHAUS, J. O. – WRIGLEY, C. [1954]: The quartimax method: an analytic approach to orthogonal simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*. 7. 81–91. old.
- NEVELS, K. [1986]: A direct solution for pairwise rotations in Kaiser's varimax method. *Psychometrika*. 51. 327–329. old.
- TEN BERGE, J. M. F. [1984]: A joint treatment of VARIMAX rotation and the problem of diagonalizing symmetric matrices simultaneously in the least-squares sense. *Psychometrika*. 49. évf. 3. sz. 347–358. old.
- TEN BERGE, J. M. F. [1995]: Suppressing permutations or rigid planar rotations: A remedy against nonoptimal varimax rotations. *Psychometrika*. 60. 437–446. old.
- WHERRY, R. J. [1984]: *Contributions to correlational analysis*. Academic Press. New York.

SUMMARY

The article gives a comprehensive overview of the system of the factor rotation technics, simplicity criteria and indices, including both the orthogonal and the oblique procedures. Besides, the weighted algorithms (weighted Varimax and Oblimin) are also discussed.

A LOGISZTIKUS FÜGGVÉNY ÉS A LOGISZTIKUS ELOSZLÁS

HUNYADI LÁSZLÓ

A tanulmány áttekintést ad egy mára már kissé divatjamúlt, ám még mindig hasznos statisztikai eszközről, a logisztikus függvényről és a logisztikus eloszlásról. Bemutatja a determinisztikus trendszámítások egyikeként használt logisztikus függvény származtatását, értelmezését, jellemző vonásait és paraméterbecslési eljárásait. Nagy súlyt helyez a logisztikus függvény kapcsolódásaira a többi növekedési függvénnyel, a hólabdának nevezett diszkrét terjedési folyamattal és a logisztikus eloszlással, valamint a logisztikus regresszióval. A tanulmány a szakirodalomból jobbra ismert tényeket próbál más megvilágításba helyezni, így elsősorban történeti és didaktikai szempontból tarthat számot érdeklődésre.

TÁRGYSZÓ: Trendszámítás. Sztochasztikus folyamatok. Logit.

A logisztikus függvény az elmúlt időszakban – elsősorban a sztochasztikus idősoelemzési módszerek domináns elterjedésével – sokat veszített népszerűségéből, holtlottsága alig csökkent. Fontos megemlíteni, hogy a hagyományos logisztikus függvény egyrészt szoros rokonságot mutat más, elsősorban leíró-interpolációs célokra alkalmazott modellekkel, másrészt előállítható sztochasztikus párja is, ami kényelmesen alkalmazható idősoros vizsgálatokra. Tekintve, hogy a logisztikus függvény valójában egy eloszlásfüggvény, így ez alapján a széles körben alkalmazható logisztikus eloszlás is adott; ugyanakkor az, hogy eloszlásról van szó, segíthet a logisztikus (eloszlás)függvény paramétereinek becslésében.

A tanulmány azt a célt tűzte ki maga elé, hogy némiképp letörölje a port a logisztikus függvényről: összefoglalja mindazokat az eredményeket, amelyek ma is hasznosíthatók, rámutat – mintegy történeti érdekességként – a modellalkotás és a paraméterbecslés korai módjaira és problémáira, ugyanakkor áttekinti azokat a módszereket és területeket, amelyekkel és ahol ma is aktuális a logisztikus függvény és származékainak alkalmazása. Ennek megfelelően először bemutatja magát a logisztikus modellt, annak tulajdonságait, paramétereinek jelentését. Ezt követően megvizsgálja a modell diszkrét sztochasztikus változatát, annak az eredeti modellel való kapcsolatát, valamint a kettő rokonságából adódó Gompertz-függvényt. Ezután összegzi a logisztikus eloszlással kapcsolatos legfontosabb tudnivalókat és az eloszlás néhány kiterjesztését. Meglehetősen terjedelmes rész foglalkozik a paraméterbecslés kérdéseivel, majd végül összefoglaljuk a bemutatott eszköztár legfontosabb alkalmazási területeit.

1. A LOGISZTIKUS FÜGGVÉNY (ALAPMODELL)

A logisztikus függvény kezdetben a XX. század első felében zajló statisztikai-ökonometriai modellezés egyik fontos eszköze volt. Mai fogalomhasználatunk szerint egy determinisztikus trendmodell alapfüggvényének neveznénk, amely telítődéses folyamatok hosszú távú, időbeli lefutását volt hivatott leírni. A kezdeti, szinte kizárólag lineáris modellezést elég hamar követte az állandó növekedési ütemű fejlődést leíró exponenciális és hatványkitevős függvények alkalmazása, s ezt ugyancsak rövid időn belül követte az a felismerés, hogy „a fák nem nőnek az égig”: jóllehet egy exponenciális világban nagyon szép elméleti összefüggések teljesülnek, és logikailag nagyon vonzó, zárt rendszert lehet exponenciális függvényekből felépíteni, de a jellemző módon állandó ütemű növekedés hosszabb távon sem a természetben, sem a népességben, sem a gazdaságban, sem nagyon sok más területen nem tartható feltevés. A folyamatok gyakori jellemzője, hogy egy ideig (csaknem) állandó ütemben nőnek, majd egy idő után elérik azt a szakaszt, amikor a növekedés korlátai már éreztetik hatásukat, és ennek eredményeképp a növekedés üteme érezhetően csökken, 0-hoz tart. Így az állományi szemléletben felfogott folyamat egy elnyújtott S görbéhez hasonló trenddel jellemezhető.

Ilyen, ún. növekedési függvényeket viszonylag könnyű készíteni (elegendő arra gondolnunk, hogy jószerivel valamennyi folytonos eloszlásfüggvény *formailag* hasonlóan viselkedik). Kezdetben használtak is többféle növekedési függvényt (normális eloszlás eloszlásfüggvénye, Johnston-görbe stb.), ám ezek közül kiemelkedett, és szinte egyeduralmódóvá vált ezen a téren a logisztikus függvény, amelynek alakja eredendően:

$$y_t = \frac{k}{1 + ae^{-bt}} \quad /1/$$

volt, $k, a, b > 0$ paraméterkorlátozásokkal. Később több, ettől eltérő paraméterezést is használtak, ezek mind a függvény más és más tulajdonságát hangsúlyozták (részletes áttekintésükre a jelen írás keretei nem adnak módot). A továbbiakban az /1/-től egy kicsit eltérő parametrizálást fogunk használni:

$$y_t = \frac{k}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 t)}, \quad /2/$$

amelyik természetesen megfeleltethető az /1/ formának, amennyiben az $a = \exp(\beta_0)$ és $b = -\beta_1$ helyettesítéseket elvégezzük. Ekkor az újonnan bevezetett paraméterek lehetséges értéktartománya: $k > 0$, β_0 tetszőleges, és $\beta_1 < 0$. (Megjegyezzük, hogy a k és a β_1 elvben felveheti a 0 értéket, de akkor a feladat triviálisan semmitmondóvá válik, ezért alkalmazzuk a szigorú egyenlőtlenséget.)

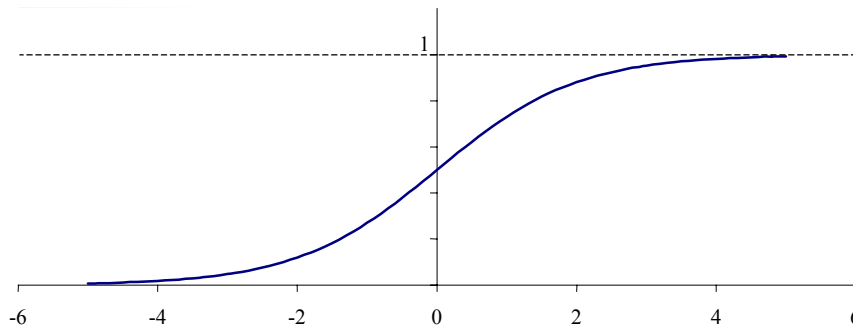
A függvény tulajdonságai ezek után jól meghatározhatók. Ha t időváltozót a $(-\infty, +\infty)$ tartományban engedjük mozogni, akkor függvénydiskusszióval könnyen beláthatók az alábbi tulajdonságok:

- $0 < y_t < k$, azaz a függvény a $(0, k)$ intervallumban vesz fel értékeket;
- monoton növekvő;

- határértékei 0, illetve k ;
- a $t = -\frac{\beta_0}{\beta_1}$ helyen van inflexió pontja.

Alakját az 1. ábra mutatja.

1. ábra. A természetes logisztikus függvény alakja



Az 1. ábrán egy $y_t = \frac{1}{1 + \exp(-t)}$ függvényt ábráztunk, azaz az általános formában a $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = -1$ paraméterezést választottuk. A későbbiekben ezt az egyszerű formát fogjuk *természetes logisztikus függvénynek* nevezni.

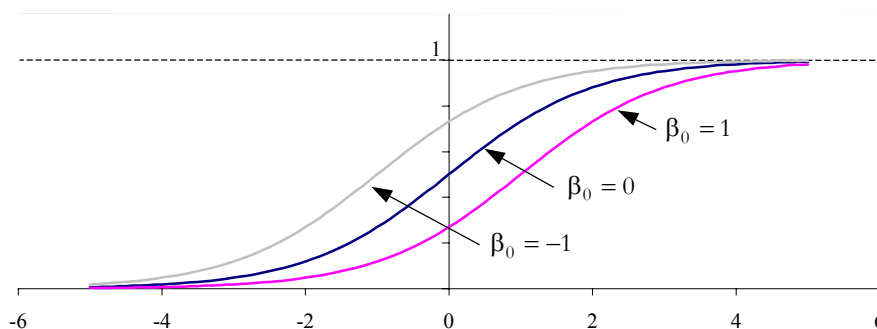
A paraméterek jelentése a /2/ forma alapján meglehetősen szemléletes:

- A k paraméter az ún. telítődési paraméter (szaturációs szint), amely azt a határt jelenti, ameddig a folyamatot leíró y_t változó elmehet. Emlékeztetünk arra, hogy a logisztikus függvény alapvetően természetes felső korláttal rendelkező, telítődési folyamatok leírására szolgál. Ilyen például valamely fogyasztási cikk állománya, amelynek legalábbis bizonyos feltételek mellett felső határt szab a háztartások száma. Korábban a lakosság tulajdonában lévő személygépkocsik számának időbeli alakulása igen jól leírható volt logisztikus függvénnyel, ám a motorizáció fejlődésével – amióta nem ritka a háztartásonkénti 2 vagy több gépkocsi – már nem működik így. Ilyen esetekben egy másik, részben hasonló tartalmú változó (például ebben az esetben a személygépkocsival rendelkező háztartások aránya az összes háztartáson belül) használható. Megjegyzendő, hogy ebben az esetben a k értéke természetesen a 1 lesz, ami egyrészt indokolja a logisztikus függvénynek azt a szintén gyakran használt kétparaméteres formáját, amelyben k rögzítve van 1-re, másrészt lényegesen egyszerűsíti a becslési problémákat. Értelmezésénél érdemes megemlíteni, hogy mivel a függvény értéke az inflexió pontban $k/2$, a k paraméter növelése azt is jelenti, hogy egyre később éri el a függvény a fordulópontot, egyre tovább viselkedik (megközelítőleg) úgy, mint egy exponenciális függvény. Mivel k a növekedés korlátját jelenti, ha ezt végtelenbe tarttatjuk, a növekedés a korlátozás nélküli esethez fog hasonlítani. (Ezek a tulajdonságok kiváltképp jól láthatók a következő fejezetben bemutatandó hólabda folyamaton.)

– A β_0 paraméter valamiféle eltolási paraméter, de természetesen nem a szokásos egyszerű (lineáris) értelemben. Minden más változatlansága mellett növekedése jobbra tolja el a görbét. Az eltolás mértéke legjobban az inflexiós ponton mérhető le: ott a görbét $-1/\beta_1$ mértékkel tolja el.

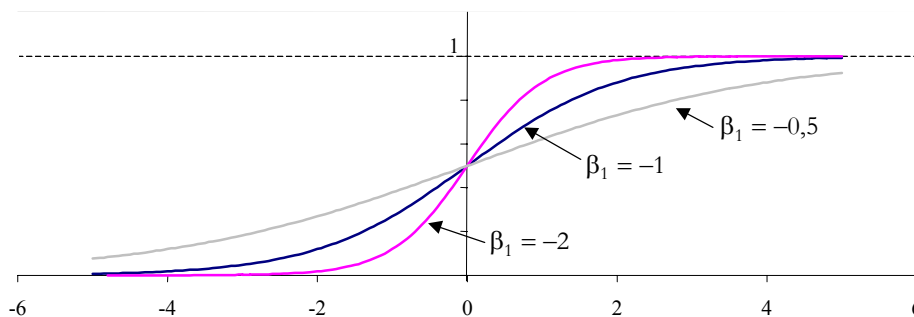
– A β_1 paraméter az alakparaméter: növekedése (abszolút értékben) meredekebbé teszi a függvényt, nagyobb β_1 esetén hamarabb közelíti meg a telítődési szintet. Megjegyzendő, hogy mivel az inflexiós pont helye függ mindkét paramétértől, a β_1 elmozdítása ezt is érinti, tehát eltolást is végez. A két paraméter szerepe talán úgy írató le leginkább, hogy β_0 alapvetően *helyzet-* (elhelyezkedési) paraméter, de érinti a meredekséget is, a β_1 pedig alapvetően alakparaméter, de az *alak* változtatásán keresztül bizonyos értelemben érinti a *helyzetet* is. (A paraméterek szerepének jobb megértésére javasoljuk az Olvasónak, hogy próbáljon kirajzolni különböző paraméterértékekkel rendelkező logisztikus függvényeket, és ebből vonja le saját következtetéseit. Ez Excel programmal könnyen megvalósítható.)

2. ábra. Logisztikus függvény különböző eltolásparaméterekkel
($\beta_1 = -1$)



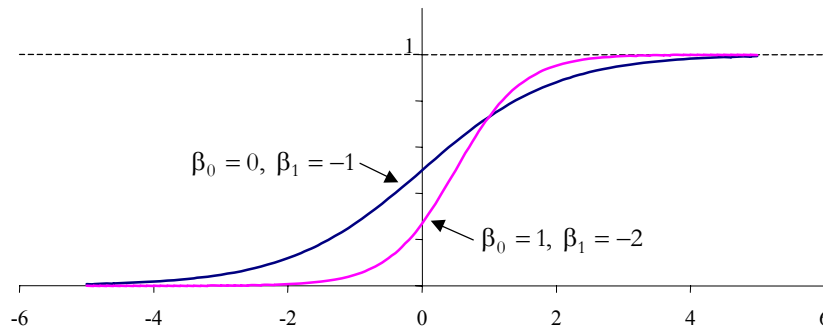
A 2. ábrán az alapesetet reprezentáló természetes logisztikus függvény ($\beta_0 = 0$) mellett a $\beta_0 = 1$ és a $\beta_0 = -1$ esetet is ábrázoltuk.

3. ábra. Logisztikus függvény különböző meredekségi paraméterekkel
($\beta_0 = 0$)



A 3. ábrán a természetes logisztikus függvény mellett a $\beta_0 = 0$ megtartásával különböző meredekségi paraméterek esetén mutatjuk be a logisztikus függvényt: az alapesetben $\beta_1 = -1$, a két másik ábrán $\beta_1 = -2$ és $\beta_1 = -0,5$ paraméterezéssel. Végül a 4. ábrán az alapeset mellett a $\beta_0 = 1$ és $\beta_1 = -2$ paraméterválasztás hatását mutatjuk be.

4. ábra. Természetes és általános logisztikus függvény



A logisztikus függvény tulajdonságainak jobb megértésére bemutatjuk a függvény még egy további fontos tulajdonságát, amely egyben adalék a logisztikus modell származtatásához is. Ehhez készítsük el a /2/ alakú függvény t szerinti deriváltját, és ezt alakítsuk át egyszerű elemi lépésekkel:

$$\begin{aligned} \frac{\partial y_t}{\partial t} &= \frac{-\exp(\beta_0 + \beta_1 t) \cdot \beta_1 \cdot k}{[1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 t)]^2} = \frac{-\beta_1 \cdot k}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 t)} \cdot \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 t)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 t)} = \\ &= \frac{-\beta_1 \cdot k}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 t)} \cdot \left(1 - \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 t)}\right) = -\beta_1 y_t \left(1 - \frac{y_t}{k}\right) = -\frac{\beta_1}{k} y_t (k - y_t). \end{aligned}$$

A kapott alakot „szimmetrikussá” tehetjük, és így kapjuk meg azt a formát, amit a szakirodalom *Robertson*-féle differenciálegyenletnek nevez:

$$\frac{\partial y_t}{\partial t} = -\frac{\beta_1}{k} (y_t - 0)(k - y_t). \quad /3/$$

A /3/ forma szemléletesen mutatja a logisztikus függvény tulajdonságait: olyan növekedést ír le, amelynek *üteme* egyenesen arányos az alsó szinttől (0) és a felső szinttől (k) való távolsággal. Jól látható ebből az is, hogy a növekedési ütem a 0 közelében, és a k közelében kicsi, legnagyobb értékét pedig akkor veszi fel, amikor mindkét aszimptótától egyenlő távolságra van (azaz az inflexiós pontban). Az is látható, hogy a növekedési ütem *ceteris paribus* egyenesen arányos a β_1 paraméter abszolút értékével, és *közvetlenül* nem, csak *közvetve* függ a β_0 értékétől.

Végül megjegyezzük, hogy a függvény elvben bővíthető lenne egy harmadik (mondjuk $\beta_2 > 0$) additív paraméterrel, ami y_t -t tolná el függőleges irányban. Ennek a

paraméternek az lehetne a jelentése, hogy a folyamat csak bizonyos pozitív értékeknél kezdődhet, ahogy természetes felső, úgy természetes alsó korlátja is van. Ez az eredeti gondolat természetes kiterjesztése lenne, azonban ezzel a szakirodalom nem foglalkozik.

2. A HÓLABDA FOLYAMAT

A hólabda folyamat egy régi és gyakran újra és újra felmerülő játék (régében hólabdának nevezték, manapság pilótajátéknak) leírása. Valójában terjedést modellez zárt közegben: azt írja le, hogy egyszerű terjedési szabályok esetén egy tulajdonság (információ, tartós fogyasztási cikk vásárlása, divatáru birtoklása, fertőző betegség stb.) időben miként terjed szét a közegben. A hasonló modelleket, folyamatokat szokták diffúziós modelleknek is nevezni. Ezek egyik változata a hólabda modell (*Hunyadi* [1978]).

Az alapmodell lényege az, hogy feltételez egy zárt (N elemű, azaz véges elemszámú) sokaságot (például egy város népessége), feltételezi, hogy indulásként a sokaság s_0 ($s_0 > 0$) számú eleme rendelkezik a nevezett tulajdonsággal, és azt egységnyi idő alatt egy további elemnek adja tovább. A játékszabályokhoz hozzá tartozik, hogy azok az elemek, amelyek már rendelkeznek ezzel a tulajdonsággal („fertőzöttek”) ezt megtartják, tehát ha ilyen elemek kapják meg az információt (fertőzést stb.), akkor ezzel nem növekszik a fertőzöttek száma. A feladat az, hogy leírjuk, miként alakul az egyes diszkrét időpontokban a fertőzöttek száma.

Mielőtt a rövid formális tárgyalásra rátérnénk, csupán intuitíve kövessük végig a modell logikáját! Kezdeti állapotban, amikor egy, vagy csak kis számú fertőzött elem van a sokaságban, a továbbadások sikeresek, hiszen ha véletlenszerűen kerülnek kiválasztásra azok az elemek, amelyek majd megkaphatják a fertőzést, nagy lesz a valószínűsége, hogy még „tisztá” elemeket találnak. Ekkor tehát az új fertőzések száma egyre nagyobb lesz (majdnem exponenciális függvény szerint nő), és a teljes fertőzött állomány is gyorsan nő. Amint előrehalad azonban a folyamat, és nő a fertőzött állomány, úgy egyre kisebb valószínűséggel fertőződik meg olyan elem, amelyik még tiszta volt, hiszen a már megfertőzöttek száma nagy. Ekkor egyre inkább érezni lehet a telítődés hatását: az állomány (fertőzött állomány) növekedése meglassul és lassan aszimptotikusan tart a felső korlátot jelentő teljes sokasági elemszámhoz. Ebből a rövid verbális leírásból is látható, hogy valamilyen, a logisztikus függvénnyel korábban leírt telítődési folyamatról van ezúttal is szó, jóllehet a korábbiaknál jóval pontosabb kiinduló feltételekből származtatjuk a megoldást.

A formális leírást csak röviden mutatjuk be; az érdeklődők a részleteket egy korábbi tanulmányban (*Hunyadi* i.m.) megtalálhatják. A fent leírt feltételekből azonnal adódik, hogy az 1. időpontban a fertőzöttek számát egyszerűen az

$$s_1 = s_0 + s_0 - g_0 \quad /4/$$

összefüggés írja le, ahol g_0 egy valószínűségi változó, amely azt mutatja meg, hogy hány olyan elem kapta meg az első lépésben a fertőzést, aki már fertőzött volt. Belátható,

hogy $E(g_0) = \frac{s_0^2}{N}$, így az első lépés után a fertőzöttek számának feltételes várható értékét az $E(s_1 | s_0) = 2s_0 - \frac{s_0^2}{N}$ összefüggés írja le. Tovább folytatva a fertőzést, a t -edik időszak végére a fertőzöttek számának várható értékére az

$$E(s_{t+1} | s_t) = 2s_t - \frac{s_t^2}{N} \quad /5/$$

forma adódik. Ekkor, ha bevezetjük a 0 várható értékű ε_t eltérésváltozót, akkor a folyamatot egy determinisztikus és egy sztochasztikus komponensre bontva azt kapjuk, hogy

$$s_{t+1} = 2s_t - \frac{s_t^2}{N} + \varepsilon_t, \quad /6/$$

és a determinisztikus komponens egy nemlineáris differencia-egyenlet formájára írható át:

$$\Delta s_t = s_{t+1} - s_t = s_t - \frac{s_t^2}{N} = \frac{s_t}{N}(N - s_t). \quad /7/$$

A fentiekhez kívánkozik néhány megjegyzés. Egyrészt az /5/ alak és a /6/ forma nem ekvivalensek, hiszen az /5/-ben a várható érték feltételes a megelőző állapotra, míg /6/ esetén nem. Másrészt azonban arra is fel kell hívni a figyelmet, hogy a /6/ sem tekinthető egy determinisztikus trend implicit differenciaegyenletének, hiszen a t -edik időszakban megjelenő véletlen komponens beépül az s_{t+1} eredményváltozóba, és öröklődik a következő időszakra, azaz a mindenkori véletlen komponens a folyamat alkotó részévé válik.

A /7/ differencia-egyenlet explicit megoldása

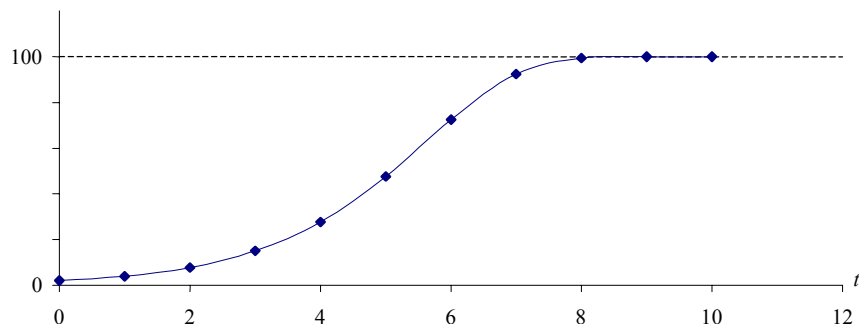
$$s_t = N \left[1 - \left(1 - \frac{s_0}{N} \right)^{2^t} \right] \quad /8/$$

alakú (lásd Hunyadi [1978]). A /8/ függvényt diszkutálva azt tapasztaljuk, hogy a függvény:

- s_0 és N közt vehet fel értékeket;
- monoton növekvő;
- a felső határt aszimptotikusan közelíti.

Alakját $N = 100$ és $s_0 = 2$ esetén néhány t -re az 5. ábrán mutatjuk be.

5. ábra. A hólabda folyamat lefutása



Ez a függvény is a logisztikushoz hasonló, ún. növekedési függvény, a Gompertz-függvények egy speciális esete.

Az alapmodell némiképp realisabbá tehető, ha nem azt feltételezzük, hogy egy-egy fertőzött elem időegység alatt 1, hanem általában $n \geq 1$ további elemnek adja tovább a fertőzést. Ekkor a növekedés differenciaegyenlete a korábbiak alapján azonnal megkapható, hiszen

$$s_{t+1} - s_t = ns_t - \frac{n}{N} s_t^2 = \frac{n}{N} s_t (N - s_t), \quad /9/$$

aminek értelmezésére később rátérünk. Bár a /9/ forma már csupán abból adódóan, hogy több paramétert tartalmaz mint /7/, rugalmasabban alkalmazható, explicit megoldását azonban mindeztidőig nem sikerült előállítani. Ugyanakkor ez a differenciaegyenlet forma számottevő összehasonlításokra ad lehetőséget.

Az összehasonlítások alapja az, hogy a /7/, de kiváltképp a /9/ differenciaegyenletek formailag igen hasonlóságot mutatnak, tartalmilag pedig lényegében véve azonosak a /3/ Robertson differenciálegyenlettel. Ezért a következők állíthatók:

– A logisztikus függvény által, illetve a hólabda terjedési modell által leírt folyamatok közt szoros rokonság van: utóbbi az első diszkrét időpontokra felírt analógiaként tekinthető.

– Ennek megfelelően a logisztikus és a Gompertz-függvények között is közelebbi kapcsolat van, mint amennyi a formai hasonlóságból következne.

– Amellett, hogy a logisztikus függvény és a hólabda modell tartalmilag azonos jelenséget ragadnak meg, nem szabad elfeledkezni arról, hogy az alkalmazások során a logisztikus függvényt mint egy determinisztikus trendmodell egyik komponensét azonosítottuk, ezzel szemben a hólabda modell sztochasztikus idősortmodell, abban az értelemben, hogy a véletlen változó nem egy előre kijelölt pálya mentén alakuló trendhez adódik hozzá, hanem az autoregresszív egyenleten keresztül időpontról időpontra a folyamatba beépülő szerves alkotó elem.

– A /3/ és a /9/ egyenletek összevetése világosan mutatja az eredeti logisztikus modell β_1 paraméterének tartalmát: az n -nel analóg módon a terjedés sebességét jelenti, ilyen értelemben valóban a függvény alakparamétere.

– Végül megmutatunk még egy kapcsolatot, amely jól rávilágít a két modell közös, illetve eltérő vonásaira.

Ehhez abból indulunk ki, hogy a logisztikus függvényt diszkrét pontokra felírva egyebek közt a következő alak kapható:

$$y_{t+1} = \left(\frac{1 - e^{-\beta_1}}{e^{-\beta_1}} + 1 \right) y_t - \frac{1}{k} \left(\frac{1 - e^{-\beta_1}}{e^{-\beta_1}} \right) y_t y_{t+1} . \quad /10/$$

Ha ezt összevetjük a hólabda modell

$$s_{t+1} = (n+1)s_t - \frac{n}{N} s_t^2 \quad /11/$$

alakjával, akkor az $n = \frac{1 - e^{-\beta_1}}{e^{-\beta_1}} = e^{\beta_1} - 1$ és az $N = k$ megfeleltetéssel látható, hogy eltér

rés csak az $y_t \cdot y_{t+1}$ és a neki megfelelő $s_t^2 = s_t \cdot s_t$ közt van. Ez jól láthatóan arra utal, hogy ha a t és a $t+1$ közel vannak egymáshoz, azaz sűrűk a megfigyelések, akkor a két folyamat is közel kerül egymáshoz, azaz a diszkrét és a folytonos folyamatok átmehetnek egymásba. Ugyanakkor a paraméterek megfeleltetésében adódó eltérések figyelmeztetnek az átmenetek korlátaira, illetve arra, hogy amennyiben az egyszerű összehasonlításnál, illetve analógiánál mélyebb összefüggéseket keresünk, akkor pontosan kell definiálnunk a határátmenetek feltételeit.

3. A LOGISZTIKUS ELOSZLÁS

A logisztikus függvény sokkal előbb polgárjogot nyert a korai ökonometriai-statisztikai modellezésben, mint a logisztikus eloszlás, holott a kettő szorosan összetartozik. A logisztikus függvény ugyanis felfogható egy eloszlásfüggvénynek (tulajdonságai erre alkalmassá teszik), és azt a folytonos eloszlást, amelynek a logisztikus függvény az eloszlásfüggvénye, logisztikus eloszlásnak nevezzük.

Legyen kiindulópontunk a korábban bevezetett természetes logisztikus függvény, amely itt csak annyiban különbözik az eddig használttól, hogy a t időváltozót egy x változóra cseréljük, azaz a vizsgált eloszlásfüggvény

$$Pr(X < x) = F(x) = \frac{1}{1 + \exp(-x)} \quad /12/$$

alakú lesz, ahol $-\infty < x < \infty$. A függvény folytonos és minden pontjában deriválható, így a sűrűségfüggvény is könnyen előállítható:

$$f(x) = \frac{\exp(-x)}{(1 + \exp(-x))^2} . \quad /13/$$

Ezzel az eloszlást valójában teljesen specifikáltuk. Az eloszlás tulajdonságai közül beláthatók (*Johnson–Kotz* [1970]) az alábbiak:

- várható értéke $E(X) = 0$;
- varianciája $Var(X) = \frac{\pi^2}{3}$;
- az eloszlás szimmetrikus az $x = 0$ tengelyre, módusza és mediánja egyaránt 0, alakja pedig a normális eloszlás harangörbéjére emlékeztet.

Mielőtt tovább vizsgálánk az eloszlás tulajdonságait, érdemes bemutatni a logisztikus eloszlás egy másik származtatását, amely kapcsolódik a más kontextusban manapság gyakran használt fogalomhoz, a *logit*hoz. Ez a másik út a logisztikus eloszlás származtatásához a következő.

Legyen $X \sim U(0,1)$ változó, és legyen Y a logitja, azaz $Y = \log\left(\frac{X}{1-X}\right)$. Ekkor X sűrűségfüggvénye $f_X(x) = 1$, és a transzformált változó sűrűségfüggvénye

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \cdot |J|,$$

ami esetünkben a következőképpen származtatható. A jobb oldal első tényezője nyilván 1, míg a másodikhoz először a logit transzformáció inverzét célszerű elkészíteni. Ez egyszerű átalakítások után $X = \frac{\exp(Y)}{1 + \exp(Y)}$ alakot ölt, és mivel $|J| = \left| \frac{\partial x}{\partial y} \right| = \frac{\exp(y)}{(1 + \exp(y))^2}$, a kapott sűrűségfüggvény triviálisan:

$$f_Y(y) = \frac{\exp(y)}{(1 + \exp(y))^2} = \frac{\exp(-y)}{(1 + \exp(-y))^2}, \quad /14/$$

ami nem más, mint a korábban definiált természetes *logisztikus eloszlás* sűrűségfüggvénye. Ebből könnyen megkaphatjuk (éppen a fent alkalmazott átalakítások megfordításával) az eloszlásfüggvényt is:

$$F_Y(y) = \frac{\exp(y)}{1 + \exp(y)} = \frac{1}{\frac{1}{\exp(y)} + 1} = \frac{1}{1 + \exp(-y)}.$$

Ez a származtatás a logit és a logisztikus függvény kapcsolatát mutatja meg. (Az y változó természetesen ugyanazt a szerepet játssza, mint korábban az x , az eltérő jelölés csak arra utal, hogy transzformáció útján jutottunk az eloszláshoz.)

Ahhoz, hogy rugalmasabb eloszlást kapjunk nyilvánvaló, hogy további paraméterek bevezetésére van szükség. Ez annál is inkább célszerű, mert amennyiben össze kívánjuk vetni a logisztikus és a normális eloszlást, a logisztikus eloszlás standardizált formájára is szükségünk lesz.

Az általános (kétparaméteres) logisztikus eloszlás eloszlásfüggvénye

$$F(x) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\frac{x - \alpha}{\beta}\right)} \quad /15/$$

alakú, ahol a két paraméter természetesen egyértelműen megfeleltethető korábbi két paraméterünknek, ám ez a forma az eloszlások esetén jobban áttekinthető. Nyilvánvaló, hogy az $\alpha = -\frac{\beta_0}{\beta_1}$ és a $\beta = -\frac{1}{\beta_1}$ választással azonnal visszakapjuk a logisztikus függvénynél bevezetett /2/ formát.

Ez az eloszlás már jóval rugalmasabb, hiszen két paraméterének mozgatásával különböző helyzetet és alakot vehet fel. Belátható (*Johnson-Kotz* [1970]), hogy az eloszlás két legfontosabb momentuma:

$$E(X) = \alpha \quad \text{és} \quad \text{Var}(X) = \frac{\beta^2 \pi^2}{3},$$

ami egyben azt is mutatja, hogy az α a centrális tendenciát kifejező helyzetparaméter, a β pedig skálaparaméter. Ez a két momentum talán segít abban, hogy jobban megértsük a logisztikus függvény (eloszlásfüggvény) paramétereinek korábban bemutatott jelentését.

A kétparaméteres logisztikus eloszlás lehetőséget ad arra, hogy elkészítsük a standard (azaz 0 várható értékű és egységnyi varianciájú) logisztikus eloszlás sűrűség-, illetve eloszlásfüggvényét. Ekkor az $E(Y) = \alpha = 0$ és $\text{Var}(Y) = \frac{\beta^2 \pi^2}{3} = 1$ választás mellett az adódik, hogy

$$F(x) = \frac{1}{1 + \exp(-\delta x)} \quad \text{és} \quad f(x) = \frac{\delta \exp(-\delta x)}{(1 + \exp(-\delta x))^2},$$

$$\text{ahol} \quad \delta = \frac{1}{\beta} = \frac{\pi}{\sqrt{3}} \cong 1,8138. \quad /16/$$

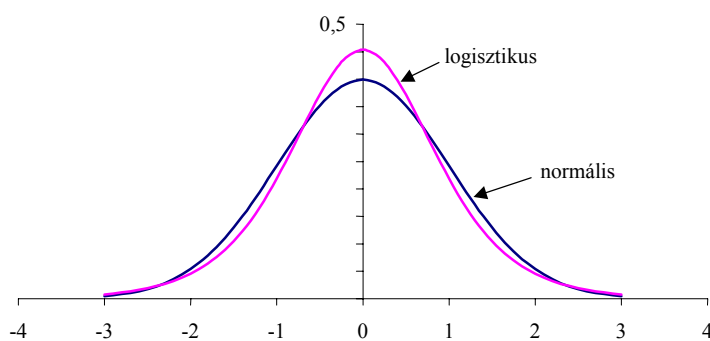
Ez tehát a 0 várható értékű és egységnyi szórású standard logisztikus eloszlás, amelyet olykor $L(0,1)$ módon is szoktak jelölni, s amely már összevethető a standard normális eloszlással. Ezt az összehasonlítást most – nem teljesen egzakt módon – csupán a megfelelően kitéblázott, illetve kirajzolt eloszlás-, valamint sűrűségfüggvény-értékek és csúcosságmutatók alapján végezzük el.

Az itt következő tábla a két eloszlásfüggvény néhány értékét mutatja be, csak a nem-negatív oldalon (a szimmetria miatt ez elegendő).

y	$F(y)$	$\Phi(y)$
0	0,50	0,50
0,2	0,59	0,58
0,4	0,67	0,66
0,6	0,75	0,73
0,8	0,81	0,79
1,0	0,86	0,84
1,2	0,90	0,88
1,4	0,93	0,92
1,6	0,95	0,95
1,8	0,96	0,96
2,0	0,97	0,98
2,5	0,99	0,99
3,0	1,00	1,00

A 6. ábra a sűrűségfüggvényeket mutatja be:

6. ábra. Standard normális és standard logisztikus eloszlás sűrűségfüggvénye



A tábla és az ábra egyaránt azt sugallja, hogy a két eloszlás alakra nagyon hasonló, bár a logisztikus eloszlás némiképp csúcsosabb. Amennyiben szükséges (és értelmes), egyik a másikkal jól közelíthető.

A csúcosság (lapultság) elemzésekor először a kvantiliseken alapuló K mutatóhoz fordultunk. Ez, mint ismeretes (*Hunyadi-Vita* [2003]) az interkvartilis félterjedelem, valamint a decilis terjedelem hányadosaként definiálja a lapultsági mutatót, és értéke normális eloszlás esetén $K_{norm} = 0,263$. Az ennél nagyobb K mutatóval rendelkező eloszlások lapultabbak, a kisebb K mutatójú eloszlások csúcsosabbak, mint a normális eloszlás¹.

A (standard) logisztikus eloszlás esetén könnyen belátható, hogy a decilis terjedelem éppen kétszerese a kvartilis terjedelemnek, hiszen például az alsó kvartilis számítása az

$$F(x) = \frac{1}{1 + \exp(-\delta x)} = 1/4 \text{ egyenlet megoldásából } x = \frac{\ln 3}{-\delta}, \text{ az alsó decilisé pedig az}$$

¹ Megjegyzendő, hogy ez a tulajdonság invariáns a normális eloszlás paraméterezésére: valamennyi normális eloszlásnak azonos a K mutatója.

$F(x) = \frac{1}{1 + \exp(-\delta x)} = 1/10$ megoldásából $x = \frac{\ln 9}{-\delta}$. Így az $\ln 9 = \ln 3^2 = 2 \ln 3$ összefü-

gésből azonnal látszik az állítás. Ezen túlmenően az is azonnal adódik, hogy ez a tulajdonság független δ értékétől, így valamennyi kétparaméteres logisztikus eloszlás esetén $K_{\log} = 1/4 = 0,25$. Ez pedig azt jelenti, hogy a logisztikus eloszlás – ahogy azt a 3. ábra is mutatja – kicsivel csúcsosabb a normálisnál.

Kihasználva, hogy valamennyi logisztikus eloszlás csúcsossága azonos, csupán a természetes logisztikus eloszlásra határozzuk meg a momentumokon alapuló mérőszámot.

Kimutatható (*Johnson–Kotz* [1970]), hogy ennek negyedik momentuma: $\mu_4 = \frac{7\pi^4}{15}$, így a megfelelő mérőszám:

$$\alpha_4 = \frac{7\pi^4/15}{\pi^4/9} = \frac{63}{15} = 4,2 > 3,$$

hiszen 3 a normális eloszlás megfelelő mutatója. Mivel az α_4 a csúcsosság egyenes mutatója, ez az eredmény megerősíti a korábbiakat, nevezetesen azt, hogy a logisztikus eloszlás – minden hasonlóság mellett – csúcsosabb a normális eloszlásnál.

A jobb áttekinthetőség kedvéért olykor a logisztikus eloszlást átparaméterezik, oly módon, hogy a várható érték paraméter (μ) és a szórás (σ) legyen a két paraméter. Ekkor például a sűrűségfüggvény:

$$f(x) = \left(\frac{\pi}{\sigma\sqrt{3}} \right) \exp\left(\frac{-\pi(x-\mu)}{\sigma\sqrt{3}} \right) \cdot \frac{1}{\left(1 + \exp\left(\frac{-\pi(x-\mu)}{\sigma\sqrt{3}} \right) \right)^2} \quad /17/$$

alakú lesz.

A logisztikus eloszlás további tulajdonságait (több paraméter alkalmazása, többváltozós logisztikus eloszlás, karakterisztikus- és generátorfüggvénye stb.) a szakirodalom részletesen tárgyalja. Paraméterbecslését és néhány alkalmazását a következő fejezetben mutatjuk be.

4. PARAMÉTERBECSLÉS ÉS ALKALMAZÁSOK

Az eddigiekben áttekintettük a logisztikus függvény és a logisztikus eloszlás fontosabb elméleti tulajdonságait, most az alkalmazásokhoz feltétlen szükséges becsléseket és az alkalmazási lehetőségeket mutatjuk be.

4.1. Kezdeti próbálkozások – a legkisebb négyzetek alkalmazásai

A becslések kapcsán meg kell említeni, hogy a XX. század első harmada/fele volt az az időszak, amikor a logisztikus függvény igazán népszerű volt, ezért nem véletlen, hogy

a paraméterbecslésre sok korai becslési eljárás készült, melyek mára már elavultnak tűnnek. Ennek ellenére érdemes ezeket legalább nagy vonalakban áttekinteni, hiszen hozzá tartoznak a logisztikus függvény kérdésköréhez, emellett az egyes módszerek esetenként szellemes és tanulságos ötleteket is bemutatnak. Mivel ekkor a logisztikus függvényt mint determinisztikus trendfüggvényt kezelték, a paraméterbecsléseket a legkisebb négyzetek elve alapján készítették. De még ennél az egyszerű módszernél is adódtak becslési problémák, nevezetesen:

- a függvény nemlineáris paramétereiben és változóiban, ezért a szokásos lineáris technikák csak közvetve alkalmazhatók;
- a függvénynek sok paramétere van, ezek mindegyikének egyidejű becslése identifikációs problémákat vethet fel;
- a paraméterek jelentése meglehetősen kézenfekvő, ezért becslésük gyakran ellentmondhat egyszerű logikai megfontolásoknak (például gyakori az az eset, hogy a felső korlát paraméter (k) becslése nagyobb, mint valamely megfigyelt adat.)

Mindazonáltal a legkisebb négyzeteken alapuló becslések sokáig egyeduralmuk voltak ezen a területen. Ezekből mutatunk most be néhány jellemzőt:

Az első, talán legegyszerűbb módszert nevezzük *logit* módszernek. Ennek lényege, hogy első lépésben kívülről adottnak tekintjük vagy becsüljük (mintán kívüli eszközökkel) a k paraméter értékét. Megjegyezzük, erre olykor nincs is szükség, hiszen már említettük, hogy ez a paraméter néha hiányzik: ha egy részarány időbeli növekedése mutat vélhetően logisztikus tulajdonságokat, a k paraméter természetesen adott (például 1) lehet. Ismert k esetén a /2/ függvény két egymás után elvégzett egyszerű transzformációval linearizálható a következők szerint:

$$\frac{y_t}{k} = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + t\beta_1)}, \quad \frac{k}{y_t} - 1 = \exp(\beta_0 + t\beta_1) \quad \text{és} \quad \ln\left(\frac{k}{y_t} - 1\right) = \beta_0 + \beta_1 t. \quad /18/$$

Amennyiben a /18/ formát kiegészítjük egy additív és ismert (feltételezett) jó tulajdonságú ε_t véletlen változóval, a legkisebb négyzetek elve alapján a lineáris trendre vagy regresszióra felírt normálegyenletek megoldása útján kaphatunk becslést a β_0 és a β_1 paraméterekre. A módszer felettébb egyszerű, de legalább két hiányossága van. Az egyik az, hogy k -t eleve kiemeli a becslési folyamatból, a másik pedig az, hogy feltételez egy, a többszörösen transzformált alakra jól viselkedő valószínűségi változót. Ezekről eltekintve ez a módszer igen egyszerű, és reguláris esetekben meglepően jó illeszkedéseket produkál.

Még egy megjegyzés kívánkozik ide, ami a választott nevet is indokolja. Ha rögzítjük k -t az 1 értékre (mint láttuk, bizonyos feladatok esetén ez akár természetesnek is tekinthető), és bevezetjük az $y_t = 1 - P_t$ jelölést, akkor a /18/ utolsó egyenlete a

$$\ln\left(\frac{P_t}{1 - P_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 t \quad /19/$$

alakot ölti, ami formailag megegyezik a *logit modellel* (amit másként *logisztikus regresszió* is szoktak nevezni). A logisztikus regresszió, amely a diszkrét eredményváltozós modellezés manapság igen divatos eszköze (lásd például Hajdu [2003]), egyszerűen származtatható a logisztikus függvényből, illetve a logisztikus eloszlásból.

A legkisebb négyzetek elvén alapuló paraméterbecslési eljárások közül nagy népszerűsége tett szert Tintner módszere (lásd például Prékopa–Éltető [1961]), amelynek elve az, hogy a logisztikus függvény értékeinek reciprokaira illeszt autoregresszív lineáris regressziós modellt. Az eljárás – szemben az előzővel – nem feltételezi a k paraméter ismeretét, és formálisan a következőképpen néz ki.

Tekintsük az

$$\frac{1}{y_{t+1}} = \alpha + \beta \frac{1}{y_t} + \varepsilon_t \quad /20/$$

egyenletet, ahol tehát a vizsgált változó reciprokát regresszáljuk saját egy időszakkal késleltetett értékeire. Ezek a reciprok értékek a megfigyelések alapján azonnal előállíthatók, így az α és β paraméterek a legkisebb négyzetek elvén, lineáris regressziós paraméterekként könnyen becsülhetők. Ahhoz, hogy a logisztikus függvény eredeti (strukturális) paramétereire vissza tudjunk térni, írjuk fel /20/-et részletesen, már a becsült paraméterekkel!

$$\frac{1 + \exp[\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1(t+1)]}{\hat{k}} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \frac{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t)}{\hat{k}},$$

majd átrendezve

$$\frac{1}{\hat{k}} + \frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t) \cdot \exp(\hat{\beta}_1)}{\hat{k}} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \frac{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t)}{\hat{k}} = \hat{\alpha} + \frac{\hat{\beta}}{\hat{k}} + \hat{\beta} \frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t)}{\hat{k}} \quad /21/$$

kapható. Innen azonnal látszik a strukturális és a redukált paraméterek közti megfeleltetés, hiszen

$$\frac{1}{\hat{k}} = \hat{\alpha} + \frac{\hat{\beta}}{\hat{k}} \quad \text{és} \quad \hat{\beta} = \exp(\hat{\beta}_1), \quad /22/$$

így a logisztikus függvény eredeti (strukturális) paramétereinek legkisebb négyzetes becslőfüggvényei:

$$\hat{k} = \frac{1 - \hat{\beta}}{\hat{\alpha}} \quad \text{és} \quad \hat{\beta}_1 = \ln \hat{\beta}. \quad /23/$$

Látható, hogy a korábban említett problémák (transzformált változók, a becslés ismeretlen tulajdonságai, csak két paraméterre van becslőfüggvény) itt is meg vannak, legfel-

jebb másként jelennek meg. Jól látható, hogy az egyenletrendszer – az ökonometriában használt fogalommal élve – *alulidentifikált*, azaz a redukált formából nem lehet minden strukturális paraméterre becslőfüggvényt származtatni. Ezért a β_0 paraméterre Rhodes (idézi Prékopa–Éltető [1961]) egy kiegészítő becslést javasolt. Ennek lényege, hogy a még ismeretlen paraméterre megoldjuk az egyenletet (azaz β_0 -t kifejezzük a megfigyelések és a többi, már becsült paraméter függvényében), és az így kapott formába egy tetszőleges megfigyelést behelyettesítve kapunk becslést a még ismeretlen paraméterre. A becslés hatásossága javul, ha nem egyetlen értéket helyettesítünk be, hanem valamennyi rendelkezésre álló megfigyelésre kiszámítjuk a $\hat{\beta}_0$ becsléseket, és ezek átlagait tekintjük. Ez formálisan a következőképpen néz ki:

$$\beta_0 = \beta_1 t + \ln \left(\frac{k}{y_t} - 1 \right),$$

és a becslőfüggvény:

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 \frac{n+1}{2} + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \ln \left(\frac{\hat{k}}{y_t} - 1 \right). \quad /24/$$

A /23/-/24/ becslőfüggvények kényelmesen kezelhetők, könnyen számíthatók, ám tulajdonságaikról szinte semmit sem tudunk. A legkisebb négyzetek módszere eleve nem biztosít sem torzítatlanságot, sem minimális varianciát, de még konzisztenciát sem, de – tekintve, hogy ez esetben is transzformált változóval dolgozunk – még az eltérésváltozóra tett regularitási feltételezések sem biztosítanak automatikusan semmiféle jó tulajdonságot. A tapasztalatok azt mutatják, hogy éppen a linearizáló transzformáció okán előfordulnak esetek, amikor ez a módszer lényegesen rosszabb illeszkedést eredményez, mint az, amelyik transzformáció nélkül numerikusan minimálja egy nemlineáris célfüggvény négyzetösszegét (a későbbiekben még szólnunk erről az utóbbi módszerről).

A numerikus eredmények rossz tapasztalatai ösztönözték a kutatókat arra, hogy továbbfejlessék a legkisebb négyzetek elvére épülő becsléseket. Meg kell említeni, hogy ekkor már a számítógépes korszak kezdetén jártunk, amikor, ha kezdetleges módon is, de lehetőség adódott bonyolult algoritmusok közelítő gépi megoldására. Sok hasonló kísérlet közül Éltető és Hunyadi [1972] munkáját említjük példaként. Az idézett tanulmányban a szerzők abból indultak ki, hogy az eredeti logisztikus függvényt a paraméterek rögzített kiinduló értékei körül Taylor sorba fejtették, így a lineáris tagokat megtartva a nemlineáris logisztikus függvény helyett annak egy lineáris közelítését kapták. Erre a közelítésre már könnyen alkalmazható volt a legkisebb négyzetek módszere, amely a paraméterek újabb, javított értékeit eredményezte. Az eljárást iteratív szervezve belátható lépésszám mellett teljesültek a konvergencia numerikus kritériumai, azaz sem a becsült paraméterek, sem pedig a célfüggvény (eltérés négyzetösszeg) nem változott jobban egy előre rögzített kis értéknél. A tapasztalatok azt mutatták, hogy amennyiben a javított Tintner-becslést tekintették a paraméterek kiinduló értékeinek, az iteráció gyorsan és az abszolút minimumhoz konvergált.

Bár ez az eljárás a gyakorlati feladatok esetére jól működött, mégsem ez, hanem az általános nemlineáris szélsőérték-számító algoritmusok és programok oldották meg végleg a problémát. Ismeretes, hogy manapság már lényegileg minden statisztikai programcsomagban hozzáférhető olyan görbeillesztési eljárás, amely tetszőleges függvényre alkalmazható. Az eljárással az illeszkedés kritériumai is választhatók, megválasztható a program által használt numerikus módszer, és természetesen beállítható nagyszámú, a leállást vezérlő kritérium is. Nagy előnyük ezeknek az eljárásoknak, hogy közvetlenül az eredeti nemlineáris függvényből indulnak ki, nem alkalmaznak transzformációkat. Ezek az eljárások tehát az

$$y_t = \frac{\hat{k}}{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t)} + e_t$$

alokból indulnak ki, és azokat a becsült paraméterértékeket keresik, amelyek mellett $\sum_{t=1}^n e_t^2$ minimális. Múltán állíthatjuk tehát, hogy ezek a programcsomagok a logisztikus függvény paramétereinek becslési problémáit technikailag lezárták, minden korábbi eljárás – köztük az itt bemutatottak is – jószerezivel történeti érdekességnek, esetleg didaktikai demonstrációnak tekinthető.

Még mielőtt áttérnénk más becslési elvekre, a legkisebb négyzetek egy másik alkalmazását mutatjuk be, mellyel nem közvetlenül a logisztikus függvényt, hanem annak diszkrét változatából a differenciaegyenletet becsüljük. A becslés kiinduló pontja most a /11/ egyenlet, amit itt megismétlünk:

$$s_{t+1} = (n+1)s_t - \frac{n}{N}s_t^2.$$

Megjegyezzük, hogy bár az eredeti modell diszkrét és egész számú n és N értékekre készült, a két utóbbi paraméter integer voltától az általánosság megsértése nélkül eltekinthetünk. A becslés gondolata igen egyszerű: a másodfokú autoregresszív sémát lineáris regresszióvá transzformáljuk át, ami könnyen megtehető, hiszen a /11/ egyenlet paramétereiben lineáris forma (ellentétben a korábbiakkal, ahol paramétereiben nemlineáris formák okoztak egyebek közt becslési nehézségeket).

Ekkor tehát az $y = s_{t+1}$, $x_1 = s_t$ és $x_2 = s_t^2$ helyettesítéssel felírható az

$$y = \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \varepsilon$$

konstans nélküli lineáris regresszió, amelyből az α_1 és az α_2 paraméterek gond nélkül becsülhetők, sőt, ha ε -ra teljesülnek a szokásos feltételek, a Gauss–Markov-tétel értelmében a becslőfüggvények legjobb lineáris és torzítatlan (BLUE) tulajdonsággal rendelkeznek. Ha $\hat{\alpha}_1$ és $\hat{\alpha}_2$ ismert, az eredeti (strukturális) paraméterek könnyen megkaphatók:

$$\hat{n} = \hat{\alpha}_1 - 1 \quad \text{és} \quad \hat{N} = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{\hat{\alpha}_2}. \quad /25/$$

Ezzel a becsléssel persze hasonló probléma van, mint a korábbi lineáris becslésekkel: csak két paraméter identifikálható, míg a harmadik a becslésen kívül marad. Ebben az esetben ez kevésbé zavaró, mivel a differencia egyenlet „csak” a növekedésre ad összefüggést, míg a szintparaméter lényegében véve ebben a vonatkozásban indifferens. Amennyiben mégis ezek alapján szeretnénk teljes becslést adni a hólabda folyamatra, a harmadik paramétert, mint induló értéket vagy a megfigyelt idősor első elemeként azonosítjuk, vagy – ha az idősorunk elég hosszú – az első néhány érték átlagaként számíthatjuk. Megjegyzendő, hogy a strukturális paraméterekre származtatott becslések már nem rendelkeznek a BLUE tulajdonsággal, mivel az átmenet (a /25/ visszatranszformáció) nemlineáris műveletet is tartalmaz.

A hólabda modellen alapuló, most ismertetett becslés igen egyszerű, szemléletes, és a korlátozott számú tapasztalat (például *Hunyadi* [1978]) alapján – legalábbis jól viselkedő idősorok esetén – meglehetősen jó illeszkedést eredményez. Mivel ebben az esetben is leíró jelleggel ragadtuk meg a problémát, a becslés további tulajdonságait legfeljebb szimulációs vizsgálatokkal lehetne feltárni, ilyenekre azonban itt nem kerítünk sort.

4.2. *A maximum likelihood és a momentumok módszere*

Ameddig a logisztikus függvényt mint növekedési függvényt fogtuk fel, leíró elemzést végeztünk, és determinisztikus (és részben) sztochasztikus trendszámítás alapjául használtuk – valójában kívül maradtunk a statisztikai probléma valószínűségi kérdésein. Az azonban, hogy a logisztikus függvény felfogható eloszlásfüggvényként, némiképp más megvilágításba helyezi a kérdést. Legalább két lényeges ponton kell az eddig kifejtetteket valamelyest átértékelni:

- ha eloszlásokról beszélünk, feladjuk az idődimenziót, lemondunk a megfigyelések időbeli rendezettségéből adódó információkról: mindazok a módszerek, illetőleg lépések, amelyek ehhez az időbeliséghez kötődtek (például az autoregresszív felírások), itt nem lesznek használhatók;

- ennek fejében a feladat úgy módosul, hogy megfigyeléseink egy ismert eloszlásból származnak, és a feladat ennek az eloszlásnak a rekonstruálása: sűrűség-, illetve eloszlásfüggvényének paraméterbecslése. Ez a feladat annyiban jelent könnyebbséget, hogy ismert eloszlások esetén a becslések jól bevált módszerei állnak rendelkezésünkre, emellett pedig ezek a módszerek általában már önmagukban utalnak kedvező becslési tulajdonságokra.

Az összehasonlítás azonban így még nem teljes. Egyrészt meg kell jegyezni, hogy a leírt trendmodell esetében is lehetett volna (lehetne) alkalmazni a becslőfüggvény készítésének ezen módszereit (maximum likelihood, momentumok), ám ahhoz a maradékváltozó eloszlását kellett volna specifikálni. Erre a logisztikus függvény esetében nem tettünk kísérletet, elsősorban azért, mert az eddigi eredmények áttekintése történeti szellemű volt, azaz megpróbáltuk felidézni az akkori gondolkodást az akkori módszereken keresztül, ebbe pedig nem fért volna bele az, ha mondjuk a maradékváltozó eloszlásának specifikálásával maximum likelihood becslést készítettünk volna. Némiképp más a helyzet a

hólabda modellel: az csak részben fogható fel leíró jellegű trendnek, és éppen származtatása implikálja azt, hogy ebben az esetben a paraméterbecslés során valószínűségi eszközöket is igénybe vegyünk. Ez – jóllehet a problémának talán nincs nagy gyakorlati jelentősége – a közeljövő kutatási feladata lehet.²

Még mindig az összehasonlításnál maradva, a mostani feladat (logisztikus eloszlás paramétereinek becslése) annyiban is eltér az eredetitől, hogy ebben az esetben legfeljebb két paramétert kell becsülnünk, hiszen a logisztikus eloszlás általános formája is csak két paramétert tartalmaz. Ezért az eredeti feladat egyszerűsödik.

A leginkább kézenfekvő becslési mód a *maximum likelihood* lehetne. Kiindulva a kétparaméteres logisztikus eloszlás /15/ eloszlásfüggvényéből, vagy az ebből azonnal származtatható sűrűségfüggvényből, közvetlenül felírható a likelihood vagy a log-likelihood függvény. Ezek felírását most mellőzzük, mivel elég terjedelmes, és nem igazán jól használható. A probléma velük kapcsolatban az, hogy a likelihood egyenletrendszer analitikusan nem megoldható, ezért zárt alakban nem készíthető becslőfüggvény a paraméterekre.

Valamelyest ígéretesebb a *momentumok módszere*, hiszen az jól kezelhető eredményekre vezet. A kétparaméteres eloszlás várható értéke ugyanis $E(X) = \alpha$, varianciája

pedig $Var(X) = \frac{\beta^2 \pi^2}{3}$. Ezeket a paraméterekre megoldva, majd behelyettesítve a minta-

beli momentumokat rögtön kaphatók $\hat{\alpha}$ és $\hat{\beta}$ becslőfüggvények: $\hat{\alpha} = \bar{y}$, és $\hat{\beta} = \frac{s^* \sqrt{3}}{\pi}$,

ahol \bar{y} a mintaátlag, s^* pedig a mintából számított korrigálatlan szórás. Innen ugyancsak közvetlenül adódik a logisztikus függvény parametrizálásával az, hogy

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} \text{ és } \hat{\beta}_1 = -\frac{\pi}{s^* \sqrt{3}}. \quad /26/$$

Ezek a becslőfüggvények a momentumok módszeréből adódóan konzisztensek. Megjegyzendő még, hogy a momentumok általánosított módszerével (GMM) várhatóan ezeknél jobb hatásfokú, ugyancsak konzisztens becslőfüggvények lennének készíthetők, de ezzel a jelen tanulmány nem foglalkozik. Megjegyezzük még, hogy újabban a rendezett mintás becsléseket is jó hatásfokkal használják a logisztikus eloszlásra, de ezek az eredmények külön tanulmányt érdemelnének.

4.3. Alkalmazások

A logisztikus függvény klasszikus alkalmazási területe a nemlineáris determinisztikus trendmodellekhez vezet. Mivel telítődési folyamatok leírására szolgál, elsősorban állományi típusú, felső korláttal rendelkező jelenségek időbeli alakulásának leírására hasz-

² A korábbiak alapján a Szerző arra számított, hogy a nyilvános publikációk nyomán mások is érdeklődni kezdenek a hólabda és rokonfolyamatai iránt, és ennek kapcsán kialakult volna valamiféle műhelymunka, ahol különböző érdeklődésű és felkészültségű kutatók egymás eredményeit kiegészítve, megvitatva tovább juthattak volna ezen az úton. Sajnos nem ez történt: a hólabda több írásos beszámoló és előadás ellenére sem került be a magyar vagy a nemzetközi kutatások fő áramlatába.

nálták. Jellegzetes alkalmazási példa ebből a körből a rádió- és a tv-előfizetők számának alakulása volt, hiszen ezeknél a változóknál az összes háztartás száma természetes felső korlát volt (az akkor érvényben lévő rendelkezések alapján egy háztartásban elegendő volt egy előfizető, akkor is ha több készüléket használt az adott háztartás). Hasonlóan jól lehetett ezzel az eszközzel modellezni felfutó ágazatok állományi változóit (például létszámadatait, eszközállományukat), és sikeres volt – legalábbis kezdetekben – a tartós fogyasztási cikkek állománya alakulásának logisztikus függvénnyel történő leírása is. Elvben a divatcikkek állománya is logisztikus növekedést mutat, ám az ennek azonosításához szükséges adatbázis általában nem áll rendelkezésre.

A hólabda folyamat hasonló tulajdonságokkal rendelkezik, ám szemben a determinisztikus trenddel, sztochasztikus trend formájában jelenik meg. A hólabda modell (és rokonai) által vizsgált jelenségek elsősorban terjedési típusúak. Ezért – bár természetesen közelítő módon ez is alkalmazható a korábban vizsgált területeken – a hólabda típusú modellek jellegzetesen az egyes populációk létszámának alakulásának, népcsoportok, országok népességállományának leírására, betegségek (fertőzések), hírek, információk terjedésének modellezésére szolgálnak. Elterjedek a biológiai kutatások terén, de mivel a terjedés társadalomban és élettelen közegben egyaránt fontos mozgásforma, alkalmazási lehetőségei más területen is szinte kimeríthetetlenek. Csak példaként említhetjük, hogy a szerző egy korábbi munkájában az árak tovagyrűzését (árváltozások terjedését) modellezte egy részlegesen szabályozott gazdaságban (Hunyadi [1984]), a hólabda modellen és az abból származtatható eloszláson alapuló osztott késleltetésű modell segítségével.

Az időben lejátszódó folyamatokon túlmenően a vizsgált függvények alkalmazhatók – elsősorban simítási és interpolációs céllal – keresztmetszeti elemzésekben is. A demográfusok és a biztosítási szakemberek gyakran használják különböző népesedési és túlélési folyamatok tömör leírására és közelítésére a Gompertz-függvényt és más, itt részletesen nem elemzett, de hasonló tulajdonságokkal rendelkező függvényeket, például a Johnston-görbét (lásd például Valkovics [2001]).

A logisztikus eloszlás, mint említettük, egyes alkalmazásokban a normális eloszlás alternatívája. Korábban többen javasolták a normális eloszlás helyettesítésére. Az utóbbi időkben elsősorban az extrémális értékek határeloszlásainak modellezésében kap egyre növekvő szerepet. Végül a logisztikus regresszió, amely szintén származtatható a logisztikus eloszlásból, a diszkrét eredményváltozós modellezés és diszkriminálás napjaink egyik kedvelt eszközévé nőtte ki magát.

*

A múlt század első felének egyik népszerű modellezési eszköze, a logisztikus függvény és rokonai mára kimentek a divatból. Ennek ellenére a logisztikus függvény, mint determinisztikus trendfüggvény, annak sztochasztikus párja, a hólabda modell valamint a logisztikus eloszlás sok olyan tulajdonsággal, összefüggéssel rendelkezik, amelyek elsősorban történeti vagy didaktikai szempontból lehetnek érdekesek, de esetenként tanulságokkal szolgálhatnak a mai modellezés számára is. A logisztikus eloszlás és a logisztikus regresszió, amelyek ma is a főáramba tartozó kutatási területek, szintén az említett gyökerekből származtathatók.

IRODALOM

- ÉLTETŐ Ö. – HUNYADI L. [1972]: *On the estimation of the parameters of the logistic function*. Paper presented to the ESEM. Budapest.
- HAJDU O. [2003]: *Többváltozós statisztikai számítások*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HUNYADI L. [1978]: Egy terjedési folyamat elemzése (A hólabda modell). *Sigma*. XI. évf. 191–209. old.
- HUNYADI L. [1984]: Egy terjedési típusú osztott késleltetésű modell. *Sigma*. XVII. 31–46 old.
- HUNYADI L. – VITA L. [2003]: *Statisztika közgazdászoknak (második kiadás)*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- JOHNSON, N. L. – KOTZ S. [1970]: *Distributions in statistics. Continuous univariate distributions-2*. Houghton Mifflin Co. Boston.
- KOTZ S. – JOHNSON N. L. (szerk.) [1985]: *Encyclopedia of statistical sciences*. 5. köt. Wiley. New York.
- PRÉKOPA A. – ÉLTETŐ Ö. [1971]: *Matematikai jegyzetek IV. Matematikai statisztika*. (Kézirat.) Statisztikai Kiadó. Budapest.
- VALKOVICS E. [2001]: A Gompertz-függvény felhasználási lehetőségei a demográfiai modellezésben. *Statisztikai Szemle*. 79. évf. 2. sz. 121–141 old.

SUMMARY

The paper gives an overview of the logistic curve and some related topics which seem to be a bit old-fashioned statistical tool. It presents the derivation, some characteristics and the different estimation methods of the logistic curve and the logistic distribution. Some less known relationships among the logistic curve and other growth curves, the logistic curve and some stochastic processes and the logistic regression are treated. The study has some historical and didactical relevance as well.

SZEMLE

A NEMZETKÖZI JÖVEDELEM- ÉS VAGYONKUTATÓ TÁRSASÁG (IARIW) 28. KONFERENCIÁJA

2004. augusztus 22. és 28. között, az írországi Corkban tartotta 28. konferenciáját a Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság (International Association for Research in Income and Wealth – IARIW). Az IARIW sajátos helyet foglal el a nemzetközi statisztikai életben, amennyiben 1948-ban történt megalakulása óta őrzi kezdeti céljait és jellegét, melyek középpontjában a nemzetiszámlarendszer és a jövedelem-eloszlás vizsgálata áll.

Az idei konferencia programjában mintegy 120 előadás szerepelt, ezek közül 23 plenáris ülésen, több mint hatvan párhuzamos üléseken, negyven pedig ún. contributed paper ülésen hangzott el. Az IARIW-konferenciákon kialakult szokásnak megfelelően a különböző üléseket részben a makrostatistikai, részben a mikrostatistikai témáknak szentelték. A két fő témakört a program rugalmasan, az aktualitásokhoz igazodva kezelte az idei konferencián is. A plenáris ülések és a szekciók munkáinak témái a következők voltak.

1. A nemzetközi áramlások (áru-, tőke-, pénz- stb.) megfigyelése és mérése.
2. Szekciók:
 - A. Az SNA továbbfejlesztése
 - B. Az egyenlőtlenség integrációs továbbélése
3. A lakásállomány és –forgalom elszámolása
4. Szekciók:
 - A. A pénzügyi szolgáltatások kezelése
 - B. A jólét multidimenzióanalízis mérése és összehasonlítása.
5. A globális egyenlőtlenség és szegénység tendenciáinak mérése és értelmezése
6. A K+F-kiadások értékelése nemzetközi összehasonlításban
7. Szekciók:
 - A. Időfelhasználás és egyenlőtlenség
 - B. Sűrű gyakoriságú (negyedéves) termelés-, jövedelem- és megtakarításbecslések.
8. Contributed paperek a mikro- és a makroökonómia köréből.

Az IARIW konferenciáinak lebonyolítási rendje különbözik minden más hasonlótársaság konferencia-rendszerétől. A dolgozatok szerzői – csekély kivételtől eltekintve – nem tartanak előadást (az írásos anyag már jóval az ülés előtt rendelkezésre áll), hanem a felkért hozzászóló (discussant) a főszerep, aki ismerteti, majd méltatja és bírálja a dolgozatot, a szerző csak ez után kap szót, hogy válaszoljon az elhangzottakra. Ez a többbétizedes gyakorlat jól bevált, lehetővé téve a hasznos időkihasználást.

A konferencia menetrendjét ezúttal a Richard és Nancy Ruggles Emlékkülés gazdagította, ahol vendégelőadóként *Angus Maddison* professzor tartott előadást „A világgazdaság körvonalai és a makroszintű mérés művészete – ezeréves áttekintés” címmel. Az előadás az időben visszamenőleg három korszakot különített el visszamenő sorrendben: az ötvenes évek óta eltelt időszakot, az 1820 utáni és az 1500 és 1820 közötti szakaszt. Ezekben a korszakokban végigelemezte a technika, az oktatás és a munkaerő szerepének változásait, illetve jellegzetességeit. Bemutatta a vásárlóerő-paritáson számított hosszú távú visszabecsléseit, és bíralt néhány elterjedt elméletet, például a Kondratyev-ciklusokat és Schumpeter ötévsciklus-elméletét.

Magyarországot ebben az évben is többen képviselték a konferencián. A Központi Statisztikai Hivatal részéről *Éltető Ödön*, a KSH ny. osztályvezetője, *Pozsonyi Pál* főosztályvezető-helyettes *dr. Szilágyi György*, egyetemi tanár voltak jelen. *Éltető Ödön* a (*Havasi Évával* közösen írt) „A különböző objektív és szubjektív kritériumokkal definiált szegénység összetétele és jellemzői” című előadásával a contributed paperek között szerepelt, *dr. Szilágyi* pedig felkért hozzászólóként (discussant) működött közre, mégpedig a Globális egyenlőtlenség...témájú plenáris ülésen, ahol három dolgozat kapcsán látta el ezt a szerepet. A konferencia további magyar résztvevői voltak: *Sándor György*, a Magyar Nemzeti Bank ügyvezető igazgatója, aki a Nemzetközi áram-

lások megfigyelése és mérése című plenáris ülésen volt az egyik felkért hozzászóló, valamint Gódorné Kaló Edit, az MNB főosztályvezetője. A magyar Pénzügyminisztérium képviselőjében szerepelt *Lelkes Orsolya*, aki mint a Richard és Nancy Ruggles-Ösztöndíj nyertese előadást is tartott „A jóléttel kapcsolatos vélemények és tények közötti eltérések” címmel. A viták néhány kiemelkedő pontja között meg kell említeni az SNA továbbfejlesztésével foglalkozó szekció munkáját. Ennek keretében szó volt az SNA-revizió programját, szervezeti kereteit és témáit, melyekkel kapcsolatban igen sok kétség merült fel. Ezek közül megemlíthetjük a határidők realitását, az ún. szakértői csoport összetételét, és főképpen a revízióra kijelölt témákat. A 44. téma – a hivatalos megfogalmazás szerint – nem érinti a rendszer egészét, csupán kiigazításokat tartalmaz. Mint azt Szilágyi György hozzászólása is hangsúlyozta, az SNA korábbi revízióinak tapasztalatai szerint, de a számlarendszer összefüggő volta miatt is, egy-egy változás a rendszer más helyein is változásokat indukál, a program azonban nem számol ezekkel a tovagyűrűző hatásokkal. A konkrét módosítástervezetek közül az ún. tőkeszolgálat váltotta ki a legtöbb vitát. Az elképzelések szerint a tőkének mint termelési tényezőnek nem az értékcsökkenés, hanem azon mérték erejéig kellene a számlákon (elsősorban a termelési

számlán) megjelennie, amellyel a termelés nagyságához hozzájárul. Szinte kibékíthetetlen és kompromisszumra képtelen vita alakult ki a tőkeszolgálat bevezetésének helyességéről és számítási módjáról.

Más szekciókban az idei konferencia fő témájának, az országok közötti gazdasági, jövedelmi egyenlőtlenségek és a szegénység elemzése folyt. Külön ülés foglalkozott az egyenlőtlenség nemzedékek közötti áthagyományozódásával, a pénzügyi szolgáltatások kezelésével a nemzetgazdasági elszámolásokban, a globális egyenlőtlenség és szegénység trendjeinek mérésével és értelmezésével, az időmérleg-vizsgálatokból származó információk felhasználásával az egyenlőtlenség, illetve bizonyos költségek (gyermeknevelés) becsüléséhez. Több előadás témája volt a nemzetközi összehasonlításoknál fellépő indexproblémák kezelése.

A Társaság életében ez évben szokatlanul sok személyi változás történt. Nyugdíjba vonult a Társaság adminisztrátora *Jane Forman* és folyóiratának szerkesztője *Edward Wolff*. Az új végrehajtó titkár a kanadai *Andrew Sharp*, a folyóirat szerkesztőbizottságának vezetésében pedig a német *Klasen* és a holland *Van Ark* osztoznak.

É. Ö. – Sz. Gy.

MAGYAR SZAKIRODALOM

FALUSSY BÉLA:

AZ IDŐFELHASZNÁLÁS METSZETEI

Új Mandátum Könyvkiadó, Budapest, 2004. 194 old.

Az első időmérleg-felvételt 1963-ban végezték Magyarországon, melyet még négy (1977-ben, 1986-ban, 1993-ban és 2000-ben) követett. Valamennyi felvételt a Központi Statisztikai Hivatal munkatársai készítették elő, koordinálták és dolgozták fel. Figyelemre méltó, hogy már az első felvétel idején, amikor hivatalosan szociológiai kutatásokat még nem végeztek hazánkban, a felvételek keretében már jelentős elemszámú mintán készültek társadalomstatistikai, szociológiai elemzések. Az első időmérleg-felvételről *Szalai Sándor* számolt be „Idő a mérlegen” című, a *Valóság* 1964. évi 3. számában megjelent tanulmányában. Ez az írás – elméleti és módszertani vonatkozásban – még másfél évtized múltán is alapirodalomnak számított az akkor már polgárjogot nyert szociológiai kutatásban, oktatásban.

Az 1977. évi és az azt követő időmérleg-felvételek idején a szociológia már hazánkban is az

elfogadott tudományágak közé tartozott, éppen ezért nehezen érthető, hogy az időfelhasználással kapcsolatos vizsgálatok miért nem kerülhettek sem akkor, sem a későbbiekben a hazai szociológiai kutatások középpontjába.

A mindennapi időfelhasználás vizsgálata közvetlenül az életmód szociológiai jelenségének vizsgálatát jelentik, közvetetten azonban aligha lehet olyan emberi tevékenység, amelyhez szűkebb vagy tágabb értelemben, valamilyen formában ne kapcsolódna. Úgy is fogalmazhatnánk, hogy ha van releváns szociológiai probléma, akkor a *idő*, az időt „használó”, az időben élő, tevékenykedő emberhez, s tevékenységéhez kapcsolódó kérdések azok. Mindezt *Falussy Béla* „Az időfelhasználás metszetei” című könyve egyértelműen támasztja alá, noha a szerző az *időt* általános szociológiai magyarázó elvként nem alkalmazza, illetve ennek lehetőségét nem veti fel.

Elemzése során a szerző nemcsak a hazai, hanem a norvég illetve az ezredforduló éveiben több európai országban végrehajtott időmérleg-felvételek adatait is felhasználja. Az olvasó tehát a magyar és a norvég népesség napi átlagos időbeosztásának adatai

mellett tíz európai ország foglalkoztatott népességének átlagos napi időmérlegének adataival is megismerkedhet.

Az elemzés középpontjában a szabad idő felhasználásának kérdése áll. A szerzőt az időfelhasználás időbeli, térbeli és társadalmi metszeteinek vizsgálata során mindenekelőtt az foglalkoztatja, hogy a szabadidő-felhasználás „...tipikus formációi jellemzően milyen körben, miért és hogyan jönnek létre...” (7. old.). Emellett időbeli, térbeli és társadalmi metszetek vizsgálatával e formáció értékeléséhez olyan stabil és egyértelmű viszonyítási pontokat keres, amelynek „...változásaira vagy különbségeire rámozdulnak az időfelhasználás szerkezeti mutatói” (7. old.). Az időfelhasználás funkcionális egységei közül a szabadon felhasználható idő kérdésére koncentrálnak és ezzel kapcsolatban több fontos összefüggést fogalmaz meg. Ennek következtében a biológiailag és társadalmilag kötött idő kérdésével „csak” mint a szabad idő mértékét és felhasználását alapvetően befolyásoló szerkezeti egységekkel foglalkozik.

A könyv két fő részből áll. Az első rész (amelyet a könyv első négy fejezete alkot) az említett időmérleg-felvételek adatainak elemzése, melyhez – tartalmi és formai szempontból is – szorosan kötődik a feldolgozás módszertana. A második rész – mely terjedelmileg megegyezik az elsővel – néhány értelmező megjegyzés kíséretében közreadott táblagyűjtemény. A táblák első sorozata a magyar és a norvég népesség napi átlagos időbeosztásának adatait tartalmazza. A második táblacsokor a legutóbbi hazai időmérleg-felvétel részletes adatait, a harmadik pedig a médiahasználat és az életvitel összefüggéseit, illetve a kirándulásra, utazásra, üdülésre fordított időt a demográfiai jellemzők metszeteiben mutatja be.

Nehéz egyértelmű választ adni arra a kérdésre, hogy egy olyan könyvben, mely nem csupán kutatók számára készült lehet-e, szabad-e ilyen mennyiségben táblákat, adatokat közölni. Mi mégis úgy gondoljuk, hogy igen. Válaszunk természetesen nemcsak azok nevében szól, akik szeretik az adatokat, s önmaguk is a közölt adatok alapján új összefüggések feltárására vállalkoznak, hanem mindazokra, akik a könyv első, elemző részével megismerkednek. Annak ellenére ugyanis, hogy Falussy Béla tanulmányában zömében nem hivatkozik a második részben közölt táblákra, ez a rész mégis szervesen összefügg az elsővel. A táblák csoportosítása és sorrendje ugyanis az első rész felépítését, logikáját követi, s ennek következtében megállapításait nemcsak szélesebb (adat)alapra helyezi, hanem lehetőséget biztosít az olvasónak arra is, hogy az adatsorok segítségével

továbbgondolja, s egyben folyamatosan ellenőrizze a szerző állításait.

A könyv első részével összefüggésben külön kell szólni arról, hogy a bevezető nem csak a hagyományos funkciót tölti be. E részben ismertet meg bennünket a szerző azokkal a fogalmakkal és legfontosabb összefüggésekkel, amelyek egyrészt eligazítanak az időfelhasználás témakörében, másrészt pedig az itt megfogalmazott összefüggések teszik lehetővé számunkra az életkörülmények és időfelhasználás kapcsolatának, valamint az időfelhasználás szerkezetének megértését.

Az anyagi, a kapcsolati és a kulturális tőke működésének egyik meghatározottsága az időfelhasználás, éppen ezért az időfelhasználás és annak szerkezete alapján – mutat rá a szerző – következtetéseket lehet levonni azzal kapcsolatban, hogy a társadalom csoportjai (vagy különböző országok népessége) „...milyen mértékű anyagi, kapcsolati és kulturális tőkével rendelkeznek” (8. old.). Ennek következtében időbeosztásunk, a szokásrendszerünkbe be-, és kikerülő tevékenységi körök életkorunkkal, társadalmi, anyagi helyzetünkkel, lehetőségeinkkel együtt változnak. Fontos összefüggést fogalmaz meg akkor is, amikor megállapítja, hogy a társadalmilag kötött idő és a foglalkoztatottság között szoros kapcsolat áll fenn. Ebből következően ugyanis a növekvő vagy magas értékű szabad idő alapján csökkenő vagy alacsony szintű foglalkoztatottság prognosztizálható. A szerző a teljesen szabadon felhasználható idő alapvető megosztottságát, azaz a televízió előtt eltöltött idő és a tévén kívüli egyéb aktivitásokra szánt idő egymáshoz való viszonyát, arányát az életminőségének fontos társadalmi indikátorának tekinti. Ennek segítségével meggyőzően dokumentálja, hogy a rendszerváltoztatás óta a hazai népesség időfelhasználásának jellege passzív irányban mozdult el s ennek következtében a magyar népesség „...aktív szabadidő tevékenységet a mértéktelen tévénézési idő szorította egyre szűkebb keretek közé” (17. old.).

A bevezetőben megfogalmazott elméleti összefüggéseket a szerző az első rész fejezeteiben a „gyakorlatban” hasznosítja. Az idő-, és térbeliség szempontjait kapcsolja ugyanis össze, amikor az első fejezetben, a hetvenes évek és az ezredforduló között, Magyarország és Norvégia lakosságának egymástól lényegesen eltérő módon alakult időfelhasználását és időfelhasználásának szerkezetét hasonlítja össze s azok alapján von le következtetéseket a két eltérő fejlődési utat bejárt ország népességéről. Ezt követően, még mindig e témakörben, de már elsősorban az időben lezajló változásokra koncentrálna, vizsgálja a hét eltérő napjain a hazai aktív keresők szabadidő-felhasználásának átalakulását 1963 és 2000 kö-

zött. Végezetül pedig e fejezet keretében a térbeliség metszeteire összpontosítva, az ezredfordulón készített adatfelvétel alapján, hét eltérő fejlettségű európai ország idő-, és szabadidő felhasználását hasonlítja össze.

A második fejezetben az időfelhasználás társadalmi metszetei közül a 2000. évi hazai adatfelvétel bázisán az életkörülmények és az időtöltés kapcsolatát, az életkor időfelhasználásra gyakorolt hatásait vizsgálja. A felvétel adatait a település típusa, a korcsoport, a családi állapot, a gazdasági aktivitás, az iskolai végzettség s egyéb metszetek mentén vizsgálja.

Az ezt követő fejezetben pedig – szintén hazai mintán – az időfelhasználást egyes tevékenységek oldaláról (televízió nézésre, rádióhallgatásra, sajtóolvasásra, illetve kirándulásra, üdülésre, utazásra fordított idő) vizsgálja.

Fontosnak és mások számára is példamutatónak tartjuk, hogy a könyv első (elemző) részének lezárásaként részletesen bemutatja azokat a módszereket, amelyeket a vizsgálatok során használt, aminek következtében pontosan nyomon követhető, hogy a szerző milyen módon jutott eredményeihez. Egy vizsgálat validitását ugyanis nemcsak az adatfelvétel minősége, a kutató elemző készsége, hanem a feldolgozás módszerei is meghatározzák.

Összességében megállapíthatjuk, hogy noha Falussy Béla a hazai szociológiai kutatások főáramlatától kissé távol, s csaknem magányosan végzi időfelhasználással kapcsolatos kutatásait, munkája hiánypótló és fontos eleme, összetevője a hazai életmód és kultúra szociológiai jelenségét vizsgáló kutatásoknak.

Tóth Pál Péter

PETRES TIBOR – TÓTH LÁSZLÓ:

STATISZTIKA

Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 287 old.

A Szegedi Tudományegyetem oktatóinak könyve a magyar felsőoktatás különböző intézményeiben kiadott tananyagok szerkezetét, tartalmát követi. A tárgyalt statisztikai módszerek tematikai hasonlósága mellett a könyv (jegyzet) egyedi jegyei is számottevők, amelyek részben a tárgyalási mélységgel, a szemléltető eszközök mennyiségével, a gyakorló feladatok közlésével, részben az oktatási célkitűzéssel (szemeszterek, órák számában lévő különbséggel) függenek össze, de abban a szerzői szándékok is szerepet játszanak.

Napjainkban a magyar felsőoktatásban több mint egy tucat statisztikai módszertani könyv, jegyzet használatos. Ezek változatosságára (tartalmát és a tárgyalás mélységét illetően egyaránt) önmagában a 200–800 oldal közötti terjedelmi eltérésekből is következtetni lehet.

Az itt ismertetett könyv részben leíró statisztikai, részben következtető statisztikai fejezeteket tartalmaz. Fejezetei: Általában a statisztikáról; Egyszerű elemzések; Sokaság egy ismérv szerinti vizsgálata; Sokaság több ismérv szerinti vizsgálata; Standardizálás és indexszámítás; Kétváltozós regresszió- és korrelációs számítás; Statisztikai minták módszere; Minta alapján történő becslések; Hipotézisek vizsgálata; Dinamikus elemzés; Többváltozós regresszió- és korrelációs számítás.

Ezeket a fejezeteket tesztkérdések gyűjteménye (részben megoldásokkal, részben anélkül) és táblázatok egészítik ki. A táblázatok a különböző valószínűségeloszlások (normális, Student, χ^2 stb.) adatait tartalmazzák, amelyek használatát a megfelelő fejezetekben gyakorlati számítások keretében korrekt módon leírják a Szerzők.

A könyv tartalma és viszonylag kis terjedelme, vélhetőleg, megfelel a Szegedi Tudományegyetem képzési célkitűzéseinek. Mindenképpen sikeresnek mondható a leíró statisztikai részek tömör tárgyalása. Megfelelő foglalkozási intenzitás (előadás és gyakorlati órák száma) mellett ezek a témák hatásonként feldolgozhatók. Oktatási segédanyagok (példatár, képletgyűjtemény) használata esetén a tananyag egyéni feldolgozása is sikeres lehet. Külön említést érdemel a számítástechnikai eszköztár igénybevétele, alkalmazásuk bemutatása (Excelben), ami, ha nem is egyedülálló, de feltétlenül követésre méltó a magyar szakirodalomban.

A matematikai statisztikai módszerek tárgyalása azonban túlszűfolt, ezért szükségképp elnagyolt. (E megállapítás élett ugyan tompíthatja az, hogy feltételezhető a hallgatóságnak az országos átlagot meghaladó matematikai felkészültsége, ennek ellenére ebben a vonatkozásban mindenképpen helye van némi kritikai észrevételnek.) Az olvasónak úgy tűnik, hogy a nehezebb részeket (például a hipotézisellenőrzést, a többváltozós regresszió- és korrelációs számítás) helyenként feleslegesen bonyolítja, nem él a didaktikailag is indokolt egyszerűsített tárgyalási lehetőségekkel. Tapasztalatok szerint ezek a témák még a részletesebben kifejtett tananyagok esetében is a nehezebben tanulható részek közé sorolhatók.

A statisztikai tankönyvek másodlagos célja a hallgatók és olvasók tájékoztatása a valós társadalmi tényekről. Ezzel a lehetőséggel a könyv szerzői is élni kívánnak, éppen ezért nehezen érthető, hogy a

2004-ben kiadott, feltehetően 2005 és 2008 között oktatandó könyv tényleges jelenségeket bemutató számanyaga az 1998. és 1999. éveknél megáll. A olvasó például feltehetően nem a hat évvel ezelőtti ár-változásokra kíváncsi. A tananyagban szereplő fiktív példák (A, B termék) esetén kiváltképp nem indokolt a régmúlt évek használata. Ez vonatkozik az irodalomjegyzékben felsorolt könyvekre is. (Például a *Hunyadi – Vita*: Statisztika... c. könyvnek 2002-ben és 2004-ben jelent meg az újabb változata, a *Kerékgyártóné – Mundruczó – Sugár-féle* könyvnek 2001-ben, míg a jelen könyv a 6–8 évvel korábbi változatokra utal.)

Mint ahogy szinte minden hasonló könyv első kiadása tartalmaz kifogásolható elemeket, ez alól ez a mű sem kivétel: a könyvben több figyelmetlenség, hibás vagy idejétmúlt módszer található. Tekintve, hogy a bíráló nem csupán ismertetés, hanem támpontot is kíván adni a Szerzőknek a mű továbbfejlesztéséhez, a jobbítás szándékával, ám a teljesség igénye nélkül az alábbiakban néhány kritikai észrevétel következik.

A könyv első részében a statisztikai alapfogalmakkal és az egyszerűbb leíró statisztikai módszerekkel foglalkoznak a Szerzők. A grafikus ábrázolás ismertetésénél nagyobb figyelemmel kell lenni arra, hogy az ismérvváltozatok jelölése a fekete-fehér nyomtatásban nem különül el egymástól, ezért mindenképpen szemléletesebb különböző vonalkázásokkal ellátni azokat, továbbá az osztott oszlop- és osztott kördiagramon ugyanazon ismérvváltozatokra ugyanazon jelölési rendszert használni. A mennyiségi sorok elemzésénél a közölt első Excel-ábra nem igazán nevezhető hisztogramnak, inkább egyszerűen csak oszlopdiaagramnak. A 35. oldalon található hisztogram léptékbeosztása aránytalan, és ezért megtevesztő lehet.

Több helyen, így például az átlag- és szórásszámításnál, valamint a trend paramétereinek kiszámításánál a mai számítástechnikai ismeretek mellett felesleges az ún. „egyszerűsített módszereknek” indokolatlanul nagy súlyt adni. Ezeknek ma már sokkal kisebb a jelentősége, mint régen volt; inkább csak didaktikai érdekességgel bírnak.

Az egyszerű elemzéseket a sokaság egy, illetve több ismérv szerinti vizsgálata követi, benne az ismérvek közötti kapcsolatok bemutatása. A külső szórásnégyzet számításánál felesleges a csoporton belüli összegezés, bár ezt később a Szerzők is korrigálják. A kétváltozós korreláció ismertetésénél – didaktikai okok miatt – jobb lett volna az alappéldában egy valós kapcsolat bemutatása. A látszatkapcsolat bemutatására inkább később kerülhetne sor, ha a területi korlátok megengedik.

Az indexszámítás és standardizálás tárgyalása tömör, lényegre törő. Az érték-, ár-, volumenindex példájánál talán jobb lett volna *konkrét* termékeket venni, mert így érthetőbb lenne az értékben történő összesítés szükségessége.

A mintavételi eljárások bemutatása, és a mintából történő becslések fontos részét képezik a könyvnek. A könyv ismerteti a véletlen mintavételi terveket, majd a mintából származó paraméterek tulajdonságaival foglalkozik. A független azonos eloszlású és az egyszerű véletlen mintából történő becslés tárgyalása korrekt. A rétegzett mintából történő intervallumbecslésnél azonban nem különül el eléggé az arányos és a nem arányos rétegzés esetén használt módszer. Foglalkozni kellett volna az eljárás előnyeivel, így kiemelhető a befolyásoló ismérv arányosságának követhetősége (erre van utalás), valamint az, hogy a releváns részsokaságok önmagukban is konzisztens eredményt adjanak. Ez utóbbi szempont a gyakorlatban sűrűn érvényesül, következménye az aránytalan, illetve optimális eloszlás alkalmazása. (Didaktikai szempontból is előnyös lenne a kapcsolódó módszerek bemutatása.)

A hipotézisellenőrzéssel foglalkozó fejezet a leggyakrabban használt tesztelési módszerekkel foglalkozik. Ismerteti az egymintás, kétmintás és többmintás próbák közül is a legfontosabbakat. A hipotézisek vizsgálata kapcsán kiegészítésként megjegyzendő, hogy a feltételezések nem mindig a nullhipotézisben jelennek meg, csak akkor, ha azok az egyenlőségre irányulnak. A kisebbre vagy nagyobbra vonatkozó feltevések az alternatív hipotézisben vannak, ilyenkor ennek komplementere foglal helyet a null-hipotézisben, amely magában foglalja az egyenlőséget (is).

A dinamikus elemzés lényegében az idősor-elemzésnél használatos legfontosabb módszereket tartalmazza. Az idősorok elemzésénél a mozgó átlagok módszerét csak arra az esetre tárgyalja a könyv, ha az idősor tartalmaz szezonhatást; a tagszám megválasztását is csak erre az esetre élezi ki. Ez végső soron nem kifogásolható, bár a mozgó átlagolást a hagyományos szemléletben szélesebb körben értelmezzük. Az ehhez kapcsolódó bemutató példa nem túl szerencsés, mert a 48 adathoz képest túl sok a 12-vel történő rövidítés. (Ez egyben általános, az egész könyvet érintő megjegyzés is: a példaanyag kiválasztásánál a szakmai korrektség mellett nagyobb figyelmet kellene fordítani a didaktikai szempontokra is.)

Korábban már említettük, hogy az egyszerűsítő módszerek már nem képezik a statisztikai ismeretanyag integráns részét. Ezért inkább a megértést segítő didaktikus példaként, mintsem gyakorlatban

fontos módszerként lehetne alkalmazni az analitikus trendszámításnál a $\Sigma t=0$ módszert az időváltozó jelölésére, hiszen ez nem jelent sok számítási megtakarítást (főleg, hogy általában úgyis Excellel számolnak), ugyanakkor megnehezíti az értelmezéseket. Ez a 0,5-re végződő t értékek miatt még inkább így van. Ugyanakkor dicséretes, hogy az egyébként viszonylag „szükszavú” könyvhöz képest arányaiban a szakosnál többet foglalkoznak a szerzők a logisztikus trendszámítással, paraméterbecslésére pedig kétféle módszert is ismertetnek.

A szezonális eltérések, illetve szezonindexek tárgyalása esetén csak kisebb megjegyzések indokoltak. A szerzők nem hangsúlyozzák eléggé, hogy mikor és miért van szükség a korrekcióra, a témánál közölt ábra címe pedig nem teljesen fedi a tartalmát: nem a szezonális hatást ábrázolták önmagában, hanem a trendet és a szezonhatást együtt tartalmazó „elméleti” idősort. Ha már – jelentőségénél fogva nagyon helyesen – írnak a szezonális kiigazításról, feltétlen idekíváncsolna egy kis számpélda is.

A regressziós modellek kétfajta csoportosítását jobban szemléltető kis ábrát is lehetett volna szerkeszteni. Sokat segítene a többváltozós regressziószámítás megértésében egy alappélda bemutatása. Nagyban megkönnyítené a téma megértését, ha ugyanaz a példa vonulna végig a paraméterek meghatározásán, értelmezésén, a hibaszámításoknál, teszteléseknél. Ugyanez vonatkozik a többváltozós korrelációs számításra is. Az útelemzésnél szerencsésebb lenne a három változó alapján történő bemutatás, hiszen a több változó bonyolultabbá és kevésbé érthetővé teszi a témát. A fejezet végén levő kitűnő példában egy sor egyszerűbb értékelési lehetőség van, ezeket jó lenne kihasználni. Mint már korábban megjegyeztük, az egyszerűbb témákkal – feltehetően terjedelmi okok miatt – időnként szüksézszerűen bántanak a szerzők, így a bonyolultabb témák valószínűleg nem igazán érthetőek a hallgatók számára. Ez vonatkozik például a faktoranalízis fejezetére is.

A könyv végén a szerzők igaz-hamis tesztkérdéseket közölnek, részben megoldásokkal a felkészülés megkönnyítése céljából. A kérdések inkább az elméleti tudásra kérdeznak rá, ezért viszonylag kevés köztük a kisméretű számpélda, holott ez utóbbiak is sokat segíthetnek a tananyag elsajátításában.

Összességében *Petres Tibor* és *Tóth László* könyvét érdekes és értékes kísérletnek tartjuk abból a szempontból, hogy viszonylag kis terjedelemben ismerteti a fontosabb statisztikai módszereket. Újdonság abból a szempontból is, hogy a különböző témáknál részletesen leírja azok számítástechnikai kezelési lehetőségeit. Az előzőkben megfogalmazott kritikai észrevételek a könyv „gyermekbetegségeire”

hívják fel a figyelmet. Ahhoz, hogy a könyv a szakos oktatási követelményeknek valóban magas szinten eleget tudjon tenni, főként didaktikai, ám esetenként tartalmi átdolgozása is indokolt lehet. Ehhez igyekszik ez az ismertetés segítséget nyújtani.

Juhász Györgyné

KOLOS TAMÁS – TÓTH ISTVÁN GYÖRGY –
VUKOVICH GYÖRGY (SZERK.):

TÁRSADALMI RIPIORT 2004.

TÁRKI. Budapest. 2004. 504 old.

A Társadalmi Riport 2004. évenként megjelenő kötete egy majd 15 éves hagyomány folytatása. A kötet tartalmának összeállítását mindig az aktuális társadalmi-gazdasági folyamatok fontossága és az ezekkel a témákkal foglalkozó kutatások indokolták. Nincs ez másképp most sem, amikor a kötetben közölt tanulmányokat hat tematikus fejezetbe rendezve tekintheti át az olvasó. A recenzió írója a kötet tematikájához igazodva rövid áttekintést nyújt arról a mintegy harminc tudományos írásról, amelyek a 2004. évi Társadalmi Riportban megjelentek.

A I. Társadalmi jelzőszámok, társadalmi szerkezet című fejezet négy tanulmányt foglal magába. Az első tanulmány (*Bukodi Erzsébet – Harcsa István – Vukovich György: Magyarország a társadalmi jelzőszámok tükrében*), a hagyományoknak megfelelően, a társadalmi-demográfiai mutatók elmúlt két évben tapasztalható alakulásáról ad számot. Összességében a szerzők arra a megállapításra jutnak, hogy a társadalmi jelzőszámok a korábbi trendeknek megfelelően alakultak. Továbbra is szembetűnően alacsony a születések száma és az elmúlt két évben ismét lassú emelkedés figyelhető meg a halálozások számában. E két jelenség együttesen okozza a népesség folyamatos fogyását, amit csak a nemzetközi vándorlás pozitív egyenlege mérsékel valamelyest. Csökken a házasságkötések és nő a házasságon kívüli párkapcsolatok száma. A házassági magatartás változását mutatja, hogy az 1990-es évek közepétől az első házasságkötési életkor erőteljesen kitolódott. A népesség iskolázottságát illetően megemlítendő, hogy az utóbbi évtizedben emelkedett a lakosság iskolai végzettsége. Tovább csökkent a szakmunkásképzésben részt vevő fiatalok, és növekszik a gimnáziumban vagy szakközépiskolában tovább tanulók aránya. A jelenség valószínűleg összefügg azzal, hogy az általános képzést nyújtó gimnáziumokból könnyebb bejutni az egyetemekre és főiskolákba, ami egyre több fiatal törekvése. A felsőoktatás expanzióját jelzi,

hogy 2002-ben mintegy két és félszer többen tanulnak felsőoktatási intézményekben, mint 1990-ben. A munkaerő-piaci folyamatokkal kapcsolatban a szerzők kiemelik, hogy a kilencvenes évek első felére jellemző kedvezőtlen tendenciák után 1997-től a foglalkoztatottság lassan, de folyamatosan bővült. Ez az utóbbi években megtörni látszik, ugyanis a foglalkoztatottsági ráta 2001-2002-es stagnálás után csak 2003-ban mutat némi növekedést. A társadalmi tagozódással kapcsolatban a szerzők felhívják a figyelmet a szellemi munkakörök térnyerésére, a felsőszintű vezetők és értelmiségiek aránynövekedésére valamint a vállalkozók számának jelentős mértékű gyarapodására. A szerzők szerint a lakossági jövedelmek nagyságának és szerkezetének radikális átalakulása pecsételte meg a kilencvenes éveket. Az évtized második felétől élesen kirajzolódott az összefüggés, amely szerint minél alacsonyabb az egy főre jutó háztartási jövedelem, annál nagyobb a társadalmi-, illetve annál alacsonyabb a munkajövedelem aránya. A szerzők különös figyelmet szenteltek a lakosság egészségi állapotával kapcsolatos változásoknak. Hangsúlyozzák, hogy a rossz egészség amellet, hogy a gazdaság és társadalom sok területén okoz nehézséget, súlyos egyéni és családi tragédiákhoz vezet. Ehhez hozzájárul a lakosság egészségi állapotához és igényeihez kevésbé alkalmazkodó ellátó rendszer és az egészségtudatos életvezetés hiánya.

A második tanulmány (*Kolosi Tamás – Róbert Péter: A magyar társadalom szerkezeti átalakulásának és mobilitásának fő folyamatai a rendszerváltás óta*) szerzői a társadalmi egyenlőtlenségek alakulásával és az egyének mobilitásával foglalkoznak az 1988 és 2003 közötti időszakban. A tanulmány megállapítja, hogy a rendszerváltás óta eltelt mintegy másfél évtized a társadalmi rétegződés szempontjából három jól elkülöníthető időszakra osztható. Az első időszakot a rendszerváltással együtt járó gazdasági válságból következő változások jellemzik. A társadalmi és jövedelmi egyenlőtlenségek erőteljes növekedése mellett megjelent egy jelentős vállalkozói réteg, és a piacképes értelmiségi és menedzseri réteg jövedelmei is gyorsan javultak. Bár a szegénység nem változott lényegesen ebben az időszakban, a középrétegek anyagi helyzete jelentősen romlott. A gazdasági fellendülés időszakában évről évre egyre többen érezhették a gazdasági fejlődés kedvező hatásait. Ennek köszönhetően a középrétegek helyzete stabilizálódott, és egyre többen emelkedtek ki a szegénység közeli állapotból. Az ezredforduló időszakában újabb tendenciákra hívják fel a figyelmet a szerzők. A kötet más tanulmányaival összhangban az egyenlőtlenségek növekedését sejtetik, ami a mi-

nimámbér emelése mellett összefüggésbe hozható más szociálpolitikai és nyugdíjpolitikai intézkedésekkel, valamint a közalkalmazottakat preferáló intézkedésekkel csakúgy, mint gazdasági növekedés lassulásával. Ez azt eredményezte, hogy a társadalom középrészében a jövedelmek abszolút növekedése elmaradt az átlagtól és megtorpanni látszik. A tanulmány második részében, a leíró elemzést követően, a társadalmi rétegződést leginkább befolyásoló tényezők vizsgálatát kísérhetjük figyelemmel. Mindezt összevetve arra a megállapításra jutnak a szerzők, hogy a vizsgált időszakban az aktív nemzedéken belüli foglalkozási mobilitás szerénynek mondható, mivel az aktív férfiak kétharmada, a nők háromnegyede foglalkozási értelemben nem volt mobil. Arra viszont felhívják a figyelmet, hogy a munkaerő-piaci részvétel megszakítása jelentősebb státusvesztést okoz és okozott az elmúlt 15 évben is, mintha valaki akár rosszabb pozícióban, de képes volt megmaradni a munkaerőpiacon.

A harmadik tanulmány (*Tóth István György: Jövedelemösszetétel és egyenlőtlenségek, 2000–2003*) a hazai jövedelemösszetétel és egyenlőtlenségek alakulását vizsgálja 2000 és 2003 között. 1987-től az ezredfordulóig a jövedelmi egyenlőtlenségek szempontjából a szerző három időszakot különböztet meg. Az 1980-90-es évek fordulójáig a transzformációs átalakulással együtt járó egyenlőség-növekedés határozta meg a lakossági jövedelmek összetételét és nagyságát. 1992-től 1996-ig viszont a gazdasági stagnálással összefüggő magas munkanélküliség és a magas infláció határozta meg a jövedelmek alakulását. 1996-tól 2000-ig, a gazdasági növekedés jótékony hatásaként, a munkanélküliség és az infláció csökkenése az egyenlőtlenségeket is kedvezően befolyásolta. A tanulmány rámutat arra, hogy úgy tűnik, a 2000-2003-as időszakban a jövedelmi egyenlőtlenségek ismét növekedtek a magyar társadalomban. A kapott eredmények okait kutatva a tanulmány felhívja a figyelmet arra a két bér-sokkra, amire 2000 és 2003 között került sor, nevezetesen a közalkalmazotti és a minimálbér emelésekre és ezen intézkedések hatásaira a lakossági jövedelmek alakulására.

A negyedik tanulmány (*Gábos András – Szivós Péter: Szegénység Magyarországon az EU-csatlakozás küszöbén*) kísérletet tesz a relatív jövedelmi szegénység időbeli alakulásának bemutatására, majd az Eurostat által használt laekeni indikátorok nemzetközi és időbeli összehasonlítására. A tanulmány második részében a szerzők feltárják a szegénység által különösen veszélyeztetett csoportoknak és a szegénység esélyének jellemzőit. 1992 és 2003 között a relatív jövedelmi szegénység alakulá-

sa több alkalommal is jelentősen megváltozott. Az 1990-es évek elején a szegénységi ráta fokozatos emelkedésének lehettünk tanúi, majd a szegénységi kockázat csökkenését figyelhetjük meg azt ezt követő időszakban. Egy ezt követő stagnálás után 2003-ra vonatkozóan a szerzők arra a következtetésre jutnak, hogy bár a 2000/2001-es rátákhoz viszonyítva valamivel magasabb értékek figyelhetők meg 2003-ban, összességében a szegénység kiterjedtsége nem változott lényegesen az elmúlt időszakban. A laekeni indikátor-rendszer mutatóit alkalmazva 2003-ban a lakosság 13 százaléka tekinthető szegénynek, ami Magyarországot az Espring–Andersen-típológia szerint a konzervatív-korporatista jóléti rezsimek csoportjába helyezi. A tanulmány, összhangban a témában már korábban is napvilágot látott elemzésekkel, szegénység által veszélyeztetett csoportok közé sorolja azokat a rétegeket, melyeknek tagjai olyan háztartásokban élnek, ahol a háztartásfő munkanélküli, vagy legfeljebb általános iskolai végzettségű, roma, illetve ahol nincs gazdaságilag aktív a háztartás tagjai között, valamint három- vagy több gyermeket nevelnek.

A II. Demográfiai folyamatok és jóléti rendszer című fejezet első tanulmánya (*Vukovich Gabriella: Népesedési folyamataink uniós összehasonlításban*) párhuzamosan veszi górcső alá a korábban EU 15 országainak népesedési jellegzetességeit és az újonnan csatlakozó országok demográfiai folyamatait hangsúlyozva a különbségeket és egyezéseket. Kitér a termékenység, a házasságkötések, a halandóság, az öregedés, a nemzetközi vándorlás kérdéseire csakúgy, mint a népesedéspolitikai megfontolások felvilágosítására.

A második tanulmány (*Spéder Zsolt: Gyermekvállalás és a párkapcsolatok átalakulása*) célja, hogy összekösse a gyermekvállalási hajlandóság változásait a párkapcsolatok területén végbement változásokkal. A témával kapcsolatosan forgalomban levő elméletek rövid áttekintés után a partnerkapcsolatok alakulásából következő hatásokat veszi számba a szerző. Korábbi kutatásokat is idézve megállapítja a tanulmány, hogy az élettársi kapcsolat, mint életforma korábban is jelen volt a magyar társadalomban, de leginkább mint a házasság felbomlását (válás, özvegyülés) követő együttélési forma. Ma a fiatalok ezt a párkapcsolati életformát a házasságot megelőzően, vagy azt helyettesítve választják. Az első párkapcsolatok vizsgálata során a szerző arra a megállapításra jut, hogy az élettársi viszony javára és a házasság rovására végbemenő „dominancia-váltás” az 1972 és 1976 között született, a rendszerváltás után felnőtté vált generációban ment végbe. Bár az élettársi kapcsolat gyakoriságának növekedé-

se a rendszerváltást megelőző időszakban indult, az első párkapcsolat kialakításában jelentkező halasztás egyértelműen a rendszerváltáshoz kötődik. A szerző felhívja a figyelmet arra, hogy az élettársi kapcsolati forma terjedéséhez közvetlenül és közvetetten is hozzájárult a válások arányának növekedése, amennyiben az „örök házasság” hétköznapi ideáját számolta fel. A válás utáni együttélés megtűrése az első lépés lehetett a házasság előtt kialakuló élettársi kapcsolatok társadalmi elfogadásában. Bár az élettársi kapcsolat „párkapcsolati funkciói” sok hasonlóságot mutat a házassággal, a gyermekvállalási magatartás tekintetében az együtt élő párok igencsak eltérnek a házasságban élőtől. A házások 1,83-os átlagos gyermekszámához képest az együtt élő párok átlagosan csupán 1,17 gyermekkel büszkélkedhetnek. Az élettársi kapcsolat terjedése és „beékelődése” a házasság elé a gyermekvállalás átmeneti csökkenésével, elhalasztásával jár. Ezen túlmenően a szerző rávilágít arra a tényre is, hogy az élettársi kapcsolattal induló együttélések termékenysége nem éri el a házassággal indulókat, hiszen az élettársi kapcsolat bomlékonyabb, és a felbomlott együttélés utáni időszakban alacsonyabb a gyermekvállalás valószínűsége. Összességében a tanulmány megállapítja, hogy a párkapcsolatok átalakulása, az első párkapcsolat későbbre halasztása, az élettársi kapcsolattal induló párkapcsolati karrier bomlékonysága és a válások valószínűségének növekedése olyan új jelenségek, amelyek hozzájárultak a kilencvenes években tapasztalt termékenység csökkenéshez.

A harmadik tanulmány (*S. Molnár Edit: Életmód és közérzet az idősödés korában*) az idősödés korában lévő, 60-75 év közötti népesség életminőségének néhány jellegzetességét mutatja be. A szerző rávilágít arra, hogy a munkaerőpiac végleges elhagyása, a családi életciklus lezárulása és a háztartásösszetétel megváltozása, valamint az egészségi állapot visszafordíthatatlan megromlása az idősorkorba lépés három nagy veszteségeként jelentkeznek. A mindennapi időtöltés tevékenységei alapvetően változnak meg az említett „veszteségek” hatására. Az életkor emelkedésével a nagyobb aktivitást, helyváltoztatást, társas együttlétet igénylő tevékenységek fokozatosan visszaszorulnak, és egyre inkább a lakáshoz kötődő, kisebb aktivitást igénylő tevékenységek kerülnek előtérbe. A tanulmány felhívja a figyelmet arra a jelenségre, hogy a napi feladatoktól való fokozatos visszavonulás (gyermek, unokák felügyelete) a 60-75 éves korosztály körében különösen jellemző. Ez együtt jár az életstílus változásával is, valamint az igény szint leépülésével. Korcsoportról korcsoportra csökken azok aránya, akik életstílusuk fenntartásához szükséges életstílus-

elemek hiányát *anyagi okokkal* magyarázzák, és növekszik azoké, akik szerint azokra már *nincs is szükségük*. Az életkörülmények érzékelésére a három sorsfordító „vesztés” érzékelhető nyomot hagy, de a három tényező közül az egészségi állapot hat leginkább az életkörülmények megítélésére. A szerző megállapítja, hogy minden szempontból azok látják legsötétebben jelenlegi életkörülményeiket és ítélik meg eddigi életpályájukat, akik mindennapi tevékenységét súlyos egészségi problémák akadályozzák.

A negyedik tanulmány (*Gál Róbert Iván – Gábor András: Az integrációs közjavak termékenységi hatásai: magyarországi eredmények*) szerzői az intergenerációs transzferek gyermekvállalási hajlandóságra gyakorolt hatását vizsgálják 1951 és 2001 közötti adatokon. Az elemzés két ellentétes irányú társadalmi transzfer vizsgálatát, a családtámogatási és a nyugdíjrendszert. A tanulmány megállapítja, hogy a várakozásoknak megfelelően az intergenerációs transzferek befolyásolják a termékenységet. A családtámogatások pozitív, a nyugdíjak negatív irányban. A szerzők egy hármast endogenitási „hurkot” feltételeznek, miszerint a nyugdíjak jelentőségének növekedése csökkenti a gyermekvállalási hajlandóságot, amely a családtámogatások növelése irányába hat, ami pedig gyermekvállalásra ösztönöz.

Az ötödik tanulmány (*Farkas János – Hegedüs József – Székely Gáborné: Lakáshelyzet, lakástámogatások, 1999–2003*) a Lakásviszonyok 1999 és 2003 adatfelvételek alapján mutatja be a hazai lakáshelyzetet és a lakástámogatások alakulását. A tanulmány részletesen taglalja a lakásállomány szerkezeti és minőségi állapotát, majd kitér a lakásberuházásokra jellemző változásokra is. A szerzők megállapítják, hogy egyre nagyobb teret nyer a vállalkozói lakásépítés, a profi kivitelezés és lényegesen differenciáltabbá vált az új lakások minősége is. A tanulmány második részében részletes képet kap az olvasó az ezredforduló lakáspolitikai programjairól, nevezetesen a lakáshitelezés formáiról és az önkormányzati bérlakásépítés helyzetéről.

A hatodik tanulmány (*Róbert Péter: Iskolai teljesítmény és társadalmi háttér nemzetközi összehasonlításban*) a PISA 2000 kutatás adatbázisát elemezve a 15 éves diákok olvasási-szövegértési képességeinek meghatározottságát elemzi. A szerző vizsgálta, hogy a diákok teljesítménye alapján mely országok tekinthetők veszélyeztetettnek abból a szempontból, hogy a tanulók alacsony kompetenciaszintje nehézségeket valószínűsítene a későbbi munkaerőpiaci részvételben. A tanulmány többváltozós elemzést mutat be annak a kérdésnek a megválaszolására is, hogy milyen tényezők határozzák meg a tanulók

iskolai teljesítményét. Az elemzés során csak európai országokra tért ki a szerző. Bár a szülői háttér minden országban jelentősen befolyásolta a gyerekek iskolai teljesítményét, Magyarország azon országok egyike, ahol az olvasási-szövegértési képességek a leginkább összefüggnek a tanuló családi hátterével. Az alacsony státusú és iskolai végzettségű szülők gyerekei az átlagnál nagyobb valószínűséggel tartoznak abba a „kockázati” csoportba, ahol a munkaerőpiaci érvényesülés szempontjából súlyos kompetencia hátrányokat kellene leküzdeni. A szerző hangsúlyozza az iskolarendszerrel szemben támasztott igényeket: az iskolai oktatás követelményeinek összhangját a munkaerőpiaci igényekkel, valamint a családi háttérbeli különbségek csökkentését. A szerző rámutat arra, hogy mindezek ellenére a PISA 2000 kutatás adatain végzett elemzés a társadalmi hátrányok és kompetenciahiányok iskolai újratermelődéséről tanúskodnak.

A III. Munkaerőpiac és háztartásgazdaság címet viselő fejezet első tanulmánya (*Kézdí Gábor – Horváth Hedvig – Hudomiet Péter: Munkaerőpiaci folyamatok, 2000–2003*) összefoglaló képet nyújt az elmúlt három év fő munkaerőpiaci változásairól. Rámutat a foglalkoztatottság, munkanélküliség és inaktivitás jellemző alakulására, figyelembe véve a regionális és ágazati különbségeket. Nagy figyelmet fordít a keresetek alakulására és a minimálbér emelésének munkaerőpiaci hatásaira. A szerzők rámutatnak arra, hogy a legjelentősebb társadalmi probléma a rendkívül alacsony foglalkoztatottságból adódik, ami elsősorban nem is a munkanélküliséggel, hanem a magas inaktivitással van összefüggésben. Bár a pályakezdő munkanélküliség létező probléma, de ennek háttérben is a fiatal iskolázatlan munkaerő munkapiaci jelenlétének nehézségei állnak. A tanulmány hangsúlyozza, hogy Magyarország kettészakadása tovább erősödött, ami már korábban is meglévő munkaerőpiaci kilitások regionális különbségeiből adódnak. A keresetek a vizsgált időszakban többször is emelkedtek, amiben fontos tényező volt a közszféra kereseteinek jelentős emelkedése. Ennek következtében csökkent a szellemi dolgozók bérhátránya a versenyszférához képest, a fizikai dolgozók esetében pedig ez meg is szűnt. A minimálbér emelése csökkentette a kereseti egyenlőtlenségeket, de minden bizonnyal ez is hozzájárult a foglalkoztatás alacsony mértékű növekedéséhez. A munkaerő képzettségi szintjével kapcsolatban a szerzők rámutatnak arra a jelenségre, miszerint bár bizonyos területeken megjelent a túlképzettség, a munkaadók általában mégis megfizetik a magasabb képzettséggel együtt járó magasabb bért is. Mindent összevetve az iskolázottsági szint emelkedése nem

járt kimutatható negatív hatásokkal, sem az elhelyezkedési esélyek, sem a túlképzettséggel megszerzhető többletkereset tekintetében.

A második tanulmány (*Tóth István János: A legnagyobb exportáló vállalatok üzleti várakozásai 2004 elején*) rövid összefoglalót nyújt, a TÁRKI 2004 januárjában 1500 legnagyobb exportáló feldolgozóipari cég közül 303-nak a vezetőjével végzett konjunktúra-vizsgálat eredményeiről. A vizsgált vállalati körben 2004-ben is folytatódni fog a 2003 végén megkezdődött élénkülés. Ezt támasztja alá a beruházási aktivitás élénkülése és az elsősorban nyugat-európai értékesítési lehetőségek és exportkereslet javulására számító várakozások. Figyelemre méltó változás következett be a cégek munkaerőkeresletében is, amennyiben növekedett a létszámfelvételt tervező cégek száma. A saját cég helyzetére vonatkozó várakozások tekintetében a szerző megállapítja, hogy bár a cégek lényegesen jobbnak látják jelenlegi helyzetüket összehasonlítva a fél évvel korábbival és további javulásra számítanak, a külföldi tulajdonban levő cégek pedig optimistábbak a magyar tulajdonban levőkhöz képest.

A harmadik tanulmány (*Lelkes Orsolya – Scharle Ágota: Miért inaktív az 50 éves magyar férfiak egyharmada?*) egyszerű statisztikai eszközökkel igyekszik feltárni, a 40-59 éves inaktív férfiak demográfiai jellemzőit és az inaktivitásukat magyarázó körülményeket. A Központi Statisztikai Hivatal Munakerő-felmérésének adatait elemezve a szerzők megállapítják, hogy a nyugdíjkorhoz közeli inaktív férfiak jellemzően képzetlenebbek, mint fiatalabb foglalkoztatott társaik, és többségük valamilyen munkavégzést korlátozó betegségben szenved. Munkavállalási kedvüket a betegség mellett erősen befolyásolja az is, hogy milyen szociális juttatásban részesülnek. A szerzők véleménye szerint van terük az aktivitás növelését célzó foglalkoztatás-politikai intézkedéseknek, amiket a nyugdíj melletti munkavégzés ösztönzésében és a rokkantnyugdíjazás indokoltságát érintő szabályozás felülvizsgálásában látnak megvalósíthatónak.

A harmadik tanulmány (*Galasi Péter: Túlképzés, alulképzés és kereset*) a túlképzés és az alulképzés keresetekre gyakorolt hatását vizsgálja a magyar munkaerőpiacon az 1990-es évek második felében és a 2000-es évek elején. Miután a szerző bemutatja a túlképzetség illetve az alulképzetség bérhozamra gyakorolt hatásainak elméleti és mérési sajátosságait, a következő jellemző változásokra hívja fel a figyelmet. Az alulképzettek aránya az egész időszakban folyamatosan csökkent, a túlképzettek pedig 1995-től emelkedni látszik. Ezt azt jelenti, hogy a szükséges és a megfigyelt iskolai végzettségben

mért nem megfelelő illeszkedése egyre inkább túlképzést jelent. Ami a bérhozamot illeti, a túlképzetség minden évben többletbért eredményezett, de ez alacsonyabb, mint a szükséges osztályok bérhozama. Ez azt jelenti, hogy bár a túlképzett munkavállaló többet keres, mint az ezen a munkahelyen dolgozó megfelelő képzettségű társa, de kevesebbet keres, mint ha a képzettségének megfelelő munkahelyen dolgozna. Az alulképzettséggel együtt járó bérhözam vizsgálata során a szerző rámutat arra, hogy minden vizsgált évben fennáll az az összefüggés, miszerint az a munkavállaló, aki az adott munkahelyen a szükségesnél alacsonyabb iskolai végzettséggel rendelkezik, minden egyes hiányzó iskolai osztály hatására érzékelhető bérvésztést szenved azokhoz a társaihoz képest, akik a szükséges iskolai végzettséggel rendelkeznek.

A negyedik tanulmány (*Hárs Ágnes – Simonovics Bori – Sik Endre: Munkaerőpiac és migráció: fenyegetés vagy lehetőség?*) célkitűzése az volt, hogy megválaszolja azt a kérdést, hogy vajon az Unióhoz csatlakozás valóban maga után vonja-e a tömeges kelet-nyugati vándorlást, és különösen a magyar munkaerő migrációját. A migráció mérési lehetőségeinek bemutatása után a Magyarországról kifelé irányuló vándorlás volumenét és társadalmi bázisát tanulmányozzák a szerzők. A tanulmány megállapítja, hogy bár az 1990-es évekhez képest az ezredfordulóra a migrációs potenciál nagyjából kétszeresére nőtt, a magyarok migrációs potenciálja még mindig az egyik legalacsonyabb Közép-Kelet-Európában. A rövid és hosszú távú külföldi munkavállalás célállomásait tekintve nincs jelentős változás az elmúlt években, továbbra is nagy arányban a német nyelvterületek irányába nyilvánulnak meg a migrációs szándékok. A migráció társadalmi bázisának elemzése során a szerzők hangsúlyozzák az emberi és kapcsolati tőke jelentős szerepét (migrációs burok). Kiemelkedően fontos az idegennyelv-tudás, amit az is alátámaszt, hogy az idegen nyelvet beszélők migrációs hajlandósága az átlag 2-3-szorosa. A 30 év alattiak migrációs szándéka több, mint kétszerese az átlagénak, a férfiak hajlandósága pedig lényegesen erősebb a nőknél. Az iskolai végzettség nem hat lineárisan a migrációs hajlandóságra, sőt a 2003-as TÁRKI-vizsgálat szerint az iskolázottság nem befolyásolja a külföldi munkavállalásra vonatkozó terveket. A munkanélküliek migrációs szándéka az elképzelések szintjén kiemelkedően magas, de a komoly szándék esetén már kevésbé látszik igazolhatónak.

Az ötödik tanulmány (*Bernát Anikó – Szivós Péter: A fogyasztás jellemzői általában és két kiemelt kiadási csoportban*) a háztartások fogyasztási szerkezetét vizsgálja. A szerzők feltárják az egyes fo-

gyasztási tételek elterjedtségét, valamint az egyes fogyasztási tételek relatív súlyát a háztartási összkiadásban. A tanulmány kitér a társadalom különböző rétegeinek a fogyasztás szerkezetében megfigyelhető különbségeire is. A szerzők részletesebben foglalkoznak két kiadási tétellel, a lakásfenntartási költségekkel és az üdüléssel, nyaralással összefüggő költségekkel. Míg az első kötött kiadás, addig a második a rugalmas költségelemek csoportját alkotja.

A IV. Információs társadalom című fejezet első tanulmánya (*Angelusz Róbert – Fábrián Zoltán – Tardos Róbert: Digitális egyenlőtlenségek és az info-kommunikációs eszközhasználat válfajai*) arra keresi a választ, hogy az info-kommunikációs eszközökhöz kapcsolódó „külső expanzió” vizsgálata után hogyan alakul a „belső expanzió”? Milyen használati sémák rajzolódnak ki, mennyire homogén vagy heterogén az internethasználók tábora és a funkcionális válfajok feltérképezése után milyen szocio-kulturális jellegzetességekkel írhatók le az internethasználók csoportjai. A szerzők a digitális egyenlőtlenségek mértékét a rendszeres otthoni internethasználat példáján mutatják be. Az elemzés első részében a SIBIS Digital Divide Indexhez hasonló digitálisszakadék-mutató eredményei alapján megállapítják, hogy a rendszeres otthoni internetezés tekintetében a legnagyobb szakadék a romák, az alacsony iskolai végzettségűek és az idősek (60 év felettiek) körében mutatkozik. A tanulmány négy funkcionális használati válfajt különböztet meg: a „tudás-”, az „élmény-”, a „közügy”- és a „high-tech” hangsúlyú felhasználási orientációkat. Terjedelmi korlátok miatt itt nem térünk ki a használati válfajok részletes bemutatására, csupán jelezzük, hogy a szerzők elemzése alapján a „tudás” hangsúlyú felhasználók esetében valamennyi anyagi és társadalmi tökemutató egy irányba hatott. Ez arra enged következtetni, hogy a tudáscélú felhasználói csoport esetében a legerősebben kimutatható a használati szakadék, és ennél a felhasználói rétegnél további szocio-kulturális egyenlőtlenségek alakulnak ki a hozzájárásra ráarakódva.

A második tanulmány (*Dessewffy Tibor – Rét Zsófia: Az info-kommunikációs technológiák terjedése – objektív és szubjektív gátak*) az internet társadalmon belüli terjedésének jellegzetességeit és a terjedés útjában álló gátakat vizsgálja. A szerzők többváltozós elemzési technikák alkalmazásával tárják fel az internethasználatot befolyásoló tényezőket. A tanulmány megállapítja, hogy a kulturális tényezők erős befolyással bírnak az internet (nem)használatára is, és felhívja a figyelmet az internethasználatot befolyásoló kulturális tényezők jelentőségére. Eredményeikkel a szerzők tovább árnyalják az eddig közbe-

szédben is kizárólag anyagi okokra visszavezetett diffúziós gátak szerepét.

A harmadik tanulmány (*Szabó László: Az elektronikus gazdaság fejlődése Magyarországon és az Európai Unió országaiban*) arra a kérdésre keresi a választ, hogy mi az oka Magyarország elmaradásának az információs technológiák alkalmazásában. A digitális szakadék nemcsak a lakosság körében jellemző, hanem a gazdasági szereplők esetében is kimutatható legalább két dimenzióban. Az információs technikák alkalmazása alacsonyabb fokú a kisebb cégek körében és azoknál az ágazatoknál, ahol az alaptervekenység jövedelmezősége szempontjából kevesebb hozzáadott értékkel bír, például a mezőgazdaság esetében. A tanulmány rámutat arra, hogy hazánkban, akárcsak a nemzetközi szinten, három ágazat emelkedik ki az interneten keresztüli értékesítések terén: info-kommunikációs szektor, turizmus és pénzügyi szektor. A szerző az on-line vásárlás alacsony elterjedtségét a gyakorlati szempontok és a vásárlási szokások együttes hatásaként magyarázza.

A negyedik tanulmány (*N. Vajdai Teréz: Az e-államigazgatás jelene Magyarországon*) az e-közigazgatás helyzetértékelését és elterjedésének akadályait elemzi. Megállapítja, hogy az elektronikus államigazgatásra való felkészülés színvonala Magyarország jelenleg közepesnek mondható. Bár az intézmények IKT-eszközökkel való ellátottsága megfelelő, az internethasználat szempontjából jelentős különbségekre hívja fel a figyelmet a szerző. Az e-államigazgatás területén tapasztalt hazai lemaradás okait elemezve a tanulmány kiemeli az állami szervek hálózati összeköttetésének a hiányát, a hálózati biztonság színvonalának alacsony színvonalát, és a számítástechnikusok és rendszergazdák foglalkoztatásának alacsony arányát.

Az V. Kisebbség és többség Magyarországon című fejezet első tanulmánya (*Enyedi Zsolt – Fábrián Zoltán – Sik Endre: Nöttek-e az előítéletek Magyarországon?*) arra a kérdésre keresi a választ, hogy miként változtak Magyarországon az antiszemita, a cigány- és idegenellenes attitűdök az elmúlt évtizedben. Az antiszemitizmus részletesebb vizsgálata során a szerzők háromféle antiszemitizmust különböztettek meg: politikai, diszkriminatív és vallási antiszemitizmust. A különböző típusú antiszemita attitűdök társadalmi-demográfiai hátterét vizsgálva a szerzők megállapították, hogy míg a politikai antiszemitizmus a konzervatív politikai beállítottságú fővárosi férfiak körében fordul elő, addig a diszkriminatív antiszemitizmus a közégekben élő alacsony jövedelmi helyzetű polgárok körében lelhető fel. A vallási antiszemitizmus tekintetében megállapították, hogy az idősebb, alacsonyabb iskolai végzettségűek vallási antiszemitizmusa

gyakoribb, mint tanultabb és fiatalabb társaiké. A jövedelem egyértelműen hatással van erre az antiszemitizmus típusra: a magasabb jövedelemmel bírók körében csökken az antiszemita attitűdök előfordulása. A romákkal kapcsolatos lakossági attitűdök tekintetében a tanulmány kedvező tendenciát állapít meg. Az idegenellenesség vizsgálata során arra a következtetésre jutottak a szerzők, hogy a bevándorlók megítélése inkább negatív irányba húz, azaz a válaszolók többsége azt gondolja, hogy a bevándorlók miatt nő a bűnözés és, hogy elveszik a munkát a Magyarországon születettek elől. A szerzők összességében megállapították, hogy a mérhető indikátorok alapján a cigányellenesség némileg csökkent, az idegenellenesség és az antiszemitizmus nem változott a 1990-es évek közepéhez viszonyítva, azonban a lakosság úgy értékeli, hogy a legjelentősebben a cigányellenesség növekedett.

A második tanulmány (*Janky Béla: A cigány családok jövedelmi helyzete*) a 2003-ban készült harmadik reprezentatív cigányvizsgálat, és a TÁRKI szintén 2003-ban végzett Háztartás Monitor felvétele alapján vizsgálja a magyarországi cigány háztartások jövedelmi helyzetét. A tanulmány rámutat arra, hogy a romák lakóhelyi szegregációja növekvő tendenciát mutatott az utóbbi évtizedben, továbbá növekedett a távolság az iskolai pályafutás tekintetében is a nem cigányokhoz képest. E két jelenség következményeként a rendszerváltást követően a munkahelyek elvesztése jobban sújtotta a cigány népességet nem cigány társaikhoz képest. A harmadik ok, ami miatt igen alacsony lett a cigányok foglalkoztatottsága az, hogy elsősorban olyan gazdasági ágakban dolgoztak, amelyeket a gazdasági válság sújtott. A cigány lakosság jövedelmi viszonyai heterogének. A fővárosi és főváros környéki háztartások között magasabb a keresővel rendelkező háztartások aránya és jövedelmeik is jóval meghaladják a vidéki cigány családoknál mért arányokat. A nem cigány lakosság jövedelmi viszonyaihoz képest a roma háztartásoké lényegesen alacsonyabb. A Cigányvizsgálat adatai szerint a cigányok 65 százaléka tartozik a népesség alsó jövedelmi tizedéhez.

A harmadik tanulmány (*Kopasz Mariann: Lakóhelyi szegregáció és társadalmi feszültségek a magyarországi településeken*) a társadalmi csoportok lakóhelyi szegregációját és a csoportok közötti konfliktusok előfordulását mutatja be. A szerzők elsősorban a cigányok és az eltérő jövedelmi helyzetű csoportok lakóhelyi elkülönülését vizsgálják. A cigányság szegregációja legnagyobb arányban azokban a régiókban fordul elő, ahol számáranyuk az önkormányzati vezetők becslése alapján a legmagasabbak. Ilyen területek az Észak-Alföld és Észak-Magyarország. Nem meglepő módon, ezeken a terü-

leteken a legfeszültségteresebb a viszony a cigány és a nem cigány lakosság között, de a szerzők a szegregációnak és a konfliktusok valószínűségének kapcsolatát csak további elemzésekkel látják megnyugtató módon tisztázhatónak. A jövedelmi alapon kialakuló szegregáció tekintetében a szerzők rámutatnak arra, hogy a település lélekszámának növekedésével nő az alacsony jövedelmű csoportok lakóhelyi elkülönülése is, amely sok esetben összerosódik az etnikai alapú szegregációval. Az eltérő jövedelmi helyzetűek közötti feszültségek azokban a régiókban fordulnak elő jelentősebb arányban, ahol magas a relatív szegénységi ráta, mint például az Észak-Alföldön és Észak-Magyarországon.

A negyedik tanulmány (*Gödri Irén – Tóth Pál Péter: Bevándorlók társadalmi helyzete*) a Magyarországon, 2001-ben bevándorló státust szerző, a szomszédos országokból érkező bevándorlók társadalmi helyzetének néhány metszetét mutatja be. A társadalmi helyzet számos dimenziói közül az iskolai végzettségre, a munkaerő-piaci helyzetre, a társadalmi integrációra és a szubjektív elégedettségre irányítják figyelmüket. Az iskolai végzettség tekintetében a szerzők megállapítják, hogy a vizsgált bevándorló csoport tagjai körében a magasabb iskolai végzettséggel rendelkezők aránya mind a kibocsátó, mind a magyarországi népesség arányainál magasabbak. Bár a bevándorlók különböző demográfiai csoportjain belül vannak eltérések a foglalkoztatási arányokban, összességében azt tapasztalták a szerzők, hogy a bevándorlás után nőtt a foglalkoztatottak aránya és csökkent a munkanélküliek. A társadalmi integráció vizsgálata során a tanulmány felhívja a figyelmet arra, hogy a társas kapcsolatok gazdasága ellenére a bevándorlók kölcsönös segítségnyújtáson és a szolidaritáson alapuló kötései az azonos származási hely mentén szerveződnek. A szerzők felhívják a figyelmet arra, hogy a szomszédos országokból érkező bevándorlók szubjektív helyzete jobb, mint a magyar lakosságé. Mind objektív életkörülményeikkel, mind jövőbeli kilátásaikkal elégedettebbek a befogadó ország polgárainál.

A VI. Politikai viselkedés, társadalmi attitűdök című fejezet első tanulmánya (*Stumpf István: Pártválasztás trendjei a kormányváltás után*) a 2002-es választásokat követő ún. post-election vizsgálat révén tárja fel a pártválasztás trendvonalait és azok változásait a 2004. évi európai képviselőválasztásokig bezárólag. A kronologikus vizsgálat eredményei arra hivatottak, hogy feltárják a magyar választók és pártok viszonyában érzékelhető folyamatok hasonlóságát és különbözőségét a fejlett demokráciákban tapasztalható trendekhez viszonyítva.

A második tanulmány (*Karácsony Gergely: Az EU-csatlakozás támogatottságának meghatározói Magyarországon*) az EU-csatlakozással kapcsolatos lakossági megítélések alakulását mutatja be és igyekszik feltárni azokat az összetevőket, amelyek meghatározzák az ezzel kapcsolatos véleményeket. Az EU-csatlakozás támogatottsága a kilencvenes évek közepe óta nem változott jelentősen, de a népszavazáshoz közeledve inkább csökkent, mint nőtt a csatlakozáspártiak aránya. A szerző öt hipotézist tesztelt többváltozós statisztikai módszerekkel. A terjedelmi korlátok miatt itt nem térünk ki a különböző hipotézisek részletezésére, csupán arra vállalkozunk, hogy röviden összefoglaljuk a kapott eredményeket. A csatlakozással járó előnyök és hátrányok mérlegelése a szavazók jelentős részénél politikai preferenciákból következik. Ez hangsúlyosan igaz azokra a szavazókra, akik az átlagnál kevésbé informáltak az Európai Unióról. Az ő esetükben az aktuális közhangulathoz történő igazodás mintegy „kognitív mankóként” játszik szerepet a véleményalkotásban. A „jól informált” szavazók esetében viszont sokkal inkább a társadalmi-demográfiai jellemzők határozzák meg a véleményalkotást. Az idősebbek jóval kevésbé, a szellemi foglalkozásúak jóval inkább várnak „kézzelfogható” előnyöket a csatlakozástól.

A harmadik tanulmány (*Csepeli György – Örkény Antal – Székelyi Mária – Poór János: Nemzeti identitás Magyarországon az ezredfordulón*) szerzői arra a kérdésre keresték a választ, hogy 1995 és 2003 között hogyan változott a magyar társadalomban élő nacionalista beállítódásokat meghatározó kognitív és affektív lelki szerkezet. Bár a nacionalizmus erőssége nem vál-

tozott lényegesen a két időpontban, a szocio-demográfiai tényezők magyarázó ereje radikálisan lecsökkent. Ez arra sarkallta a szerzőket, hogy a nacionalista nézetekkel kapcsolatos attitűdök alakulását ne társadalmi választóvonalak mentén, hanem az értékpreferenciák kontextusában vizsgálják újra. A szerzők megállapítják, hogy a nemzeti tudat modernizációja 2003-ban is folytatódott, ami a nemzeti érzésvilág hátterében munkáló tudati elemek továbbkristályosodásában mutatkozik meg. 2003-ra újjászületik a kultúrnemzeti identitás egyrészről, másrészről, pedig az idegenellenesség válik a nacionalizmus legfontosabb háttértényezőjévé.

A negyedik tanulmány (*Lengyel György – Vicsek Lilla: A biztonsághiány egyéni és társadalmi komponensei*) azt járja körül, hogy milyen társadalmi szabályszerűségei vannak a biztonsághiánynak ma Magyarországon. A szerzők megkülönböztettek mikro- (személyes aggodalmak) és makroszintű (emberiség miatti aggodalmak) biztonsághiányt, illetve a makro biztonsághiányon belül materialista és posztmaterialista (általános biztonságérzet) aggodalmakat. A szerzők megállapítják, hogy a biztonsághiány különböző típusai szignifikáns kapcsolatban állnak a materiális, kulturális és társadalmi erőforrásokkal. A személyes biztonsághiányt elsődlegesen gazdasági erőforrások, a posztmaterialista makro gondok percepcióját pedig inkább a kulturális erőforrások határozzák meg. Az egzisztenciát érintő kedvezőtlen múltbeli tapasztalat mind a materiális, mind a posztmaterialis félelemmel összefügg.

Altorjai Szilvia

SZEMÉLYI HÍREK

Vezetői megbízás visszavonása. *Dr. Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettese *Dr. Szép Katalintól*, a Statisztikai kutatási és oktatási főosztályon a főosztályvezető-helyettesi feladatok ellátására adott megbízását 2004. augusztus 31-ei hatállyal visszavonta.

Vezetői megbízás. *Dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke *Dr. Szép Katalint* – a Mintavételi és módszertani osztály vezetése mellett – főosztályvezetői megbízással 2004. szeptember 1-jei hatállyal kinevezte a Statisztikai kutatási és oktatási főosztály vezetőjévé.

Címadományozás. *Dr. Pukli Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke tartósan kiemelkedő szakmai tevékenysége elismeréséül 2004. augusztus 1-jei hatállyal szakmai tanácsadói címet adományozott *Fábiánné Peszteritz Mónikának*, az Adatgyűjtő főosztály köztisztviselőjének; valamint *Pálmai Péternek*, az Informatikai főosztály köztisztviselőjének.

Jutalmazás. Közszolgálati jogviszonyban töltött idejük alapján, 2004. augusztus hónapban, jubileumi jutalomban részesültek:

30 éves szolgálatáért: *Bélteki Lászlóné* (Adatgyűjtő főosztály), *Káplán György* (Informatikai főosztály), *Vinkler Jánosné* (Adatgyűjtő főosztály).

35 éves szolgálatáért: *Andóné Pezpalecz Éva* (Informatikai főosztály), *Botár Györgyné* (MPI), *Cserni Klára* (Életszínvonal és emberi erőforrásstatisztikai főosztály), *Gecséné Széles Klára* (Informatikai főosztály), *Pálházyné Halászi Kinga* (Népszámlálási főosztály), *Susán Viktorné* (Adatgyűjtő

főosztály), *Vig Andrásné* (Életszínvonal és emberi erőforrás-statisztikai főosztály).

40 éves szolgálatáért: *Benczik János* (Műszaki és ellátási főosztály), *Désiné Kolonocs Ilona* (Elnöki Titkárság), *Helt Ferenc* (Gazdasági elnökhelyettes), *Mihályffy László* (Statisztikai kutatási és oktatási főosztály), *Stágel Antalné* (Adatgyűjtő főosztály), *Ujj Károlyné* (Adatgyűjtő főosztály).

*

Közszolgálati jogviszonyban töltött idejük alapján, 2004. szeptember hónapban, jubileumi jutalomban részesültek:

25 éves szolgálatáért: *Ruszkainé Bódai Julianna* (Adatgyűjtő főosztály).

30 éves szolgálatáért: *Berencsi Péterné* (Iparstatisztikai főosztály), *Jónás Istvánné* (Informatikai főosztály), *Tóth Lórántné* (Adatgyűjtő főosztály).

35 éves szolgálatáért: *Czege Attila* (Iparstatisztikai főosztály), *Helmle Judit* (Informatikai főosztály), *Hernády Tamásné* (Adatgyűjtő főosztály), *Léránt László* (Informatikai főosztály), *Óri Istvánné* (Informatikai főosztály), *Papp Péterné* (Informatikai főosztály), *Pék Péterné* (Szolgáltatásstatisztikai főosztály), *Roznai Zoltánné* (Igazgatási és költségvetési főosztály).

40 éves szolgálatáért: *Andaházi Szeghy Ildikó* (Fogyasztás és felhalmozás statisztikai főosztály), *Basa Istvánné* (Igazgatási és költségvetési főosztály), *Gyalóky Csabáné* (Iparstatisztikai főosztály), *Nádházy Gyuláné* (Iparstatisztikai főosztály), *Pék Józsefné* (Pénzügyi főosztály), *Vámos Attiláné* (Adatgyűjtő főosztály), *Varga Anna* (Népesedésségügyi és szociális statisztikai főosztály).

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

A **Stratégiai Fejlesztési Tanács (SFT)** 2004. szeptember 17-én ülést tartott, amelynek témái a kö-

vetkező napirendi pontok voltak: 1. Az MPI vezetőjének útmutatója a projektek tervezésére és működ-

tetésére c. előterjesztés megbeszélése (előterjesztő: *Papp Zoltán*); 2. A Régióközpontok jövőbeni feladatai c. előterjesztés megbeszélése (előterjesztők: *Györki Ildikó, Grábics Ágnes, Kovács Tibor, Klonkai László*); 3. A Területi tájékoztatás helyzete témában beadott előterjesztések megbeszélése (előterjesztő: *Kovács Tibor*); 4. Ütemterv a KSH területi szervezeti egységeinek átszervezésével összefüggő munkaügyi kérdések rendszerezésére c. munkaanyag megbeszélése (előterjesztő: *Balogh Miklós*); 5. A Régióközpontok informatikai fejlesztése I. ütem c. előterjesztés megbeszélése (előterjesztő: *Papp Zoltán*); 6. A KSH Stratégiai mutatószám-rendszerének (BSC – Balanced Scorecard) kialakítása tárgyú előterjesztés megbeszélése (előterjesztő: *Papp Zoltán*); 7. Tájékoztatás a Programtervezési és értékelési rendszer (PTR) projekt eddig elvégzett feladatairól (előterjesztő: *Probáld Ákos*); 8. Vitaanyag az SFT működéséről (előterjesztő: *Papp Zoltán*).

Az SFT az előterjesztett anyagok többségét elfogadta. Az 1. napirendi pontban említett Útmutató hatályba lépett. A Programtervezési és értékelési Rendszer (PTR) projekt további feladatokkal bővült, hogy az ún. TEVE adatbázis alkalmas legyen a 2005. évi munkaterv készítésére és figyelemmel kísérésére. Az SFT a működéséről szóló vitaanyagot a következő ülésen tovább tárgyalja.

A Magyar Statisztikai Társaság ez évi konferenciáját Balatonfüreden tartották, 2004. október 14- és 15-én. A nyitóülést *dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke vezette és *dr. Herman Sándor*, az MST elnöke köszöntötte a résztvevőket. Az ülés témája ezúttal a statisztikai etika kérdésköre volt. (Előadók voltak: *dr. Szilágyi György*, a közgazdaságtudomány doktora és *Tamás Péter*, a Magyar Tudományos Akadémia SZKI-kutatója.) Ezt követően három munkaülésen folytak az előadások és a viták. Az I. munkaülésen (elnök: *dr. Harcsa István*) az öregek helyzetét, a II. munkaülésen (elnök: *Klonkai László*) a nagy adatbázisok kezelését, a III. munkaülésen (elnök: *dr. Soós Lőrinc*) pedig a társadalomstatisztikai kutatások történeti kialakulását és a műhelymunka jelenlegi helyzetét mutatták be az előadók. A zárszót megelőzően került sor a Keleti Károly Pályadíjak átadására. (A konferencia részletes bemutatására a későbbiekben visszatérünk.)

A statisztika arcai címmel a Magyar Statisztikai Társaság szakmai ülést rendezett 2004. október 21-én, a KSH Nagytanácstermében. Az ülésen *dr. Herman Sándor*, az MST-elnöke, a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi docense elnökölt. Az ülésen elhangzott előadások a következők

voltak. *Dr. Pukli Péter* (a KSH elnöke): Mi a hivatalos statisztika?; *Dr. Humyadi László* (a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője): Ezredfordulós kihívások a statisztikatudomány előtt; *Dr. Rappai Gábor* (a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi docense): A Bolognai folyamat kihívásai a statisztika felsőoktatásában; *Dr. Laczka Éva* (az MST főtitkára, a KSH főosztályvezetője): Hogyan válnak a tények adatokká?; *Borsi Balázs* (A GKI Gazdaságkutató Rt. kutatásvezetője): Statisztika a gazdaságkutatók szemével. (A rendezvény részletes bemutatására a későbbiekben visszatérünk.)

A Magyar Statisztikai Évkönyv 2003, harmincegy fejezetben, gazdag, részletes adatokkal foglalja össze Magyarország 2003. évi társadalmi-gazdasági helyzetét, földrajzi, éghajlati jellemzőit és környezeti állapotát. A magyar adatok jobb megértését és megalapozott értékelését szolgálják az utolsó fejezetben közölt nemzetközi adatok. Az évkönyvet főbb fejezetenként módszertan teszi gazdagabbá. A Függelék bemutatja a gazdasági szervezetek gazdálkodási forma szerinti osztályozását és alapos áttekintést tartalmaz a Központi Statisztikai Hivatal kiadványairól.

(Magyar Statisztikai Évkönyv, 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 610 old.)

A Társadalmi helyzetkép 2003 című reprezentatív kiadvány 12 fejezetben nyújt átfogó képet a társadalmi jelenségek világának különböző területeiről a következő tagolásban

- A népesedési folyamatok, a népességstruktúra, a családformálódás és a családmegszűnés legfontosabb jellemzői.
- A népesség iskolázottsága, az iskolázási esélykülönbségek változásai.
- A munkaerő-piaci folyamatok, a keresetek alakulása.
- A jövedelemszerkezet, a jövedelmi egyenlőtlenségek változásának leglényegesebb aspektusai.
- A háztartások fogyasztásának, kiadásszerkezetének és vagyoni helyzetének alakulása.
- A lakáshelyzet, a lakáspiac, a lakásmobilitás tendenciái.
- Az egészségi állapot és az ezzel szorosan összefüggő életminőség leglényegesebb vonásai, az egészségügyi ellátás rendszerének főbb jelzőszámai.
- A különböző típusú társadalmi problémák – az alkoholizmus, a bűnözés, a drogfogyasztás – elterjedtségének változása.
- A társadalmi integráció politikai, vallási és egyéni aspektusai.
- A szabadidő-felhasználás legfontosabb jellemzői.
- A szociális védőháló különböző elemei (családtámogatások, nyugdíjszerű ellátások, az egészségkárosodáshoz kapcsolódó szociális intézmények, segélyek).
- A társadalmi rétegződés, a társadalmi mobilitás változásának legjellemzőbb vonásai.

A fejezetek végén található fogalomtár, valamint a szövegközi keresztivatkozások megkönnyítik az adatok közötti tájékozódást.

(Társadalmi helyzetkép, 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 256 old.)

A **2001. Népszámlálás** feldolgozott eredményeit közreadó sorozat 19. kötete *Családtípusok, családformák* címmel a különböző családtípusok, a házaspárok alkotta, valamint az egyre terjedő, élettársi kapcsolaton alapuló, továbbá az egyszülős családok korábban még be nem mutatott jellemzőiről ad tájékoztatást (az egyszülős családnál aszerint csoportosítva, hogy az apa vagy az anya él együtt gyermekével). Külön fejezet foglalkozik az egyedül élő személyekkel. A táblázatok szerkezete lehetővé teszi a házaspárok és az élettársi kapcsolatban élők alkotta családformák jellemzőinek összehasonlítását éppúgy, mint az egyszülős családok és a gyermekes házaspárok, élettársi kapcsolatok gyermekszám szerinti és más jellegzetességeinek feltérképezését.

(Népszámlálás 2001. 19. köt. Családtípusok, családformák. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 360 old.)

*

A sorozat 20. kötete az időskorúakra vonatkozóan közöl adatokat. Mivel a népszámlálás eredményeit közreadó sorozat más kötetei is tartalmazzak a korcsoportos adatok révén az idősekre vonatkozó információkat, ezért a jelen 20. kötet csak a legfontosabb adatokra koncentrál, mégpedig olyan szerkezetben, amely megkönnyíti az időskorúak helyzetének sokoldalú statisztikai bemutatását. A kötet táblázatai három fő csoportra tagozódnak: 1. Időskorú és fiatalabb személyek demográfiai, foglalkozási, háztartás-, család és lakásadatai – összehasonlító jelleggel. 2. Részletes adatkombinációk az időskorúak kor, nem, legmagasabb iskolai végzettség, gazdasági aktivitás, foglalkozás szerinti összetételéről, háztartás és családi jellemzőiről, lakáshelyzetükről. 3. Időskorúak adatainak területi metszetben történő bemutatása (megyére vonatkozó eredmények régió-önkénti csoportosításba), valamint településtípusok szerinti tagolás). A részletes területi adatok iránti igényt a statisztikai kistérségek adatainak közlése elégíti ki. Szöveges elemzés foglalja össze az időskorúak helyzetének legfontosabb országos és területi jellemzőit, illetve az 1990-es években bekövetkezett változásokat.

(Népszámlálás 2001. 20. köt. Az időskorúak életkörülményei. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 242 old.)

A **Társadalmijelzőszám-füzetek** legújabb száma az *Indikátorok az oktatási rendszer elemzéséhez* című, elméleti, módszertani kiadványban egyfelől összefoglalja, hogy milyen indikátorrendszerek állnak rendelkezésre az oktatásstatisztika számára; majd részletezi az oktatás egy lehetséges indikátorrendszerének felépítését, mely az OECD *Education at a Glance* és a magyar OKI *Jelentés a magyar közoktatásról* anyagaira épülne. A rendszer elképzelt részei: Az oktatás kontextusával kapcsolatos indikátorok; Az oktatás és a tanulás kimeneti indikátorai; Az oktatásban felhasznált pénzügyi és humán erőforrások; Belépés az oktatás rendszerébe, az abban való részvétel és a tanuló továbbhaladása; A tanulási környezet és az iskola szervezete. A kiadvány ezt követően elemzi a magyar oktatásstatisztika jelen problémáit, melyek nagy része a rendszerváltozás utáni átalakulásból (például az intézményregiszter hiánya), részben pedig a megnövekedett nemzetközi adatigényből adódik. Végül a 2001/2002-es tanévtől érvényes megújult oktatásstatisztikai rendszer megfigyelési szintjeit, illetve az oktatási indikátorok és mutatószámok táblázatos csoportosítását adja közre a kiadvány.

(Indikátorok az oktatási rendszer elemzéséhez. Társadalmijelzőszám-füzetek. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 50 old.)

Megjelent a **Lakásstatisztikai évkönyv 2003** című kiadvány, melyet a KSH Társadalomstatisztikai főosztályának Lakásstatisztikai osztálya készített. Az évkönyv 15 grafikonot, összefoglaló és területi idősorokat, a 2003-as év részletes adatait közli, valamint a kötet végén a legfontosabb nemzetközi adatokat. Külön fejezet adja közre a Lakásviszonyok 2003 c. felvétel adatait tartalmazó táblákat. A 2003-as évi adatok a következő témák szerint csoportosulnak: építési engedélyek, lakásengedélyek, lakásépítési költség, lakossági lakáshitelezés, lakásmegszűnés, üdülőépítés, lakásállomány, önkormányzati lakásállomány, önkormányzati lakásgazdálkodás. A magyar és angol nyelvű táblákat, grafikonokat közlő kiadvány módszertani fejezettel zárul. Az évkönyv melléklete egy CD-ROM, amely pdf és doc formátumban elektronikusan is elérhetővé teszi a kiadványt.

(Lakásstatisztikai évkönyv 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 182 old.)

A **Demográfiai évkönyv 2003** ugyancsak CD-ROM melléklettel jelent meg, mely három állományt tartalmaz: 1. Magyarország népesedése 2003: A kötet teljes anyaga, továbbá a Részletes adatok és a Területi adatok fejezetek 2003. évi adatai. 2. Történeti statisztikai idősorok 1865–2003. 3. Magyarország

demográfiai atlasza 2003, amely a kötetben szereplő 2000. évi adatok alapján mintegy 130 térképet tartalmazó digitális atlasz. A térképek megyei és kistérségi (területi) szinten mutatják be a főbb népesedési jelenségeket. A lemez a táblázatokban szereplő adatokat Excel formában tartalmazza.

(Demográfia évkönyv 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 183 old.)

Az **Életmód-időmérleg** sorozat újabb kiadványa *A háztartások közötti együttműködés jellemzői II* címmel jelent meg. A tanulmány célja a KSH 1999/2000-es életmód- és időmérleg-felvételének eredményeinek bemutatásán kívül az is, hogy átfogó képet adjon a háztartások közötti transzfertámogatások elméleti hátteréről, valamint a korábbi hazai kutatási előzményekről és a külföldi megközelítésekről. Az elemzés külön fejezetben utal az 1986 és

2000 közötti fontosabb társadalmi és gazdasági változásokra, melyek hatással lehettek a háztartások közötti támogatási rendszer változására. Az 1999/2000-es életmód- és időmérleg-felvételének adatai alapján a következő témákban történik elemzés: az anyagi jellegű támogatások előfordulása, illetve a háztartások objektív anyagi és jövedelmi helyzete közötti összefüggések; a nem anyagi és munkajellegű transzferek; az időgazdálkodás; anyagi és munkajellegű transzferek együtt járása; szülők és gyermekek közötti transzferek. A közel 50 oldalas elemzéshez irodalomjegyzék tartozik, majd részletes táblák következnek. A kiadványt a felhasznált adatok forrását és az alkalmazott technikák leírását tartalmazó módszertani rész zárja.

(A háztartások közötti együttműködés jellemzői II. Életmód-időmérleg. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 100 old.)

Helyreigazítás. Előző számunk SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK rovatában tévesen az jelent meg, hogy a betegségek együttes előfordulását, azaz a komorbiditást vizsgáló kiadványt a KSH Népesedés-Egészségügyi és Szociális Statisztikai főosztályának Szociális Statisztikai osztálya jelentette meg. A kiadványt – helyesen – a nevezett főosztály Egészségügyi osztálya jelentette meg.

Megjelent a *Gazdaság és Statisztika* című folyóirat 2004. évi augusztusi száma.

MŰHELY – ELEMZÉSEK

A Gazdasági Versenyképességi Operatív Program (GVOP) kapcsolata a gazdaságfejlesztés stratégiájával. – *Tejnóra Tibor*

Magyarország külkereskedelmének és külkereskedelmi statisztikájának története. – *Herzog Tamás*

A magyar külkereskedelem 2003. évi forgalma. – *Imre Magdolna – Herzog Tamás*

MÓDSZERTAN – STATISZTIKAI GYAKORLAT

Kutatás-fejlesztési statisztika ma. – *Dr. Szunyogh Zsuzsanna*

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

MARKER, D. A. – MORGANSTEIN, D. R.

A FOLYAMATOS MINŐSÉGJAVÍTÁS BEVEZETÉSE A STATISZTIKAI HIVATALOKBAN

(Keys to successful implementation of continuous quality improvement in a statistical agency.) – *Journal of Official Statistics*. 2004. 1. sz. 125–136. old.

A szerzők a Westat Inc. (Rockville, MD 20850-3195 USA) munkatársaiként, a cégnél végzett munkájukról, tapasztalataikról számolnak be. Elsődleges megállapításuk, hogy a minőség folyamatos javításához arra van szükség, hogy a figyelmet az előállított termék vagy szolgáltatás fogyasztók számára fontos sajátosságaira kell irányítani. Hat olyan tényezőt említenek, amelyek létfontosságúak a statisztikai hivatalok számára, hogy a folyamatos minőségjavítási tevékenységük (Continuous Quality Improvement – CQI) sikeres legyen:

- a felső vezetés elkötelezettsége;
- a szervezet struktúrája;
- önfenntartó működés;
- jó kommunikáció;
- csapatmunka;
- folyamatos fejlesztés.

A svéd, a finn, a norvég, a holland és a dán statisztikai hivatalokkal való együttműködés során vált nyilvánvalóvá az itt említett tényezők meghatározó fontossága. Ezek a hivatalok sok erőfeszítést tettek az utóbbi időben, hogy javítsák tevékenységük minőségét. Az Egyesült Államokban is több kormányzati statisztikai intézményben, beleértve a Census Bureau-t is, segítették a Westat munkatársai minőségjavításra irányuló erőfeszítéseit.

A folyamatos minőségjavítás biztosításának legfontosabb tényezője a *felső vezetés* (top management) *elkötelezettsége*. Lehetnek jól működő részlegek, elkötelezett munkatársak, de az egységes összehangolt tevékenység csak az összes korlát áttörése révén valósulhat meg, a felső vezetés hathatós részvételével.

A kialakult „jól” működő gyakorlat megváltoztatása nem könnyű, általában külső hatásokra van szükség. Mindenki számára világossá kell tenni, hogy az egyes részlegek működésének javítása az egész intézmény javára válik. Nem biztos, hogy eredményre vezet az, ha a vezetés csak valamely fontos vagy nagy volumenű részfeladat javítását tűzi ki célul és csak azt kéri számon.

A felső vezetőknek folyamatosan demonstrálniuk kell személyes részvételüket, érdeklődésüket. Ez a személyes kapcsolatokban (bár lehet hogy ez esetleges), a szakmai értekezleteken való részvételben stb. nyilvánul meg.

A vezetés kapcsolata a CQI rendszerével konzisztens rendszert kell alkosson. Lényeges a személyes tapasztalatok „visszacsatolása” is.

Fontos például a jutalmazás, aminek változatos formái lehetnek: a fizetésemeléstől az eseti bónuszokon keresztül az egyedi elismerésig. De ügyelni kell arra is, hogy valójában mindenki sikeresnek érezze magát, s mindez ne jelentsen „büntetést” azok számára, akik éppen nem részesülnek elismerésben.

Nyilvánvalóan nem lehet egyszerre minden területen javítani, ezért prioritási sorrendet kell kialakítani. A felhasználói igények egyre jobb kielégítése alapvető. Emelni lehet például a sajtótájékoztatók

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

szakmai (tartalmi) színvonalát, rövidíteni lehet a határidőket (főként a gazdaságstatistikában), részletesebb dokumentációkat lehet közreadni.

Az eredményeket nyomon kell követni, biztosítva az intézmény egészének tudatos tájékoztatását. Az információk továbbítását különböző eszközökkel kell biztosítani, beleértve a széles körű továbbképzési programokat is.

Dale és Lascelles 1994-ben megvizsgálták azt, hogy egy intézmény *milyen szintre* tehető a minőségjavítás előzőekben említett rendszerében. Szinte minden intézményre jellemző, hogy bizonyos „korlátok”, akadályok vannak az egyes főosztályok között. Ez különösen így van kormányzati intézményekben. Általában csak a felső vezetés tudja meggyőzni az egyes részlegeket, hogy az egész intézmény sikereit az egyes részlegek eredményei kölcsönösen érik el. Ugyanakkor a profitorientált cégek esetében előbb felismerik az egész szervezetet érintő előnyöket. A szintek a következők.

1. *Uncommitted*: még nem történt semmi

2. *Drifters*: már tudják, hogy a módszer létezik, azonban az legfeljebb a tervek között szerepel

3. *Tool-pushers*: már alkalmaznak bizonyos eszközöket, de a fő cél az igények kielégítése, nem a távlati tervezés.

4. *Improvers*: megértették, hogy a CQI hosszú távú „kulturális” változás. A különböző szintű vezetők már elkötelezetten végzik munkájukat. Van hosszú távú oktatási program. A folyamatok javítása már megkezdődött az intézményben.

5. *Award-winners*: magas szintű vezetési, hatékony keresztfunkcionális kultúra. Benchmarking minden szinten. A döntéseket részben már az alacsonyabb szinteken hozzák.

6. *World class*: a felhasználók szempontjai szerint teljes a minőségirányítás rendszere. Ehhez körülbelül 10 évre van szükség. A minőség életforma!

A szerzők által ismert hivatalok és privát szervezetek a 2. vagy 3. szintnek megfelelően működnek. A további fejlődés a vezetők viselkedésén, felfogásán múlik. Végül még két dologra kell felhívni a figyelmet:

– a vezetés és a munkatársak között kétirányú kommunikációra van szükség,

– a CQI nem egy projekt. Eredményességét be lehet mutatni konkrét példákra, de a cél az eszközök állandó, mindenre kiterjedő alkalmazása. A „quality work” nem különbözik a „regular work”-tól.

A szervezet struktúrája, a kommunikáció, a kritika mélysége, a jutalmazási rendszer mind szorosan

összefügg az intézmény fejlődésével. Az 1990-es évek közepén olyan vélemények hangzottak el, hogy a statisztikai szervezeteken belül az újítás és a kutatás értékelése, megvalósítása a kialakult hierarchikus rendszereken belül meglehetősen nehéz.

A pontosság javítására (ami a minőség egyik komponense) a következő, négy lépésből álló javaslat fogalmazódott meg.

– Szükség van a mérési és nemválaszolási hibák forrásainak, jellemzőinek feltárására, megfelelően felkészült szakértők segítségével.

– A gyakorlati munkában képesnek kell lenni a mérési és nemválaszolási hibák csökkentésére, ami nem nélkülözheti a megfelelő kutatási kultúrát.

– Hatékonyan alakítani kell a szervezeti felépítést.

– Meg kell érteni az emberekkel (a szervezeten belül és kívül) a felvételi hiba többdimenziós jellegét.

Az újításokat sok tényező akadályozhatja, például a konfliktusok, a mérési hibák csökkentése, a költségvetési korlátok, valamint a határidők között.

Fontos, hogy a különböző részlegek közötti „versengés” ne legyen akadálya a fejlesztésnek. Előnyös, ha a különböző felvételek (kikérdezés, postai út stb.) feldolgozására azonos szoftver áll rendelkezésre. Egy hierarchikus szervezetben nehéz a különböző feladatok értékelése, például a folyamatos felvételeknél nem nehéz viszonyítani, de az eseti felvételeknél nehezebb az értékelés.

Számos ötletet adnak a különböző statisztikai szervezetek gyakorlatának értékelésére. Az vitathatlannak tűnik, hogy a képzés, a tapasztalatok átadása-átvétele alapvető követelmény.

Az egész minőségirányítási rendszernek *önfenntartónak* (self-supporting) kell lennie, azaz el kell jutni oda, hogy a kezdeti külső segítség után kialakuljon az a saját tudás, szakértelem, ami biztosítani tudja a folyamatos fejlesztést. Ehhez szükség van olyan belső segítőkre (facilitators), akik szakmai jellegű tanácsok mellett képesek a CQI-rendszer elfogadtatására, megértésére.

Az önfenntartó működés másik fontos eleme egy tanácsadó csoport (Guidance Team – GT) létrehozása. Az ő feladatuk a kellő szakmai irányítás, a kulcsfeladatok kijelölése, a kommunikáció segítése az egyes részlegek között, valamint számos egyéb adminisztratív és oktatási kérdés. A GT működésének sikere sokban függ attól, hogy élvezze mind a vezetés, mind a munkatársak bizalmát. Ezért a személyi összetétel megválasztásánál nagyon fontos, hogy minden oldal képviselve legyen.

Az elmondottakból is következik, hogy a *jó kommunikáció* nélkül a CQI nem lehet sikeres. A szerzők által megismert szervezetek mindegyike alapvető feladatának tekintette a belső kommuniká-

ció fejlesztését. Ennek fontos része az is, hogy az egyes termékekről mit gondolnak az „előállítók”, az intézmény dolgozói és a felhasználók. E két vélemény, kívánság különbözősége sokszor nagyon hasznos információkkal szolgálhat.

A kommunikáció fontos abban az értelemben is, hogy a CBM (Current Best Method) első lépése az hogy leírják, dokumentálják az aktuális gyakorlatot, ami adott esetben a legjobbnak tekinthető. De a továbblépés lényege az, hogy fel kell ismerni, milyen (rész)területeket kell fejleszteni.

A hiányos kommunikáció tartalmi félreértésekhez is vezethet, különösen idősorok összehasonlító elemzésénél. Ezért kifejezetten hangsúlyozni kell, hogy a CQI fontos eleme a kommunikáció, amit egyre jobbra, részletesebbé kell tenni mind az intézményen belül, mind a felhasználók között.

A tapasztalatok szerint úgy lehet a legjobb eredményt elérni, ha kialakulnak olyan „csapatok” (*team work*), amelyekben tapasztalt idősek, fiatalok, felhasználók egyaránt helyet kapnak, s amelyek képesek mindig a legjobb megoldást választani. A csapatok egymással is szoros kapcsolatban vannak, megosztva a tapasztalataikat. Munkájukat a célok világos megfogalmazásával kell kezdeni, amelyek megvalósítása a management segítségével történik. Ez valójában „tanulást” jelent mindaddig, amíg a megfelelő stabil eljárás ki nem alakul.

A CQI jelentésében a *folymatos* szón van a hangsúly. Ez ugyanis nem egy cél, hanem munkamódszer. Ezt a filozófiát kell tudatosítani minden szinten. Vagyis nem a végeredmény minősége a vizsgálat tárgya, hanem az egész folyamat, az adatyűjtéstől a feldolgozáson át a publikálásig.

A havi, éves rendszeres adatfeldolgozások részletes dokumentálásán túl, a ciklikusan ismétlődő munka során folyamatosan javítani kell az egyes lépéseket. Ehhez szükséges és hasznos lehet a terepmunkát végzők tapasztalata is. (Kérdőívek, nemválaszolás, kapcsolattartás, telefonos megkérdezés, regiszterek.) Természetesen anyagi problémák is felmerülhetnek, de keresni kell azokat a lehetőségeket, amelyek nem akadályozzák a folyamatos minőségjavítást.

Időnként felül kell vizsgálni a használt módszereket. Nagyon fontos, hogy az egész folyamatról részletes dokumentáció készüljön. A technológiai fejlődés, a mobiltelefon, az Internet új lehetőségeket teremt, amelyeket ki kell használni.

A CQI tehát szemléletváltást jelent, amelyben mindenkinek megfelelő felelősségteljes szerep jut, s az új helyzetekhez való folyamatos alkalmazkodás vezet a minőség javulásához.

(Ism.: *Marton Ádám*)

HEILEMANN, U. – SCHNORR-BÄCKER, S.:

A HIVATALOS STATISZTIKA LEHETŐSÉGEI ÉS KORLÁTAI A GLOBÁLIS FOLYAMATBAN

(Globalisierung – Möglichkeiten und Grenzen ihrer Erfassung in der amtlichen Statistik.) *Wirtschaft und Statistik*. 2003. 10. sz. 900–905. old.

A globálissá váló gazdasági folyamatok új feladatok elé állítják a statisztika szakembereit. A cikk azt vizsgálja, hogy a hivatalos statisztika korábban kialakult elvei miként felelnek meg a korjelenségeknek, és szükségesek-e újabb koncepciók, hogy megfelelő statisztikai adatok legyenek a lényegi változásokról. E kérdések megvitatására nemzetközi szemináriumot tartottak Koppenhágában 2003 júniusában „Statistics and economic globalisation” címmel.

A nemzetközi szeminárium feltárta, hogy a felhasználók milyen adatokat igényelnek, és milyen adatok állnak rendelkezésre a témakör nemzetközi vizsgálataihoz, továbbá milyen fejlesztési lehetőségekkel számolhat a hivatalos statisztika, ezen belül az EU statisztikai rendszere.

A globálissá váló gazdaság sokféle oka és következménye több mint tíz éve foglalkoztatja a szakmai köröket. Az álláspontok sok ellentmondást, nem igazolható várakozást, előrejelzést rejtenek. A hivatalos statisztikától várt adatkörökre sincs egyértelmű javaslat. Sokféle, önmagában is értelmezett statisztikai adatkör vizsgálata kerül szóba, mint például a működőtőke-beruházások (Foreign Direct Investment – FDI), a munkaerő áramlása, a szellemi tőke, az információgazdaság. Ezek kétségtelenül új dimenziót kapnak, felgyorsul a változásuk, de nem azonosak a szorosan vett globálissá váló gazdasággal.

A szeminárium a gazdasági globalizáció három alapvető ismérvére utalt: a javak, szolgáltatások és információk szállításának költségei csökkennek, a dereguláció csökkenti a kötöttségeket (különösen a pénz- és tőkepiacon), a termelési tényezők és áruk piacait erőteljes liberalizálás jellemzi.

A cikk történelmi visszatekintést ad, és kiemeli, hogy az elmúlt 150 évben miként változott e folyamat súlypontja. Korunkban globálissá válnak a termelési és értékesítési folyamatok, a kutatás, valamint az ügyvitel is. Jelentős politikai és gazdasági hatások is érvényesülnek az integrációs folyamatok révén, ideértve a valutauniót is. Reálisan számolni kell a telephelyektől elváló („virtuális”) vállalkozásoknak a nemzeti gazdaságpolitikát és statisztikát érintő hatásaival is. A befektetők a legjövödelmezőbb termelési és értékesítési feltételek szerint választják meg a telephelyeket, ahogy ezt például a ki-

nai, valamint az írországi működőtöke-beruházások igazolják.

A szerzők az említett folyamatokkal kapcsolatos adatigényeket úgy jellemzik, hogy azok kevésbé meghatározottak a nemzeti keretekben, sok tekintetben még tisztázást igényelnek. Politikai szinten még az sem egyértelmű, hogy mire irányuljon a szabályozás: a folyamatra magára, meghatározott strukturális jellemzőkre, vagy a versenyre. Még kevésbé körvonalazott az adatigény a szakmai szövetségek, illetve a vállalatok részéről, hiszen nagyon eltérők az érintettek elemzési igényei, és országonként is változók (aktív valamint passzív oldalon) az érdekeltségi viszonyok. A nagyobb és a fejlettebb országokban sokkal erősebb az érdeklődés ilyen adatok iránt, mint a kisebb és fejletlenebb gazdaságokban.

Adatigény merül fel a globálizálódó gazdaság életkörülményekre gyakorolt hatásairól, ideértve a széles értelemezett jövedelemelosztási viszonyokat. A szerzők úgy vélik, hogy a hivatalos statisztika kétségben van a gazdaság jelentősebb adatigényeinek feltárásával. A szeminárium rámutatott arra, hogy a termelés és elosztás input, valamint output oldalán zajló átalakulás még alig tükröződik a hivatalos statisztikákban.

A gazdaság globalizációja új kérdéseket vet fel, ezekre a korábbiaktól eltérő szakmai és módszertani megoldásokat kell keresni. Megfigyelhető, hogy a statisztika is átlép az országhatárokon, globálissá válik, azokhoz a folyamatokhoz kapcsolódva, amelyekről képet formál.

Néhány statisztikai adat a gazdaságban zajló folyamatok jellemzésére: a XX. század folyamán a világ termelése hatszorosára, árforgalma hússzorosára nőtt, a szolgáltatások 2000. évi értéke az 1992. évinek több mint kétszeresére (530 milliárd euróról 1 200 milliárd euróra) bővült. A nemzetközi tőkepiacra jellemző adat az átlagos napi forgalom, amelynek értéke 1989 és 2001 között megkétszereződött.

Brit statisztikai adatok szerint a 90-es évek második felében gyorsabban nőtt a feldolgozóipar multinacionális szervezetei, valamint külföldi érdekeltségű leányvállalatai körében a foglalkoztatottak száma és a hozzáadott érték, mint a csak belföldi tulajdonú cégek körében. Az előbbieket termelékenységi szintje lényegesen nagyobb.

A szerzők szerint a megfelelő statisztikai adatok birtokában mélyebb elemzésre van igény a kereskedelmi korlátokra, valamint a beruházással kapcsolatos akadályokra vonatkozóan. Adatok hiányában ugyanis sok ellentmondó állítás jelenik meg a nemzetközivé váló folyamatokról. Figyelmet érdemel sokféle, most a háttérbe szorult adatkör (például az eszközállomány) is.

A cikk több példával szemlélteti a „anya-leány-unoka” viszonyt, amennyiben egy külföldi érdekeltségű nagyobb leányvállalat maga is nemzetközi kapcsolatokkal szervezi termelését, értékesítését, áttekintést ad a rendelkezésre álló adatokról. Sok országban alapvetően a külkereskedelmi adatsor és a működőtöke-beruházás alakulása tükrözi az itt vizsgált folyamatokat. Ezek a nemzeti alapmutatók csak korlátozottan fejezik ki a globálizálódó gazdaság működését. Jó példát ad erre az Egyesült Államok és Svédország, hiszen itt viszonylag jól kiépített a hivatalos statisztikai háttér.

Nehéz feladat a sokféle, mozaik jellegű statisztikai kezdeményezés összehangolása, hogy a gyakorlati statisztikai felhasználásra alkalmas adatsorok rendelkezésre álljanak. Az OECD 1998-ban e feladat ellátására szakmai munkacsoportot hozott létre, amely előkészítette a globalizáció statisztikai mutatói kézikönyvének kiadását, „*Economic globalisation indicators*” címmel. Eddig négy fejezet tervezete készült el az ötből, ezek témakörei: a működőtöke-beruházás, a multinacionális vállalatok gazdasági tevékenysége, a korszerű technológiák nemzetközi jellege (különösen a csúcstechnikára, illetve a nagy kutatási igényre alapozva), valamint a nemzetközi kereskedelem. Az OECD-kiadvány még hiányzó része a kézikönyv bevezetője, vezetői összefoglalója.

A cikk csoportosítja az OECD-kézikönyv szerint ajánlott mutatókat, ezek vonatkozhatnak például a globálizálódó gazdaság mértékeire, a hatások irányára, az egyes tényezők gazdasági jelentőségére, a folyamatnak a szerkezeti alkalmazkodást célzó intézkedésekre gyakorolt hatásaira.

A Nemzetközi Valutaalap és az OECD az első két mutatókörben kiterjedt empirikus vizsgálatokat végez. A kézikönyv módszertani, valamint elméleti kérdésekben tartalmaz ajánlásokat, és ezek elősegítik a megfelelő statisztikai adatok összehangolt értelmezését, összegyűjtését. Nem közömbös például, hogy az adatokat a vállalatcsoportok (enterprises), vagy a gazdálkodási döntéseikben önálló részek (establishments) szintjén összegzik, és milyen tulajdoni részesedési viszonyokat tartalmaznak a fogalmi meghatározások.

A kiadvány alapvető célja a gyakorlati alkalmazhatóság, annak árán is, hogy lemond az összes elméleti vonatkozás kimerítő tárgyalásáról. A statisztikai ajánlások az idő múlásával kiegészítést és pontosítást igényelhetnek az egyre gazdagodó tapasztalatra alapozva. Kiemelt figyelmet érdemelnek az OECD-kézikönyv ajánlásai az Európai Unió és az Eurostat statisztikai programjai kapcsán.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

GABRIEL, P. E.:

A FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS VIZSGÁLATA
A TELJES MUNKAIDŐS DOLGOZÓK KÖRÉBEN

(An examination of occupational mobility among full-time workers.) – Monthly Labor Review, September 2003. 32–36. old.

A tanulmány szerzője arra vállalkozik, hogy feltárja a foglalkozási mobilitás jelenlegi trendjeit a teljes munkaidőben dolgozók körében az Egyesült Államokban, a munkaerőpiacra való belépéstől karrierútjuk közepéig. Célja a foglalkozási mobilitás változásának meghatározása, valamint a nemek szerinti foglalkozási mobilitási ráták összehasonlítása. Elemzi a kereseti egyenlőtlenségek jelenleg tapasztalható növekedését az alacsony és a magas keresetű dolgozók között. Ezt a növekedést általában aggodalomra okot adó jelenségként kezelik, azonban számos tanulmány arra a következtetésre jut, hogy a munkaerő-piaci mobilitás növekedése ellensúlyozhatja a kereseti egyenlőtlenségek növekedését. Az érvelés szerint a rugalmas munkaerőpiac elegendő lehetőséget nyújt mind a felfelé, mind a lefelé irányuló mobilitáshoz. Következésképpen, ha növekszik az alacsony keresetű dolgozók mobilitása a jobban fizetett foglalkozások irányába, az életkeresetek egyenlőtlensége csökkenhet, annak ellenére, hogy a munkaerő-piaci egyenlőtlenségek éves keresztmetszeti értéke növekszik.

A felfelé irányuló mobilitás általában újabb human tőke megszerzésének, vagy olyan kevésbé kézzelfogható tényezők eredménye, mint a motiváció vagy a szerencse. Például valaki befektethet egy újabb képzésbe annak érdekében, hogy jobban fizetett munkához jusson. Egy másik lehetőség a vállalaton belüli magasabb pozíció megszerzése. A lefelé irányuló foglalkozási mobilitáshoz vezető tényezők kevésbé ismertek, de olyan dolgok tartoznak ide, mint a munkaerőpiac strukturális változásai (például az ipar hanyatlása), vagy a munkaerő-piaci készségek csökkenése vagy avulása.

Bárhogyan is valósul meg, a foglalkozási mobilitás legjobban az egyének időbeli követésével mérhető. Ehhez azonban olyan – longitudinális – adatokra van szükség, amelyek ezt lehetővé teszik. A vizsgálat során az Országos Ifjúsági Longitudinális Felmérés (National Longitudinal Survey of Youth – NLSY) adataival dolgozott a szerző. Az elemzés során az egész évben teljes munkaidőben foglalkoztatott, nem mezőgazdasági dolgozók mintáját használta, az 1990-es felméréskor 25-32 éves kohorsztot követve 1989 és 1997 között.

A mobilitásvizsgálat alapját képező foglalkozások két csoportját alakította ki, az adott foglalkozásokban dolgozók átlagos keresetének jellemzői szerint: az alacsony és a magas keresettel járó foglalkozások csoportját. Alacsony keresetű foglalkozásoknak tekintette a következőket: szolgáltatási jellegű foglalkozások; fizikai foglalkozások; irodai és ügyviteli foglalkozások; továbbá gépkezelők, szerelők és járművezetők. A magas keresetű foglalkozások körébe az alábbiakat sorolta: ipari és kereskedelmi foglalkozások; vezetők és irányítók; felsőfokú végzettséget igénylő foglalkozások.

Az 1990-es években a reálkeresetek a legtöbb foglalkozás esetén növekedtek, az 1970-es és 1980-as években azonban a felsőfokú végzettséghez kötött foglalkozásokban dolgozók és a vezetők keresete növekedett a legnagyobb mértékben. A fizikai dolgozók csoportja volt az egyetlen, ahol a reálkeresetek csökkenése következett be. A keresetek növekedésében tapasztalt eltérések az 1990-es években kisebbek lettek – különösen az 1970-es és 1980-as évek adataival összehasonlítva.

Lefelé, illetve fölfelé történő foglalkozási mobilitásnak azt tekinti a szerző, amikor egy dolgozó az egyik jövedelmi csoportból a másik jövedelmi csoportba lép át (vagyis, az alacsony keresetű foglalkozások közül a magas keresetű foglalkozások közé vagy fordítva). Az ugyanazon a kereseti kategórián belüli foglalkozások közötti mozgást nem tekinti mobilitásnak. A mobilitás elemzéséhez az 1989 és 1998 közötti kétévenkénti mobilitási ráták szolgálnak alapul. Az elemzésben csak azok a dolgozók szerepelnek, akik a kétéves periódus mindkét évében teljes munkaidőben dolgoztak.

Az adatok szerint az 1990-es évek során a foglalkozási stabilitás növekedett az egész évben teljes munkaidőben dolgozók körében, az immobilitási ráták minden foglalkozási kategóriában magasabbak voltak 1996–1998-ban, mint 1989–1991-ben.

A felfelé irányuló mobilitást vizsgálva a szerző megállapítja, hogy az irodai dolgozók kivételével nem tapasztalható a felfelé irányuló mobilitás hosszan tartó növekedése az alacsony keresetű dolgozók körében. Valójában 1998-ban a szolgáltatásban dolgozók és a fizikai dolgozók kisebb valószínűséggel léptek át magasabban fizetett foglalkozásokba, mint 1989-ben.

A vizsgált időszakban a mobilitási trendek hasonlóak voltak a férfiak és a nők körében, de van néhány figyelemreméltó különbség. A szolgáltatásban dolgozó nők esetében sokkal hangsúlyosabb volt a felfelé irányuló mobilitás csökkenése, mint a férfiaknál, bár a vizsgált időszak végére a nők egy kis

előnyre tettek szert a férfiakkal szemben. A férfi irodai dolgozók esetében jelentős a növekedés a felfelé irányuló mobilitás területén a nőkhöz képest. A gépkezelőknél 1998-ra a férfiak felfelé irányuló mobilitása az ugyanilyen foglalkozású nők mobilitásának kétszeresére nőtt. Tehát egészen világos eltérések tapasztalhatók a nemek között az alacsony fizetésű foglalkozási kategóriák felfelé irányuló mobilitása esetén.

Az eredmények a magas fizetésű foglalkozásokban dolgozók lefelé irányuló mobilitásának nagymértékű csökkenését mutatják. Ez összhangban van azzal a jól dokumentált megállapítással, hogy a magas keresetű dolgozók számára előnyösebb a jelenlegi munkaerő-piaci trendek. Bár a lefelé irányuló mobilitás trendjei mindkét nem esetében hasonlóak, a női vezetők és felsőfokú végzettséghez kötött foglalkozásúak szignifikánsan nagyobb valószínűséggel tapasztalnak meg lefelé irányuló mobilitást, mint férfi kollégáik. Ez némileg meglepő, hiszen a mintában nem volt eltérés a férfiak és a nők iskolai végzettség szerinti összetételében.

Összességében elmondható, hogy bár a reálciklusok a legtöbb foglalkozási ágban növekedtek az 1990-es években, a dolgozók nagyobb valószínűséggel maradtak a saját foglalkozási kategóriájukban az évtized végén, mint a kezdetén, mind a magas, mind az alacsony keresetű foglalkozásokban. Természetesen az életkor növekedésével bizonyos mértékben növekszik a foglalkozási stabilitás. A foglalkozási stabilitás trendjei mindkét nem esetében hasonlóak, bár az irodai dolgozó és a gépkezelő nők esetében kicsit magasabb az immobilitás, mint a férfiaknál. Az alacsony keresetű munkásoknál nem volt változás a felfelé irányuló mobilitásban. Említésre méltó azonban, hogy az irodai és a gépkezelő foglalkozásokban a férfiaknál sokkal valószínűbb, hogy magasabb fizetésű foglalkozást választanak, mint az ugyanilyen foglalkozású nőknél. A magas fizetésű foglalkozásokban dolgozóknál számottevően csökkentek a lefelé irányuló mobilitás rátái.

Az 1990-es években a teljes munkaidőben foglalkoztatott dolgozók megnövekedett foglalkozási stabilitása részben az alacsony bérű foglalkozásokból felfelé irányuló mobilitásának, részben a magas bérű foglalkozásokból nagymértékben csökkent lefelé irányuló mobilitásának az eredménye. Tehát a magas bérű dolgozók körében tapasztalt kisebb lefelé irányuló mobilitás eredményezte a foglalkozási stabilitás növekedésének legnagyobb részét a megfigyelt évtizedben az 1990-ben 25-32 éves korosztályban.

(Ism.: *Földházi Erzsébet*)

LIU, ZHIQIANG:

BERUHÁZÁSOK A HUMÁN ÉS POLITIKAI TŐKÉBE
KÍNÁBAN: GAZDASÁGI HATÁSOK
ÉS MEGHATÁROZÓ TÉNYEZŐK

(The economic impact and determinants of investment in human and political capital in China) – *Economic development and cultural change* 2003. 4. sz. 823–649. old.

A kutatók csak mostanában szentelnek több figyelmet az olyan nem fizikai tőkeformákra, mint a vallásosság, a társadalmi tőke, vagy az etnikai hovatartozás: vizsgálják ezek kölcsönhatását a humán tőkével, hatásukat a keresetekre és a generációk közötti mobilitásra. Kimutatható, hogy ezek a politikai tőke fogalmába összevonható tőkeformák növelhetik a humán tőke termelékenységét. A jövedelem oldaláról a kérdés úgy vetődik fel, hogy a humán és politikai tőke milyen mértékben befolyásolja a jövedelemelosztást, illetve milyen tényezők határozzák meg a humán és politikai tőkébe történő beruházásokat.

A politikai tőke olyan, emberekben megtestesülő termelő beruházás, amely tartalmazza a politikai képességeket, vagy egy adott politikai párt és az emberek közötti kölcsönös bizalmat. A tőke hozama ebben az esetben lehet a magasabb jövedelem, a karrier és az értékes információkhoz való könnyebb hozzáférés. Kínában, mint kvázi-tervezésgazdasággal és egypártrendszerrel rendelkező országban különösen nagy szerepe van a kommunista párttagságnak a jövedelmek alakulásában és a nem anyagi előnyökhöz való hozzájutásban. A kérdések vizsgálatára felállított ökonometriai modellben a jövedelem nagysága függ az iskolai végzettségtől, a munkatapasztalatoktól, a kommunista párttagságtól, az emberek nemétől és területi sajátosságoktól. A végzettség és a tapasztalatok testesítik meg a humán tőkét, míg a párttagság képviseli a politikai tőkét. Az emberek neme és a területi sajátosságok kontrollváltozóként szerepelnek. Az előbbi a nemek szerinti megkülönböztetés figyelembe vételét szolgálja, míg az utóbbi a különböző régiók közötti életszínvonal különbségeket és a munkaerő-szegmentációt tükrözi.

Az empirikus elemzés céljaira jól használhatók a Kínai Háztartási Jövedelmek Projekt elnevezésű, 1988-as mintában szereplő egyének és háztartások adatai. A felmérés különböző, nagyvárosokat és eltérő nagyságú városokat magukba foglaló régiókra terjedt ki, melyek az egész országot reprezentálták. 31 827 magánszemélyről és 9 009 városban élő családról gyűjtötték jövedelmi, foglalkozási és életszínvonal-adatokat, mely utóbbiak tartalmazták a lakásvizonyokra, telefonellátottságra, az élelmiszerforgasztásra vonatkozó információkat is. A mintából

két csoportot alakítottak ki. Az elsőbe 7000 olyan családfő tartozott, akinek teljes munkaidős állása volt. A tőlük gyűjtött adatok segítségével becsülték a családfő jövedelme és iskolai végzettsége, párttagsága és más speciális jellemzője közötti regressziós kapcsolatot. A második adatcsoport a családfők teljes munkaidőben dolgozó fiairól és lányairól szóló adatokat tartalmazta. A megfigyelések 2100 háztartásra korlátozódtak, mivel csak ennyiben volt apagyermek kapcsolat. Ezt a mintát lehetett felhasználni annak vizsgálatára, hogy hogyan befolyásolja a szülők jövedelme és a családi háttér a fiatalabb generáció iskolai végzettségét és párttagságát. A minta főbb adatai a következők.

Egy átlagos háztartásfő havonta 168 júant keres, 9 évet jár iskolába és 26 évet dolgozik. A családfők 40 százaléka a kommunista párt tagja és több mint 90 százalékuk férfi. Egy átlagos család 3,6 személyből áll. A háztartások rendelkezésre álló jövedelme 336 és 14 020 júan között változik, az átlag 1895 júan, az átlagos eltérés 939 júan. Átlagosan minden háztartás 1197 júan lakástámogatást kap. A lakások átlagos mérete 42 négyzetméter, viszonylag nagy, 22 négyzetméter szórással. A háztartások 82 százalékában van saját konyha, 47 százalékában saját fürdőszoba, és csak 3 százalékuk rendelkezik telefontal. A minta lényeges jellemzője, hogy a párttag családfővel rendelkező családok általában magasabb jövedelemmel, magasabb iskolázottsággal, több munkatapasztalattal rendelkeznek, mint azok, amelyekben a családfő nem párttag.

Ha az eredmények elemzésekor a politikai tőke hozamát akarjuk vizsgálni, két regressziós modell számítási eredményeit kell számba venni. Az egyikben a párttagoknak, a másikkban a nem párttagoknak kell szerepelniük. A számítási eredmények szerint nincs szignifikáns különbség párttagok és párttagok nélküliek esetében abban, hogy a tanulás, illetve munkával eltöltött évek milyen mértékben növelik a kereseteket. Érdekes viszont, hogy a férfiak és nők keresete közötti különbség jóval nagyobb a nem párttagoknál, mint a párttagoknál. Ha önmagukban nézzük a jövedelemkülönbségeket, 5,13 százalékos különbséget találunk a párttagok javára, ami azt mutatja, hogy van létjogosultsága a politikai tőke fogalmának, az jól elkülöníthető a humán tőke hatásától. Az is lehetséges persze, hogy a különbség abból adódik, hogy a párttagok jobban jövedelmező állásokban és az állami szektorban dolgoznak. Ezek a tényezők valóban jelentős szerepet játszanak, hiszen a párttagok 20 százaléka dolgozik állami szervezetekben, 7 százalékuk vállalati menedzser, míg a másik csoportban 2, illetve 1 százalék a megfelelő mutató. A regressziós elemzés azonban megmutatja,

hogy e tényezők mellett a párttagsággal járó „prémium” is szignifikánsan hozzájárul a jövedelemkülönbségekhez. Bár a jövedelmek erősen szóródnak a különböző foglalkozásokban, a számítások szerint a menedzseri, állami, műszaki és hivatali pozícióval járó prémiumok nagysága a pozíciók sorrendjében: 13,7, 7,1, 5,7 és 1,7 százalék. A keresetek változnak aszerint is, hogy a tulajdon szempontjából melyik szektorban foglalkoztatják a válaszadókat. A legmagasabb jövedelmek a külföldi tulajdonban levő vállalatokban keletkeznek, majd az állami és a szövetkezeti szektor következik. A helyi magánszektor produkálja a legalacsonyabb kereseteket. Az iparágak közötti jövedelemkülönbség egészében véve nem számottevő. A foglalkozásra, a tulajdonosok szerinti szektorális foglalkoztatottságra és az ipari szektorokra nézve a „párt” változó együttthatója 0,0429, ami azt jelenti, hogy a párttagok prémiuma itt 4,29 százalék. A párttagok tehát részben azért keresnek többet, mert nagyobb valószínűséggel kerülnek jól fizető állásokba és szektorokba. Ez azonban csak 16 százalékban magyarázza meg a prémiumokat, vagyis a különbség 84 százalékban politikai tőkájük következménye.

A háztartások egy főre jutó rendelkezésre álló jövedelme is magasabb a párttag családfővel rendelkező háztartásokban. A háztartásfők párttagsága azonban csak 3,5–6,4 százalékában felelős ezekért a különbségekért. Szignifikáns különbségeket okoz a családfők iskolai végzettsége is.

A kínai foglalkoztatás egyik jellemzője, hogy a munkaadók jelentős támogatásokat nyújtanak dolgozóiknak a lakásköltségek, az egészségügyi biztosítás és az étkezés költségeinek fedezésére. Ezek a kedvezmények a dolgozók összjövedelmének gyakran jelentős részét teszik ki. Egy család esetében ezek a támogatások bizonyos mértékben fontosabbak az életszínvonal alakulásában, mint a készpénz. Sajnos információ hiányában nem minden támogatás került bele a regressziós számítások során használt jövedelemadatokba. Szerencsére azonban a minta városi háztartásaira rendelkezésre állt a lakások nagyságának adata aszerint, hogy a család hogyan jutott a lakáshoz. Ennek alapján a lakás piaci árából és a háztartásfő által fizetett lakásbérleti díjből kalkulálni lehetett a támogatás összegét. A támogatások logaritmusát független változónak véve a „párt” és az „oktatás” változók együttthatói mind pozitívak és statisztikailag szignifikánsak. A párttagok átlagosan 4,4–12 százalékkal több lakástámogatást kapnak. Az oktatás hatása a lakástámogatásra szintén valamivel nagyobb, mint a keresetekre és a háztartások rendelkezésre álló jövedelmére. A vizsgálat része volt az is, hogy a párttagság és a képzettség hogyan befolyásolja az életfeltételeket,

melyek mutatói a háztartás egy tagjára jutó lakásterület és a higiéniai viszonyok, illetve a konyhával és telefonnal való ellátottság voltak. A legkisebb négyzetek módszerével számított regresszió és a logisztikus valószínűségi modell a következő eredményeket adta: a párttagság mintegy 3 százalékkal emeli az egy főre jutó „életteret”, míg a +1 iskolai év képzettség 1 százalékkal. A párttag-családfővel rendelkező háztartások nagyobb valószínűséggel rendelkeztek fürdőszobával, WC-vel, konyhával és telefonnal. A képzettség hatása ugyanolyan irányú, de sokkal kisebb mértékű, mint a párttagságé.

A kutatás egy újabb kérdése, hogy mi határozza meg Kínában az iskolába járás éveinek számát. Az ökonometriai modell függő változója ebben az esetben az iskolai oktatásban töltött évek száma, a független változó pedig a válaszadók kora és neme, illetve a szülők jövedelmének logaritmus. A számítási eredmények szerint pozitív és szignifikáns kapcsolat létezik a szülők jövedelme és a gyermekek iskolázottsága között. Az eredmények akkor reálisabbak, amikor a szülők jövedelmét nem az apa jelenlegi jövedelme helyettesíti, hanem az apa iskolai oktatásban töltött éveinek száma. A gyermek iskoláztatásáról szóló döntést ugyanis a szülők korábban hozzák meg. A modell kibővítése során a változók közé bekerült az apa párttagsága és foglalkozása is. A kapcsolat itt is létezik: az apa párttagsága, illetve műszaki, vagy „állami” állása esetén a gyermekek több évet töltenek az oktatási intézményekben. Ez az irányzat akkor is megmarad, amikor az egyenletbe bekerül a család rendelkezésre álló jövedelme. A kor és az iskolázottság között általában negatív kapcsolat szokott fennállni, ez a szabály azonban a tárgyalt modell esetében nem érvényesül, mivel a mintában olyan fiatal munkások szerepeltek, akik 1988-ban 15,5–29,5 évesek voltak. Ők pedig már a kulturális forradalom után helyreállított oktatási rendszerben jártak iskolába.

Míg az iskolai végzettség főleg attól függ, hogy a szülők mennyit fektetnek be az iskoláztatásba, a párttagság elérése többé-kevésbé a gyermekek saját döntése. Mivel a kommunista párthoz való csatlakozás önkéntes, ezért aki tag lesz, valamilyen hasznosságot vár ettől a „befektetéstől”, azaz azt, hogy a döntés „nyeresége” meghaladja annak „költségeit”. Mivel a pártnak mindig van szüksége új tagokra és a tagságért általában sok ember versenyez, ezért mondhatjuk, hogy létezik a párttagság piaca. A nyereséghez tartoznak pénzbeli előnyök és olyan pénzben nem kifejezhető előnyök, mint a jobb lehetőségek a karrierre és a jobb szociális helyzet. Az előnyök mértéke függ a karriertől, amit valaki el akar érni. Az államigazgatásban dolgozók számára a párttagság feltétlenül elérendő követelményt jelent, míg

a szakemberek, szakértők, szellemi foglalkozásúak számára ez nem feltétlenül szükséges. A párttagság költségei általában pénzben nem kifejezhetők. A jelentkezők időt áldoznak a párt doktrínáinak elsajátítására, a párt szabályainak megfelelően kell viselkedniük, tudomásul kell venniük, hogy szemmel tartják őket és nagyobb a felelősségük.

A politikai tőkébe történő befektetés része a párttagsággal szembeni követelmények átadását jelentő „családi hozadék”, az öröklött politikai tőke is, amelynek révén a fiatalabb nemzedéknek kevesebbet kell önállóan befektetnie a párttagság eléréséhez. Ezek az összefüggések bizonyos feltételek esetén hasznossági függvényekkel is kifejezhetők. Az ezek alapján felállítható ökonometriai modellben a párttagságból eredő nyereség a függő változó, melyet az egyéni jellemzők vektora és standard logisztikus eloszlás határoz meg. A párttagság eléréséhez szükséges költségek és a belőle adódó nyereség meghatározására szolgáló modell paraméterei maximum likelihood módszerrel becsülhetők.

Az eredmények szerint, ahogy az várható, az életkor növekedésével nő a párttaggá válás valószínűsége, és ugyanez a helyzet a férfiak esetében a nőkkel szemben. Az iskolai végzettség szintje is emeli a taggá válás esélyeit, de a változó együttthatói a legtöbb esetben nem szignifikánsak. A valószínűség az emberek foglalkozása szerint is változik. A legnagyobb az állami alkalmazottak esetében, majd a hivatalban dolgozók, az értelmiségi szakemberek, a szakmunkások és végül a segédmunkások következnek. Ez a sorrend megfelel annak, hogy minél nagyobb a belépésből származó várható nyereség, annál nagyobb a belépés valószínűsége. Igen lényeges tényező az apa párttagsága. A párttag apák gyermekei jóval nagyobb valószínűséggel lesznek párttagok, mint akiknek a szülei nem tagjai a kommunista pártnak. A becslési eredmények elemzéséből az is kiderül, hogy a szülők jövedelme és iskolai végzettsége nem befolyásolja szignifikánsan a gyermekek párttaggá válását. Ez azt mutatja, hogy a politikai tőkébe történő befektetést a család politikai tőkéből származó nyeresége határozza meg.

Amennyiben a politikai tőkébe történő befektetés és a gazdasági siker közötti oksági kapcsolatot egy szimultán egyenletrendszer keretében becsüljük az OLS módszerével, akkor az eredmények szerint a párttagság havi jövedelme 10–11 százalékkal több, mint a nem párttagoké. Az oktatásba történő befektetés megtérülésére elvégezve ugyanezeket a számításokat, kiderül, hogy minden újabb tanulással eltöltött év 4,72–5,05 százalékkal több jövedelmet eredményez a párttagok esetében. Ha a becsléseket a 2SLS-módszerrel végezzük, akkor a párttagság hatá-

sa a jövedelmekre jóval magasabb értéket mutat: 37,6–42,9 százalék a 10–11 százalékkal szemben. A jelentős különbségek részben az eltérő becslési módszereknek tudhatók be; az ezen túlmutató okok kiderítése alapos elemzést kíván. Ugyanígy újabb vizsgálá-

latok szükségesek a politikai és humán tőke megtérülésének változásaira az 1988. óta bekövetkezett hatalmas gazdasági változások nyomán.

(Ism.: Dévai Péter)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

MEYER, I. – TIMM, U.:

A JÖVEDELMEK ÉS AZ ÉLETFELTÉTELEK KÖZÖS STATISZTIKÁJA

(Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC)). – *Wirtschaft und Statistik*. 2003. 11. sz. 989–1001. old.

A különböző kulturális és gazdasági háttérű országok egyesülése az Európai Unióban nemzeti, uniós és európai szinten egyaránt óriási kihívásokat jelentett. A tagállamok közötti gazdasági, társadalmi és szociális különbségek a mindenkori szociokulturális fejlődés során, hosszú történelmi folyamatban alakultak ki. Összehasonlítva a tagországok jövedelemeloszlását, a szegénység társadalmi kifejeződésének formáit és mértékét, jelentős különbségek mutatkoznak, ami európai szinten még nagyobb kezelési és megoldási igényt támaszt. Konkrétan a szegénység elleni harcot fokozni kell. Ennek szükségességét tovább erősíti az Unió bővülése.

Az uniós tagországok államai és kormányfői először 1999-ben Amszterdamban, majd később az Európai Tanács lisszaboni, nizzai, stockholmi és laekeni tanácskozásain is harcot hirdettek a szegénység és a társadalmi kirekesztés ellen. Politikai feladat a szegénység mértékének közös, egységes indikátorokkal történő mérése. Szükséges tehát, hogy a mindenkori, összeurópai adatok nagy megbízhatósággal tükrözzék a jövedelem elosztását, a szegénység mértékét, a társadalmi kirekesztés mértékét és megjelenési formáit.

A vizsgálathoz Németországban a szövetségi és a tartományi statisztikai hivatalok az európai háztartási panelt (European Community Household Panel – ECHP) alkalmazták, hogy biztosítsák a társadalmi-gazdasági adatszükségletet. Figyelembe véve azt az igényt, amit az új követelményeknek megfelelő adatbiztosítás, adatszolgáltatás jelent, különösen a tartalmi szempontok, a reprezentativitás és az aktualitás szempontjából, a hivatalos európai statisztika kezdeményezte az ECHP alapján folytatott adatfelvételi eljárást befejezését, illetve egy új adatfelvétel bevezetését 2001-ben.

Az EU-SILC (Statistics on Income and Living Conditions) a jövő, a mértékadó adatforrás. Az Eu-

rópai Unió számára ez biztosítja a jövedelmekkel és az életfeltételekkel foglalkozó statisztikai információk összehasonlíthatóságát és ezen információk nemzetközi szintű cseréjét.

Az alapvető kérdésekben az EU-SILC az ECHP metodikáját követi. Meghatározó különbséget jelent az adatfelvételek inputjának és outputjának harmonizációja. Az ECHP esetében a tagállamok egységes kérdőívet alkalmaztak. Az volt a cél, hogy azonos kérdéseket feltéve kapjanak európai szintű adatokat. Az EU-SILC nagyobb rugalmasságot biztosít az adatfelvételeknél. Lehetőséget nyújt új kérdőív bevezetésére, de felhasználhatók a már meglévő nemzeti adatforrások is, ám minden tagállamnak kötelessége összehasonlítható adatokat szolgáltatni, a célváltozóknak megfelelő formában.

Az Eurostat 2004-től folytat bevezető tudományos vizsgálatokat annak érdekében, hogy az egyes tagországok adatforrásainak különbségeiből fakadó hatások ne menjenek az összehasonlíthatóság rovására. A német hivatalos statisztika dolgozik az EU-SILC hivatalos, közös 2005-ben történő bevezetésén.

Az EU-SILC fő feladata, hogy a jövőben aktuális, minőségileg értékes és értékelhető kereszt- és hosszmetzeti adatokat szolgáltatasson a magánháztartások jövedelméről és azok életfeltételeiről. Európai szinten az EU-SILC-információk elsősorban az éves szerkezeti indikátorokat érintik. Nemzeti szinten olyan adatokat szolgáltatathat, amelyek a szegénység és a társadalmi kirekesztés elleni nemzeti akciótervekben, és az ezekkel foglalkozó kormányzati intézkedésekben felhasználhatók.

Az Európai Unió 1177/2003-as rendelete rögzíti az adatfelvétel elvi kereteit. Eszerint ki kell emelni az évenként beemelő témaköröket, a szűrőpróbaszerűen elvégzendő vizsgálatokat, meg kell határozni a nemzeti mintavétel minimumát és az adatszolgáltatás időpontját. A rendelet értelmében az EU-SILC a következő végrehajtási előírásokkal egészül ki:

- a primer célváltozók jegyzékére vonatkozó végrehajtási utasítás,
- végrehajtási utasítás a szűrőpróbaszerűen végzendő vizsgálatokhoz és a továbbkérdéshez,
- meghatározásokra vonatkozó rendelkezések,

- a munkaterületre és az imputációs eljárásra vonatkozó utasítások,
- a 2005-ös másodlagos célváltozókra vonatkozó utasítások,
- minőségi jelentésekre vonatkozó utasítások.

A végrehajtási utasítások érvényesítését 2003 novemberére tervezték.

Az EU-SILC három adatfelvételi egységet különböztet meg: a magánháztartásokat, az egy háztartásban élő valamennyi személyt, valamint a háztartásokban élő 16 éven felülieket. Németországban három tesztváltozat készült. Az I. és a II. tesztvariáns a magánháztartások jelenlegi gazdaságossági számítási rendszerének széles körű átalakítását tűzte ki. A III. változat előterében ennek a rendszernek az átvétele és esetleges módosítása áll. Minden tesztváltozatot mintegy 200 háztartás lekérdezése révén vizsgáltak. A teszt-adatfelvétel koncepciója a tartományi és a szövetségi statisztikai hivatalok együttgondolkodásának eredménye.

Az első tesztvariáns az integrált, éves háztartási költségvetési adatfelvétel elvén alapul. Ennek értelmében az EVS-t (Einkommens- und Verbrauchstichprobe) és az LWR-t (Laufende Wirtschaftsrechnung) éves adatfelvételi szempontból hasonlították össze, illetve az EU-SILC által hozzárendelt szempontot is alkalmazták. Így részletes bevételi és kiadási komponenseket gyűjtöttek minden egyes megkérdezettől. Különösen a bevételi-jövedelmi adatok felvételénél volt fontos a tartalmi és meghatározásbeli integráció a EU-SILC és az LWR megfelelő komponensei között. Ez lényegében a jövedelmi vonatkozású EU-SILC komponensek hozzáadását jelentette az LWR háztartási naplóiban szokásos jövedelmi lekérdezésekhez. A háztartások és a személyek esetében egyaránt éves lekérdezéssel számoltak. Negyedéves személyi és háztartás-bevételi naplót és kiadási füzetet vezettek a megkérdezettek.

A háztartási és személyi kérdőívek minden olyan témát tartalmaztak, amelyek a háztartás, illetve a személy általános helyzetéről tájékoztatnak, de tartalmaztak olyan nem monetáris témaköröket is, mint például a keresőstátus vagy a lakáshelyzet. Az idevonatkozó kérdéseket évente egyszer tették fel.

A kísérleti fázisban az I. tesztváltozatot, mivel az két negyedévre terjedt ki, a következőképpen hajtották végre. A háztartási és személyi kérdőívek lekérdezésére az első negyedévben került sor. A jövedelmi adatokat a bevételi füzetbe leírtak alapján különböztették meg mind a háztartás szintjén, mind a 16 év feletti családtagok esetében, mégpedig a vizsgálati időtartam utolsó negyedének utolsó hónapjában. (A felvételre 2002 decemberében és 2003 márciusában került sor.)

A háztartásokat felkérték, részletezzék tárgyhavi jövedelmüket és adjanak retrospektív adatot további két hónap jövedelméről. Ezen adatgyűjtési koncepció révén a negyedévi adatok sikeres összekapcsolásával viszonylag megbízható képet kaptak egy év jövedelméről. A kiválasztott háztartások fele mindig a két negyedév egyikében vezetett kiadási naplót.

A II. tesztváltozat keretében a moduláris éves háztartási költségvetési adatfelvétel koncepcióját próbálták ki. Ebben a vonatkozásban az EVS-t és az LWR-t egyaránt éves adatfelvétellel vitték be. Azonban az adatfelvétel módszerében modulárisan felépített volt, ami annyit jelentett, hogy vagy a jövedelmet vagy a kiadásokat vették figyelembe. A két felvételi modul egy bázismodul segítségével egyezíthető, amely bázismodul tartalmazta azokat a magváltozókat, amelyek mindkét felvételnél relevánsak. A magváltozókhoz a háztartásokra és a személyekre vonatkozó információk tartoznak, valamint a jövedelem azon alapadatai, amelyek a kiadási adatok elemzéséhez szükségesek.

A bázismodul és a EU-SILC-modul adatai személyes interjúk formájában kerültek beemelésre, míg a kiadási modul adatait leírásonként, felvételenként regisztrálták. A moduláris struktúra előnye az I. tesztváltozathoz képest abban áll, hogy kisebb megterhelést jelent az azonos háztartásból megkérdezetteknek és így nagyobb és jobb válaszadási hajlandóságot eredményezett. Hátránya, hogy a jövedelmi adatfelvétel lekérdezése retrospektív, ami sokkal több hibalehetőséget rejt, mint a folyamatosan vezetett bevételi nyilvántartás.

Nehézséget jelentett az EU-SILC-modul analízisének a II. tesztvariáns. Az adatfelvételi dokumentáció korlátozottabb az I. változat háztartási kérdőívéhez képest. A 200 háztartás kiválasztása véletlenszerűen történt.

A III. tesztváltozat a meglévő LWR-be kívánta integrálni az EU-SILC-modult. Az integráció keretfeltétele volt, hogy az LWR változatlan maradjon, ne befolyásolja a folyamatban levő adatfelvételt. Ez a tesztváltozat az LWR bizonyos információinak extrakciójából és egy pótkérdőívből áll, amelyet az LWR dokumentumaival együtt juttattak el a kiválasztott háztartásokba. A kérdőív olyan információkat gyűjt, amelyek az EU-SILC részét képezik, és amelyek az LWR-ből nem extrahálhatók. Ilyen a szociális kirekesztés, a kereső tevékenység, a lakáshelyzet és az egészségi állapot becslése. A pótkérdőív felépítésében követte az LWR ún. általános adatait. A háztartás minden tagja kapott kérdőívet. A szűrőpróba alapjául az LWR harmadik negyedének első adatfelvételében szereplő háztar-

tások szolgáltak. Az I. és a II. tesztváltozathoz képest itt nem lehetett eseti szűrőpróbát alkalmazni.

A vizsgálat a következő háztartástípusokat vette számba: egyszemélyes háztartások, egyszülős háztartások, gyermektelen házaspárok által alkotott háztartások, legalább egygyermekes háztartások és egyéb háztartások.

A fő jövedelemszerző társadalmi helyzete szempontjából megkülönböztettek önálló kereső tevékenységet folytatókat (beleértve a mezőgazdasági tevékenységet végzőket is), munkásokat, egyéb független keresőket (hivatalnok, alkalmazott), nyugdíjasokat és egyéb, nem kereső tevékenységet folytatókat. Az adatfelvételhez háztartá-

si kérdőívet, személyi kérdőívet, személyi és háztartási bevételi és kiadási naplót használtak. Az EU-előírásnak megfelelően egy-egy lekérdezés időtartama (beleértve a háztartást és annak összes tagját) nem léphette túl az egy órát.

Az EU-SILC bevezetését megelőzően tisztázni kell, milyen szerepet játszanak az adatok a nemzeti szegénységi, illetve gazdasági jelentésekben. Az adatok szélesebb körű hasznosítása akkor lehetséges, ha az a statisztikai hivatalok (szövetségi és tartományi) adatkutatói központjain keresztül valósul meg.

(Ism.: *Rettich Béla*)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A NEMZETKÖZI STATISZTIKAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 1. SZÁM

Lutz, W. – Goldstein, J. R.: Bevezetés: hogyan foglalkozunk a bizonytalansággal a népesség-előrejelzésben?

Keilman, N. – Phan, D. Q.: Idősorokból eredő hibák és empirikus hibák a termékenység előrejelzésben a skandináv országokban.

Li, N. – Lee, R. – Tuljapurkar, S.: A Lee–Carter-módszer felhasználása a halálozás előrejelzésére korlátozott adatokkal rendelkező népességekre.

Lundström, H. – Qvist, J.: Halálozás előrejelzés és trend eltolódások: a Lee–Carter-módszer alkalmazása a svéd halálozási adatokra.

Jiang, L. – O'Neill, B. C.: Egy új modell felé a valószínűségi alapuló háztartási előrejelzésekhez.

Alders, M. – Beer, J.: Feltételezések a termékenységre sztochasztikus népesség előrejelzésekben.

Lutz, W. – Scherbov, S.: Valószínűségi népesség előrejelzések Indiára az iskolai végzettség-termékenység kapcsolat explicit figyelembevételével.

Goldstein, J. R.: Egyszerűbb sztochasztikus népesség-előrejelzések: készítsünk forgatókönyvet.

2004. ÉVI 2. SZÁM

Sanderson, W. C. – Scherbov, S. – O'Neill, B. C. – Lutz, W.: Feltételes valószínűségi népesség-előrejelzés.

O'Neill, B. C. – Lutz, W.: Feltételes valószínűségi továbbvezetés: alkalmazás az éghajlatváltozásra.

Tuljapurkar, S. – Lee, R. D. – Li, Q.: Véletlen forgatókönyven alapuló előrejelzések kontra sztochasztikus előrejelzések.

Long, J. F. – Hollmann, F. W.: Hivatalos sztochasztikus népesség-előrejelzések az amerikai Census Bureau-nál.



A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 1. SZÁM

Valliant, R.: A többszörös súlyozási lépések hatása a varianciabecslésre.

Félix-Medina, M. H. – Thompson, S. K.: A kapcsolatok nyomonkövetés és a csoportos mintavétel kombinálása rejtett sokaságok nagyságának becsléséhez.

Djerf, K.: Nemválaszolók kezelése az időben: a finn munkaerő-felvétel idősor elemzése.

Houbiers, M.: Egy társadalomstatistikai adatbázis és egységes becslések felé a Holland Statisztikai Hivatalnál.

Pickery, J. – Loosveldt, G.: Az interjúhatások szimulált elemzése különböző adatminőség-mutatókra vonatkozóan, a kivételes kérdézbiztosok azonosításával.

Knauper, B. – Schwarz, N. – Park, D.: Gyakorisági becsülők korcsoportokra.

Algranati, D. J. – Kadane, J. B.: Bizalmas információk átvétele nyilvános bizonylatokból.

Hawala, S. – Zayatz, L. – Rowland, S.: Amerikai ténymegállapítások: adatvédelmi korlátozások a fejlett lekérdező rendszerekre.

Marker, D. A. – Morganstein, D. R.: A siker kulcsa a folyamatos minőségjavításban egy statisztikai intézménynél.



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 465. SZÁM

Mason, R. L.: Identitási válságban van-e a statisztikusi hivatás?

- Greedy, R. – Silber, J. H. – Cnaan, A. – Rosenbaum, P. R.*: Randomizált következtetés tökéletlen megfeleléssel az ACE-inhibitorban, randomizált anthraciline kísérlet után.
- Have, T. R. T. et al.*: Oksági modellek a depresszió kezelését célzó randomizált orvosi kísérletekhez.
- Bekkele, B. N. – Thall, P. F.*: Többszörös mérgezésen alapuló dózismegállapítás légzőszövetzarkóma-kísérletben.
- Berry, S. M. et al.*: Bayesi túléléselemzés nem arányos kockázatokkal: a pravastatin-aspirin kombináció metaanalízise.
- Lockwood, J. R. et al.*: Szennyezőanyagok együttes előfordulása a közösségi vízrendszerekben.
- Jarrow, R. – Ruppert, D. – Yu, Y.*: A társasági adósság kamatlábszerkezetének becslése szemiparaméteres büntetett szplájn modellel.
- Lee, Y. – Lin, Y. – Wahba, G.*: Többkategóriás támogató vektorgépek: elmélet és alkalmazás mikrotömb és szatelit adatokra.
- Ekström, M. – Sjöstedt-de Luna, S.*: A részminták módszere mintátlag varianciájának becslésére, nemstacionárius adatokra alapozva változó várható értékek esetén.
- Efron, B.*: Nagyléptékű szimultán hipotézisvizsgálás: a nullhipotézis megválasztása.
- Hu, C. – Lin, D. Y.*: Szemiparaméteres megíúsulási időregresszió tévesen mért segédváltozók ismétlésével.
- Signorini, D. F. – Jones, M. C.*: Kernel-becslések egyváltozós bináris regresszióhoz.
- Chatterjee, N.*: Egy kétlépcsős regressziós modell járványtani vizsgálatokhoz, többváltozós betegségosztályozási adatokkal.
- Yu, K. – Jones, M. C.*: A feltételes varianciafüggvény likelihood alapú lokális lineáris becslése.
- Ding, A. A. – Wang, W.*: A függetlenség tesztelése kétváltozós aktuális állapotadatokra.
- Godsill, S. J. – Doucet, A. – West, M.*: Számítási módszerek multiplikatív intenzitás modellekhez, súlyozott gammafolyamatok felhasználásával.
- Sardý, S. – Tseng, P.*: A simítás statisztikai elemzéséről, a „szennyezett” Markov-féle mező utólagos eloszlásának maximalizálásával.
- Iorio, M. et al.*: Egy ANOVA-modell függő, véletlen mértékekre.
- Presnell, B. – Boos, D. D.*: AZ IOS teszt hibás modell-specifikáció esetén.
- Marchev, D. – Hobert, J. P.*: A van Dyk–Meng-algoritmus geometriai ergodicitása a többváltozós Student t -próba esetén.
- Frangakis, C. E. et al.*: Módszertan részlegesen ellenőrzött longitudinális kezelés értékelésére főreagezés segítségével.
- Zhang, H.*: Inkonzisztens becslés és aszimptotikusan ekvivalens interpolációk modell alapú geostatistikában.
- Stevens, D. L. – Olsen, A. R.*: A természeti erőforrások térben kiegyensúlyozott mintavétele.
- Xue, H. – Lam, K. F. – Li, G.*: Sztítás maximum likelihood becslés szemiparaméteres regressziós modellekhez, aktuális állapotadatok esetén.
- Liang, H. – Wang, S. – Robins, J. M. – Carroll, R. J.*: Becslés részlegesen nemlineáris modellekben, hiányzó segédváltozókkal.
- Akritis, M. G. – Papadatos, N.*: Heteroszkedasztikus egydimenziós ANOVA és az illeszkedés hiányának tesztelése.
- Houseman, E. A. – Ryan, L. M. – Coull, B. A.*: A Cholesky-féle reziduumok normális eloszlású hibák becsléséhez, korrelált kimenetelű lineáris modellekben.
- Liu, W. – Jamshidian, M. – Zhang, Y.*: Különböző lineáris regressziós modellek többszempontú összehasonlítása.
- Walker, S. – Damien, P. – Lenk, P.*: A Kullback-Leibler tulajdonságú priorokról.
- Xie, J. – Li, K. C. – Bina, M.*: Egy bayesi beszűrés/törlés algoritmus diszkrét protein keresésre entrópia szűréssel.
- Chen, M. H. – Ibrahim, J. G. – Shao, Q. M.*: Az MLE utólagos eloszlásának létezése és tulajdonságai véletlen hiányzó segédváltozós regressziós modellekre.
- DiCiccio, T. J. – Monti, A. C.*: Az aszimmetrikus exponenciális hatványeloszlás következtetéseméleti tulajdonságai.
- Sinha, S. K.*: Általánosított lineáris keverékmodellek robusztus elemzése.
- Hedayat, A. S. – Yang, M.*: Általános optimum válogatott tervek.
- Lee, Y. – Shao, J. – Chow, S. C.*: Módosított nagymintás megbízhatósági intervallumok varianciakomponensek lineáris kombinációihoz: kiterjesztés, elmélet és alkalmazás.
- Judge, G. G. – Mittelhammer, R. C.*: Szemiparaméteres eljárás becslési módszerek kombinálásához, kvadratikus veszteség mellett.
- Charnigo, R. – Sun, J.*: Homogenitás tesztelése keverék eloszlásban L-négyszeg távolság segítségével versenyző modellek között.
- Larocque, D. – Labarre, M.*: Feltételesen eloszlásmentes többváltozós előjelpróba egyoldalú alternatívákra.
- Rice, K. M.*: Ekvivalencia a feltételes és keverék módszerű Rasch-modellek és a párosított esetellenőrzési vizsgálatok között, alkalmazásokkal.
- Valpine, P.*: Monte Carlo állapot-tér likelihoodok súlyozott posterior kernel becsléssel.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA
(A SOROZAT)

2004. ÉVI 3. SZÁM

Szerkesztőségi cikk: A teljesítmény figyelése a közszolgálatokban.

Wakefield, J.: Ökológiai következtetés 2x2-es táblák esetén.

Best, N. – Day, S.: Előszó a „Teljesítmény figyelése” cikkekhez való hozzászólások elé.

Draper, D. – Gittoes, M.: A teljesítménymutatók statisztikai elemzése az Egyesült Királyság felsőoktatásában.

Bratti, M. – McKnight, A. – Naylor, R. – Smith, J.: Felsőoktatási kimenetek, graduális szintű foglalkoztatás és egyetemi teljesítménymutatók.

2003. ÉVI 466. SZÁM

Foster, D. P. – Stine, R. A.: Változóselekción az adatbányászásban: egy csőelőrejelzési-modell megalkotása.

Hogan, J. W. – Tchernis, R.: Bayesi faktoranalízis térbeli korrelált adatokra.

King, R. – Brooks, S. P.: Fogási-erőfeszítési modellek klasszikus vizsgálata Hektor-delfinekre.

Wang, Q. – Linton, O. – Hardle, W.: Szemiparaméteres regresszióanalízis hiányzó véletlen válaszokra.

Baley, T. C. – Hewson, P. J.: A többszörös forgalom-biztonsági teljesítménymutatók szimultán modellezése általánosított vegyes lineáris modell segítségével.

Grigg, O. – Farewell, V.: A kockázattal módosított ábrák áttekintése.

Marshall, C. – Best, N. – Bottle, A. – Aylin, P.: Statisztikai kérdések az egészségügyi kimenetek leendő figyelése kapcsán.

Schweizerische Zeitschrift für
**Volkswirtschaft und
Statistik**

A SVÁJCI STATISZTIKAI ÉS KÖZGAZDASÁGI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 4. SZÁM

Bacher, H. – Lambelet, J. C.: A szövetségi tanács újra-választása.

Böhringer, C. – Müller, A. – Wickart, M.: Egy nukleáris erőmű leállításának gazdasági hatása Svájcban.

Etter, R. – Graff, M.: A termelés és a rendelkezés vállalati felvételi adatokból történő becslése és előrejelzése a feldolgozóiparban.

Hanneberger, F. – Ziegler, A.: Külkereskedelem és külföldi termelés a szolgáltató szektorban.

Zweimüller, J. – Winter-Ebner, R.: A helyszíni oktatásról, álláskeresésről és állásmobilitásról.

2004. ÉVI 1. SZÁM

Calmés, C.: Szabályozó-változások és pénzügyi struktúra: Kanada esete.

Gerdemesier, D. – Roffia, B.: Az euróövezet reakciófüggvényeinek empirikus becslései.

Kugler, P. – Jordan, T. J.: Strukturális vektorregressziók és a monetáris politikai intervenciók elemzése: a svájci eset.

Lam, J. P. – Tkacz, G.: A politikasemleges kamatlábak becslése Kanadára nézve.

Natal, J. M.: Defláció és deflációs csapdák: a helyzet Svájcban.

2004. ÉVI 2. SZÁM

Anson, J. – Cadot, O.: „Röstigraben”: a svájci képviselőválasztás az EU-val szembeni megosztásban.

Bahng, J. S.: Strukturális törések és a részvény-megtérülések normalitása.

Pierdzioch, C. – Stadtmann, G.: A Svájci Nemzeti Bank közbelépéseinek hatékonysága: egy esettanulmány.

Schleiningger, R.: Globális szénkereskedelem és helyi szélsőségek.

Zürcher, B. A.: Jövedelemegyenlőtlenség és mobilitás.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2004. ÉVI 3. SZÁM

Gross, J.: Az általános Gauss–Markov-modell esetleges szinguláris szóródásmátrix-szal.

Lekshmi, S. – Jose, K. K.: Egy autoregresszív folyamat geometriai alfa-Laplace peremekkel.

Kukush, A. – Schneeweiss, H. – Wolf, R.: Három becslőfüggvény a Poisson-féle regressziós modellre, mérési hibákkal.

Pal, N. – Lim, W. K.: Az osztályon belüli (intra-class) korrelációs együttható becsléséről.

Wang, R. H. – Fei, H. L.: A TFR-, TRV- és CE-modellek egybeesésének feltételei.

Wywiał, J.: Az átlag feltételes becslése a súlyozó adatok alapján.

Bazargan-Lari, A.: A tartomány eloszlása, ha a minta nagysága GPED1.

Rodriguez, C. – Ortiz, I. – Martinez, I.: Néhány eredmény az optimalitásról részleges optimum tervekbeli származó heteroszkedasztikus hibákkal terhelt modellekben.

Slovenská
štatistika
a demografia
STATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY

A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 1. SZÁM

Mach, P.: Előszó.

Lukáčová, M.: A termékenységalkulás elmélete.

Biliková, M. – Luffrum, G. – Skrovánková, L.: A halálozás és egyéb népességszökkenő tényezők matematikai modelleik összehasonlítása a biztosítási számításokban.

Horecky, M. – Kováčová, Y.: A háztartások jövedelme 2002-ben, 1. rész.

Bezáková, V.: Fogyasztói barométer.

Статистика Statistics

A BOLGÁR STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 2. SZÁM

Bulgária 2002 – Társadalmi-gazdasági helyzet.

Kunaliev, T.: Van-e megfelelő mérés az aggregátumok struktúrájára és strukturális változásaira?

Bogdanov, B.: A bolgár középgeneráció a piacgazdaság felé való átmenetben.

Tcholakov, N.: A várható élettartamra vonatkozó Kardano-féle hipotézisről.

2003. ÉVI 3. SZÁM

Baley, I.: Szegénység és társadalmi elszigetelődés – ki-hívás a társadalompolitika számára.

Mircheva, D.: Módszerek az életszínvonal és a szegénység elemzésére.

Ivanov, L.: Munkanélküliség és a gazdasági ciklus.

Kanaryan, N.: A közép-európai tőkepiacok kockázati aszimmetriájának modellezése.

2003. ÉVI 4. SZÁM

Dimitrova, P.: A gazdasági növekedés ökonometriai modellje Bulgáriára.

Todorov, T. – Ivanov, L. – Petkov, P.: Az otthoni foglalkoztatás és statisztikai vizsgálata.

Pavlova, V.: A külkereskedelmi statisztika harmonizálásának problémái.

Bogdanov, B.: Statisztika a globális gazdaság környezetében.

Boshnakov, V.: Lehetőségek a statisztika és ökonometria egyetemi oktatásának javítására.



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 3. SZÁM

Melisková, J.: Metaadatok – a statisztika integrációs eszköze.

Pekárková, J.: Felülvizsgálatok és felülvizsgálati irányelvek.

Husek, R. – Pánková, V.: Az EU-ba irányuló cseh export érzékenysége.

Hronová, S. – Hindls, R.: Hogyan látják a kis és közepes vállalkozások az esélyeiket az EU-piacon?

Stujan, I. – Sujanova, M.: A cseh gazdaság konvergenciája az EU-átlaghoz.

Jilek, J.: Hogy defláljunk statisztikus módra?

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 6. SZÁM

2001-es népszámlálás: fő eredmények az ingázásról. Ausztria bruttó nemzeti kiadása kutatásra és kísérleti fejlesztésre – 2004-es becslés.

A folyamatos munkaerő-felvétel a mikrocenzus keretén belül.

A jövedelmek összehasonlítása a köz- és magánszféra között.

2001-es épület- és lakásösszeírás: a bécsi régió fő eredményei.

2003-ban engedélyezett lakásépítések: előzetes eredmények.

A 2002/2003-ban learatott szemes-termények kínálati mérlege.

A mezőgazdasági tevékenységből származó jövedelem alakulása 2003-ban: előzetes eredmények.

A Statistik Austria által kötelező beszámolási adatok okozta teher az osztrák vállalatoknál 2001-től 2003-ig: az adatszolgáltatási barométer eredményei.

Szabadidős és üzleti utazások 2003. 4. negyedévében. 2000-es input-output multiplikátorok.

2004. ÉVI 7. SZÁM

A múzeumok és kiállítások 2002-es statisztikája.

Vágóhídi statisztika, 2003.

Teljes fakitermelés, 2003.

Az erdészet gazdasági elszámolásai Ausztriában.

2003-as rövid távú statisztikák a bányászatra és a feldolgozóiparra: előzetes eredmények.

Idegenforgalom a 2003/2004-es téli időszakban.

Szabadidős és üzleti utazások 2003-ban.

Áruszállítás a Dunán 2003-ban.

2001-es jövedelemadó statisztikák.

Külkereskedelem 2004. januártól márciusig: előzetes eredmények.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 5. SZÁM

Masakova, L. D. – Kosarev, A. E.: Az orosz nemzeti számlák idősorainak felülvizsgálata 1995–2002-re.

Kipeschuk, I. V.: A gazdasági kapcsolatok elemzése az ágazati kapcsolatok mérlegeinek mutatói alapján.

Gorbacheva, T. L. – Ryzhikova, Z. A.: Információs bázis létrehozása a munkaerő statisztika számára.

Aparin, M. S. – Mymrikova, L. S. – Riabushkin, B. T.: A társadalmi és gazdasági folyamatok rendszerelemzésére szolgáló integrált statisztikai információs rendszerről.

Kiruta, A. Ya. – Sheviakov, A. Yu.: Az orosz régiók lakossága életszínvonalának különbségeinek ökonometriai elemzése.

Gerasimova, I. A.: Változások a bruttó regionális termék és a lakosság pénzjöveldelme bontásában az orosz régiók szerint 1995-től 2001-ig.

Rastiannikov, V. G. – Deryugina, I. V.: Terméseredmények Oroszországban: 1795–2002.

Vorobiev, V. A. – Sorokina, N. S.: A regionális fejlődés trendjei: a termelés dinamikája növekvő igény mellett.

Saravina, Z. V. – Dementieva, E. A.: A gazdasági bizottság értékelésének válogatott szempontjai a magadani régióban.

2004. ÉVI 6. SZÁM

Dumnov, A. D.: A víznyilvántartás használata: a szerzés története, módszertan és elemzés.

Zarova, E. V.: A regionális légszennyezés statisztikai kutatása a stabil fejlődési koncepció keretében.

Stepanov, S. V.: Egy minta neurális hálózattal történő interpretálása a vállalkozási sokaság strukturális statisztikai modellezéséhez.

Shvyrkov, V. V.: Miért nem lehetnek korreláltak az egyedi adatok?

Yuzbashev, M. M.: Megbízható kapcsolatok leírásához szükséges mintanagyság kiszámítása.

Shupletsov, A. F. – Dibirdeev, V. U.: Regionális és települési statisztika: a megvalósítás problémái.

Sivel'kin, V. A. – Kuznetsova, V. E.: Az orenburgi régió, mint orosz határzóna fejlődési sajátosságai.

Kremlev, N. D.: A kisvállalkozási tevékenység nyilvántartása.

Blank, M. – Kerner, T. – Radermaher, W.: A felhasználó-orientált hivatalos statisztika alapjai és eszközei.

Anisimtsev, N. V.: A statisztikai szolgálat szervezete valamint a közvélemény és közigazgatás informálása Japánban.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi és gazdasági mutatói, 1999–2004.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 5. SZÁM

Pötzsch, K.: A külkereskedelmi árak indexei 2000-es bázison.

Behrmann, T. – Kathe, A.: Hedonikus módszerek használata az épületek árindeksének számításához.

Kaumanns, S. C.: Információs technológia a vállalatoknál.

Bayer, W.: Megújuló energiák 1991-től 2003-ig.

Fischer, R.: Vasúti szállítás, 2003.

Nicodemus, S.: Közúti balesetek, 2003.

Müller, W.: Települések pénzügyei, 2004.

Hein, B.: Víz- és szennyvízhelyzet a német folyami fürdőkben, 2001/2002.

Krotter, S.: Válogatott német vállalatok tőke költségei és struktúrái.

2004. ÉVI 6. SZÁM

Klose, M. – Opitz, A. Schwarz, N.: Társadalmi elszámolási mátrix Németországra.

Lenz, R. – Sturm, R. – Vorgrimler, D.: A mikroadatokat de facto anonimitásának mérése.

Lenz, R. – Vorgrimler, D.: Adatvédelmi módszerek a bizonyító álláspontokról – egy elemzés a forgalmiadó-statisztika példájával.

Fritz, J. – Hartmann, J. – Sacher, M.: Munkaerőpiac Németországban – a próbafelvétel elemzése az ILO aktivitási státuszra vonatkozóan.

Breiholz, H.: A mikrocenzus eredményei, 2003.

Reim, U.: Belföldi vízi szállítással foglalkozó vállalatok, 2003.

Linz, S. – Behrmann, T. – Becker, U.: Hedonikus ár-mérés számítástechnikai beruházási árukra.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 1. SZÁM

Czopur, W.: A hivatalos statisztika adatgyűjtési programja 2004-re.

Zelias, A. – Frodyma, K.: Néhány megjegyzés eloszlás sorok konstruálásához, folytonos változókkal.

Smilowska, T.: Osztályozások, nomenklatúrák és harmonizálásuk.

Pawlowska, Z.: Fejlődő vállalatok, 1995–2000.

Maleszyk, E.: A tömegszolgáltatási kereskedelmi hálózatok fejlődése Lengyelországban.

Rejn, B.: Tudományos kutatási és fejlesztési tevékenységek területi bontásában.

Kruszka, M.: Tranzakciós igény valutára a legfejlettebb országok gazdaságában.

Obrebski, M.: Az alsó-sziléziai vajdaság – a versenyképesség értékelése az országra és az EU-ra.

2004. ÉVI 2. SZÁM

Milo, W. et al.: Gondolatok a természeti tőkéről.

Michalak, J.: Deming filozófiájának statisztikai vonatkozásai a minőség kezelésben.

Jerczynska, M.: Üzleti ciklus a kiskereskedelemben.

Gieraltowska, U. – Putek, E.: A beruházási portfóliókockázat elemzése.

Borowski, P.: Munkanélküliségi felvétel a strukturális csoport módszerrel a lublini vajdaság példáján.

Wieczorek, P.: Aránytalanság a társadalmi és gazdasági fejlettségben az EU kibővítése előtt és után.

Bak, I.: Nemzetközi idegenforgalom a világban.

BIBLIOGRÁFIA

A *Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálathoz* az alábbi, helyben megtekinthető, de nem kölcsönözhető fontosabb könyvek és CD-ROM-ok érkeztek be:

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

Annuaire statistique de la Tunisie, 2002 / Institut national de la statistique. - Tunis: INS, [2004]. - 319 p.

Tunézia statisztikai évkönyve, 2002.

I 064 B 0003/2002

Regiony Rossii. Social'no-ekonomiceskie pokazateli, 2003 / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva: Goskomstat, 2003. - 895 p.

Oroszország régiói társadalmi-gazdasági mutatóinak gyűjteménye, 2003.

I 042 B 0287/2003/2

- Concise statistical yearbook of Greece, 2003 / Ethniké Statistiki Ypéresia tés Ellados. - Athena: ESYE, 2004. - 281 p.
Görögország statisztikai zsebkönyve, 2003.
I 049 D 0001/2003
- Eesti statistika aastaraamat, 2004 / Eesti Statistikaamet Tallin : ESA, 2004. - 463 p.
Észtország statisztikai évkönyve, 2004.
I 042 B 0268/2004
- Russia in figures, 2004 / State Committee of the Russian Federation of Statistics. - Moskva: Goskomstat, 2004. - 431 p.
Oroszország számokban. Statisztikai zsebkönyv, 2004.
I 042 D 0086/2004/A
- Statistical pocket book of the Democratic Socialist Republic of Sri Lanka, 2003 / Department of Census and Statistics. - Colombo: DCS, 2003. - XV, 100 p.
Srí Lanka statisztikai zsebkönyve, 2003.
I 054 D 0001/2003
- Statistical reference book of the Republic of Bulgaria, 2003 / National Statistical Institute. - Sofia: NSI, 2003. - XXVIII, 189 p.
Bulgária statisztikai zsebkönyve, 2003.
I 045 D 0001/2003/A
- Statisticeski godisnik, 2003 / Nacionalen statisticeski institut. - Sofija: NSI, 2003. - XXIV, 675 p. + mell.
Bulgária statisztikai évkönyve, 2003.
I 045 B 0058/2003
- Statistički godisnjak Srbije i Crne Gore, 2003 / Zavod za statistiku. - Beograd: Zavod za stat. SCG, 2003. - 498 p.
Szerbia és Montenegró statisztikai évkönyve, 2003.
I 046 B 0016/2003
- Statistisk tiaroversigt, 2004 / Danmarks Statistik. - Kobenhavn: Danmarks Stat., 2004. - 208 p.
Dánia statisztikai áttekintése, 2004.
I 039 B 0008/2004
- World statistics pocketbook, 2003. - New York, N. Y.: UN, 2004. - XI, 239 p.
A világ statisztikai zsebkönyve, 2003.
I 072 D 0002/2003
- ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK
- Multilevel statistical models / Harvey Goldstein. - 3. ed. - London: Arnold, 2003. - XV, 253 p.
Többszintű statisztikai modellek.
747118
- Statistika: navcal'nij posibnik / T. V. Umanec', U. B. Pigarev. - Kijiv: Vikar, 2003. - 623 p.
Statistika.
747251
- GAZDASÁGSTATISZTIKA
- Annual report on the family income and expenditure survey. Income and expenditure (one-person households and total households), 2003 / Statistics Bureau Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications. - Tokyo: Stat. Bureau, 2004. - 197 p.
Jelentés Japán családi jövedelmeinek és kiadásainak évenkénti felméréséről. Egyszemélyes háztartások és az összes háztartás, 2003.
I 051 B 0048/2003
- Annual report on the family income and expenditure survey. Income and expenditure (two-or-more-person households), 2003 / Statistics Bureau Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications. - [Tokyo]: Stat. Bureau, 2004. - 506 p.
Jelentés Japán családi jövedelmeinek és kiadásainak évenkénti felméréséről (két- és többszemélyes háztartások), 2003.
I 051 C 0016/2003
- Annual report on the labour force survey, 2003 / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - Tokyo: Stat. Bureau, 2004. - 346 p.
Jelentés Japán éves munkaerő-felméréséről, 2003.
I 051 C 0049/2003
- Annual report on the labour force survey (Detailed tabulation), 2003 / Statistics Bureau Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications. - Tokyo: Stat. Bureau, 2004. - 516 p.
Jelentés Japán éves munkaerő-felméréséről. Részletes táblák, 2003.
I 051 B 0063/2003
- Annual report on the retail price survey, 2003 / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - [Tokyo]: Stat. Bureau, 2004. - 36, 765 p.
Japán kiskereskedelmi árakululásának éves felmérése, 2003.
I 051 C 0043/2003
- Anuarul de comerț exterior al României, 2003 / Comisia Nationala pentru Statistica. - Bucuresti: CNPS, 2003. - 680 p.
Románia külkereskedelemsziszttikai évkönyve, 2003
I 044 B 0080/2003
- Agricultural statistics, 2004 / United States Department of Agriculture. - Washington, D.C. 2004. - IX, [600] p.
Az Egyesült Államok mezőgazdasági statisztikai évkönyve, 2004.
I 072 C 0208/2004
- Coal information, 2004 with 2003 data / International Energy Agency. - Paris: OECD IEA, 2004. - VIII, [471] p.
Az OECD-országok széntermelésének adatai.
I 033 B 0367/2004
- Commercio estero e attività internazionali delle imprese, 2002. 1. Merci, servizi, investimenti diretti / Istituto Nazionale di Statistica, Istituto Nazionale per il Commercio Estero. - Roma: ISTAT, 2003. - 369 p.
Termékek, szolgáltatások, működőtőke-befektetés, 2002. 1.
I 032 B 0305/2002/1
- Commercio estero e attività internazionali delle imprese, 2002. 2. Paesi, settori, regioni / Istituto Nazionale di Statistica, Istituto Nazionale per il Commercio Estero. - Roma: ISTAT, 2003. - 436 p.
Termékek, szolgáltatások, működőtőke-befektetés, 2002. 2.
I 032 B 0305/2002/2

- Electricity information, 2004 with 2003 data / International Energy Agency. - Paris: OECD IEA, cop. 2004. - VIII, [758] ism. p.
Az OECD Nemzetközi Energiaügynökségének éves villamosenergia jelentése, 2004.
 I 033 B 0477/2004
- Energy, 2002 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 2004. - 385 p.
Az Európai Unió energiastatisztikai évkönyve, 2002.
 I 030 B 0011/2002
- Energy balances and electricity profiles, 2000 / United Nations Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division. - New York, N. Y.: UN, 2004. - XXXIII, 472 p.
A világ országainak energia- és villamosenergia mérlegei, 2000.
 I 072 B 0444/2000
- Energy balances of OECD countries, 2001/2002 / International Energy Agency. - Paris: OECD IEA, 2004. - IX, [316] p.
Az OECD-országok energiámérlegei, 2001–2002.
 I 033 B 0299/2001-2002
- Energy statistics yearbook, 2001 / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York, N. Y.: UN, 2004. - LIII, 510 p.
Nemzetközi energiastatisztikai évkönyv, 2001.
 I 072 B 0123/2001
- Environmental performance reviews: Azerbaijan / Economic Commission for Europe. - New York, N. Y.; Geneva: UN, 2004. - 173 p.
Azerbajdzsán környezetvédelmi jelentése.
 831220
- Facts on foreign trade of the Czech Republic, 2004 / publ. by Ministry of Industry and Trade, Czech Statistical Office, Centre for Foreign Economic Relations. - Prague: Min. of Finance, 2004. - 262 p.
Tények Csehország külkereskedelméről, 2004.
 I 020 C 0069/2004/A
- FAO yearbook. Fishery statistics. Capture production, 2002. - Rome : FAO, 2004. - VIII, 642 p.
A FAO halászati statisztikai évkönyve. Halászott állatok, 2002.
 I 072 B 0096/94/1
- FAO yearbook. Fishery statistics. Aquaculture production, 2002. - Rome : FAO, 2004. - V, 193 p.
A FAO halászati statisztikai évkönyve. Halászati termékek, 2002.
 I 072 B 0096/94/2
- FAO yearbook. Fishery statistics. Commodities, 2002. Rome: FAO, 2004. - XI, 224 p.
A FAO halászati statisztikai évkönyve. Árucikkek, 2002.
 I 072 B 0096/95
- Fiskeristatistikk, 2001-2002 / Statistisk Sentralbyra. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2004. - 106 p.
Norvégia halászati statisztikája, 2001–2002.
 I 040 B 0076/2001-2002
- Imports and exports statistics, 2003. Vol. 1. Imports and exports by commodity and country. / Statistical Service of Cyprus. - [Nicosia]: Min. of Finance, 2004. - XXXVII, 516 p.
Ciprus külkereskedelmi statisztikája, 2003. 1. köt.
 I 048 B 0005/2003/1
- Imports and exports statistics, 2003. Vol. 2. Trade by partner country / Statistical Service of Cyprus. - [Nicosia]: Min. of Finance, 2004. - XVIII, 674 p.
Ciprus külkereskedelmi statisztikája, 2003. 2. köt.
 I 048 B 0005/2003/2
- Inflation report, 2004. 2. / Sveriges Riksbank. - Stockholm : Sveriges Riksbank, 2004. - 51 p.
A Svéd Nemzeti Bank inflációs jelentése, 2004. 2.
 480126/2004/2
- International trade statistics yearbook, 2002. Vol. 2. Trade by commodity / United Nations Department of Economic and Social Affairs. - New York, N. Y.: UN, 2004. XLI, 615 p.
Nemzetközi külkereskedelmi statisztikai évkönyv, 2002. 2. köt.
 I 072 B 0097/2002/2
- International wool & wool textile statistics, 2004/05/ [publ. by International Wool Textile Organisation]. - Brussels: IWTO, 2004. - 47 p.
Nemzetközi gyapjústatisztika, 2004–2005.
 I 038 B 0244/2004-2005
- L'Italia nell'economia internazionale, 2002-2003 / Istituto Nazionale per il Commercio Estero. - Roma: INCE, 2003. - 389 p.
Olaszország a nemzetközi gazdaságban, 2002 és 2003 között.
 I 032 B 0306/2002-2003
- Lakse- og sjoaurefiske, 2003. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2004. - 31 p.
Norvégia tengeri és édesvízi halászata, 2003.
 I 040 B 0060/2003
- Land- en tuinbouwcijfers, 2004 / Landbouweconomisch Instituut, Centraal Bureau voor de Statistiek. - 's-Gravenhage: LEI, 2004. - 266 p.
Hollandia mezőgazdasága és kertészete, 2004
 I 037 C 0075/2004
- Landbrug, 2003 / Danmarks Statistik. - København: Danmarks Stat., 2004. - 261 p.
Dánia mezőgazdasági, kertészeti és erdészeti statisztikája, 2003.
 I 039 C 0051/2003
- National accounts of OECD countries, 1991/2002. Vol. 2/a. Detailed tables / OECD Statistics Directorate. - Paris: OECD, 2004. - 428 p.
A világ országainak nemzeti számlái, 1991–2002. 2/a köt.
 I 033 B 0179/1991-2002/2/A
- National accounts of OECD countries, 1991/2002. Vol. 2/b. Detailed tables / OECD Statistics Directorate. - Paris: OECD, 2004. - p. 430-873.
A világ országainak nemzeti számlái, 1991–2002. 2/b köt.
 I 033 B 0179/1991-2002/2/B

- National accounts of the Netherlands, 2003 / Statistics Netherlands. - Voorburg: CBS, 2004. - 278 p.
Hollandia nemzeti számlái, 2003.
I 037 B 0142/2003/A
- National Bank of Belgium. Report, 2003. Part. 1-2. - Brussels: BNB, 2004. - 163, 132 p.
A Banque Nationale de Belgique éves jelentése, 2003.
I 038 B 0104/2003/A
- National income and expenditure, 2003 / compil. by the Central Statistics Office. - Dublin: CSO, 2004. - XX, 61 p.
Írország nemzetgazdasági elszámolásai, 2003.
I 036 C 0129/2003
- Osnovni makroekonomske pokazatelji, 2002 / Nacionalen statistički institut. - Sofija: NSI, [2004]. - 191 p.
Bulgária főbb makrogazdasági jelzőszámai, 2002.
I 045 B 0095/2002
- Öffentliche Finanzen der Schweiz, 2002 / bearb. von der Eidgenössischen Finanzverwaltung. - Bern: Eidg. Finanzverwaltung, 2004. - XII, 166 p.
Svájc állami pénzügyei, 2002.
I 031 B 0235/2002
- Skatter og afgifter, 2004 / Danmarks Statistik. - København: Danmarks Stat., 2004. - 212 p.
Dánia adó- és vámstatisztikája, 2004.
I 039 B 0035/2004
- Tourismus in Österreich, 2003 / hrsg. von Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2004. - 278 p., [12] t.
Turizmus Ausztriában, 2003.
I 002 B 0285/2003
- Transport statistics, 2003. - Nicosia: Min. of Finance, 2004. - 318 p.
Ciprus szállítási statisztikája, 2003.
I 048 B 0008/2003
- United Kingdom balance of payments, 2004 / Central Statistical Office. - London: HMSO, cop. 2004. - 192 p.
Nagy-Britannia fizetési mérlege, 2004
I 036 B 0152/2004
- United Kingdom minerals yearbook, 2003 / Natural Environment Research Council British Geological Survey. - Keyworth: BGS, 2004. - 106 p.
Nagy-Britannia bányászati évkönyve, 2003.
I 036 B 0281/2003
- United Kingdom national accounts, 2004 / Central Statistical Office. - London: HMSO, cop. 2004. - 324 p.
Nagy-Britannia nemzeti számlái 2004-ben.
I 036 B 0091/2004
- Ventes de biens immobiliers, 2003. - Bruxelles: INS, cop. 2004. - 181 p.
Belgium ingatlanértékesítési statisztikája, 2003.
I 038 B 0173/2003
- V'nсна трговия на Република България, 2003 / Nacionalen statistički institut. - Sofija: NSI, 2004. - 480 p.
Bulgária külkereskedelm-statisztikai évkönyve, 2003.
I 045 B 0056/2003
- The World Bank. Annual report, 2003. Vol. 1. Year in review. - Washington, D.C.: World Bank, cop. 2003. - 192 p.
A Világbank éves jelentése, 2003. 1. köt.
470246/2003/1
- The World Bank. Annual report, 2003. Vol. 2. Financial statements and appendixes. - Washington, D.C.: World Bank, cop. 2003. - 157 p.
A Világbank éves jelentése, 2003. 2. köt.
470246/2003/2
- World economic and social survey, 2003 / Department of International Economic and Social Affairs. - New York, N. Y.: UN DIESA, 2003. - XVII, 301 p.
Felmérés a világ gazdasági és társadalmi helyzetéről, 2003.
470226/2003
- World economic outlook, 2004 April. Advancing structural reforms / International Monetary Fund. - Washington, D.C.: IMF, 2004. - XII, 274 p.
Világ gazdasági kilátások, 2004.
471642/2004/1
- World investment report, 2003. FDI policies for development: national and international perspectives / United Nations Conference on Trade and Development Division on Transnational Corporations and Investment. - New York, N. Y.: UN, 2003. - XI, 303 p.
A világ beruházási jelentései, 2003
472998/2003
- World mineral statistics, 1998-2002 / Natural Environment Research Council British Geological Survey. - London: HMSO, 2004. - V, 312 p., [13] t.
Nemzetközi bányászati statisztika, 1998-2002.
I 036 B 0284/1998-2002
- Zahlungsbilanz der Schweiz, 2003 / Schweizerische Nationalbank. - [Zürich]: SNB, 2004. - 44 p.
Svájc fizetési mérlege, 2003.
I 031 B 0295/2003
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA
- Bildung im Zahlenspiegel, 2004 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.]: Kohlhammer, 2004. - 232 p.
Németország oktatása a számok tükrében, 2004.
I 004 B 0279/2004
- Global education digest, 2004 / UNESCO Institute for Statistics. - Montréal: UNESCO, 2004. - 153 p.
A világ oktatásstatisztikája, 2004.
I 071 B 0187/2004
- Statistical abstracts on health and welfare in Japan, 2003 / Statistics and Information Department. Ministry of Health and Welfare. - Tokyo: MHW, 2004. - 240 p.
Japán népmozgalmi, egészségügyi és jóléti jelzőszámai, 2003.
I 051 C 0103/2003
- Strassenverkehrsunfälle in der Schweiz, 2003. - Bern: BFS, 2004. - 137 p.
Svájc közúti közlekedési baleseti statisztikája, 2003.
I 031 B 0237/2003

The world health report, 2003 / World Health Organization. - Geneva: WHO, 2003. - XV, 193 p.
Nemzetközi egészségügyi helyzet, 2003.
 I 031 C 0076/2003

DEMOGRÁFIA

Demographic yearbook, 2003 / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York, N. Y.: UN, 2003. - IX, 748 p.
Nemzetközi demográfiai évkönyv, 2003.
 I 072 B 0090/2001

Einflüsse der Einkommenslage auf Gesundheit und Gesundheitsverhalten: Ergebnisse des Lebenserwartungssurveys de BiB / Evelyn Grünheid. - Wiesbaden: BiB, 2004. - 93 p.

A jövedelmi helyzet hatásai az egészségügyre és az egészségfenntartásra.

830465

Naselenie i demografski procesi, 2002 / Nacionalen Statisticeski Institut. - Sofija: NSI, [2004]. - XXII, [10], 240 p.

Bulgária népesedése és demográfiai folyamatai, 2002.
 I 045 B 0081/2002

Population and economy: from hunger to modern economic growth / ed. by T. Bengtsson, O. Saito. - Oxford [etc.]: Oxford Univ. Press, 2003. - IX, 499 p.

Népesség és gazdaság: az éhezéstől a modern gazdasági növekedésig.

747140

Poverty, progress and population / E. A. Wrigley. - Cambridge [etc.]: Cambridge Univ. Press, 2004. - XIV, 463 p.

Szegénység, haladás és népesség.

747117

Volkszählung 2001, Hauptergebnisse 2. Österreich / hrsg. von Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2004. - 160 p.

Ausztria 2001. évi népszámlálása. Összesített eredmények, Ausztria.

I 002 B 0304/[12]

TÁJÉKOZTATÓ ÉS BIBLIOGRÁFIAI KIADVÁNYOK

Statistics Finland : guidelines on professional ethics. - Helsinki: Tilastokeskus, 2002. - 22 p.

A Finn Statisztikai Hivatal etikai kézikönyve.

746493

MAGYAR STATISZTIKAI ÉVKÖNYV, 2003

Az évkönyv bőséges információtartalommal számol be társadalmi-gazdasági életünk jelenségeiről. A táblázatok magyar és angol nyelvű fej- és oldalrovatai a külföldi szakemberek számára is megkönnyítik a kutatómunkát. Az I. fejezet hosszú távú idősorokat tartalmaz, a további fejezetek részletezve, rövidebb idősorokat átfogva mutatják be a magyar gazdaságot.

Az évkönyv CD-ROM-on is megjelenik, ahol az excel formátum további számítási lehetőséget is biztosít.

A könyv ára: 5800 Ft, A CD ára: 4900 Ft, A könyv + CD együtt: 8000 Ft

Kiadványaink megvásárolhatók: a KSH Statisztikai Szakkönyvesboltjában:
1024 Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348,
megrendelhetők: KSH Marketingosztály 1024 Budapest II., Keleti Károly u. 5-7.
Telefon: 345-6570, 345-6560, 345-6550, Fax: 345-6699,
valamint a KSH Megyei Igazgatóságokon.
E-mail: marketing.ksh@office.ksh.hu