

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 3. SZÁM

2004. MÁRCIUS

E SZÁM SZERZŐI:

Bognár Virág, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatósága statisztikai tanácsosa; *Darvas Zsolt* PhD., a Magyar Nemzeti Bank osztályvezető-helyettese, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem adjunktusa; *Dr. Illés Sándor* PhD., a KSH Népeségtudományi Kutatóintézet tudományos főmunkatársa; *Dr. Nemes Erzsébet*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főigazgatója; *Rédei Mária* PhD., az Eötvös Loránd Tudományegyetem egyetemi docense; *Rettich Béla*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főtanácsosa.

*

Marton Ádám kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat ny. tudományos kutatója; *Szilágyi Éva*, a KSH fogalmazója.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
4027 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2004
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

Szerkesztők: Polyák Andrea, Visi Lakatos Mária
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

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

Kiadóhivatal: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.
Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000
Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Előfizethető bármely hírlapképzésű postahivatalnál és az Üzleti és Logisztikai Központ Hírlapelőfizetési Irodájánál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefax: 303-3440) közvetlenül vagy postautalványon, valamint átutalással Postabank Rt. 219-98636, 021-42795 pénzforgalmi jelzőszámra.
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft
Beszerzhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

TARTALOM

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

Társadalmi normák és életstílusok. – <i>Bognár Virág</i>	237
Az öregkorúak Magyarországra vándorlása. – <i>Illés Sándor</i>	264
A könyvtári tájékoztatás eszközei – a könyvlajstromtól az integrált könyvtári rendszerig. – <i>Nemes Erzsébet – Rettich Béla</i>	280
Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobel-díjasok. – <i>Darvas Zsolt</i>	296

SZEMLE

Idegen nyelvű szakirodalom

Traistaru, I. – Nijkamp, P. – Rasmini, L.: Újonnan kibontakozó gazdaságföldrajz az EU-csatlakozó országokban. – <i>Rédei Mária</i>	320
--	-----

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	322
Szervezeti hírek – Közlemények	323

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Fellegi, I. P.: Korunk hivatalos statisztikáját érő hatások, kihívások. (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	325
Saebø, H. V. – Byfuglien, J. – Johannessen, R.: A minőség a Norvég Statisztikai Hivatalban. (<i>Marton Ádám</i>)	327
Belot, M. – van Ours, J. C.: A munkanélküliség és a munkaerő-piaci intézmények: empirikus elemzés. (<i>Szilágyi Éva</i>)	329
Kavonius, J. K. – Törmälehto, V.-M.: A háztartások aggregált jövedelme a mikro- és makroszintű statisztikában. (<i>Szász Kálmán</i>)	333

Huber, P. – Traistaru, J.: Regionális fejlődés és a munkaerő- piac alkalmazkodása Kelet-Közép-Európában. (<i>Retlich Béla</i>)	334
Bibliográfia	336

*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!

TÁRSADALMI NORMÁK ÉS ÉLETSTÍLUSOK*

BOGNÁR VIRÁG

A Központi Statisztikai Hivatalban (KSH) az 1986/1987. és az 1999/2000. években végzett életmód-időmérleg felvételek kimeríthetetlen tárházai az életmód vizsgálatoknak. A tanulmány arra keresi a választ, hogy az időfelhasználás szerkezeti elemzésében milyen társadalomszerkezeti magyarázómodellek alkalmazhatók. A cikk röviden áttekinti az utóbbi években folyó társadalomszerkezeti vitákat a szociológiában, melyek a mikro- és a makroszintet, valamint az „objektív” társadalomszerkezeti változókkal leírható társadalomszerkezeti modelleket állítják szembe az életstílusokat alkalmazó kultúraszociológiai modellekkel. Az elemzés tárgyai az otthonhoz kapcsolódó és a szabadidős tevékenységek, amelyekben a részvételt binomiális logisztikus regresszióval, a résztvevők időráfordítását pedig regressziós fa módszerrel, illetve klaszteranalízissel vizsgáljuk.

TÁRGYSZÓ: Időmérleg. Életmód. Társadalmi struktúra.

Az időfelhasználás statisztikai, közgazdasági és szociológiai kutatásai, az ún. időmérleg-felvételek (*Szalai* [1978]) a hétköznapi idő fogalmát alkalmazzák, és legtöbbször az időfelhasználás egyénhez kötődő meghatározóit keresik, amelyek adottságokként, korlátokként vagy esélyekként jelennek meg. Különösen értékes az időfelhasználás hosszabb idősorainak elemzése, amely képes megragadni az emberek életmódjának lassú, történelmi léptékű változását. Ez kétféleképpen is történhet: mikromodellekkel vagy a gazdaság makro-mutatóihoz mérhető időfelhasználási makromodellekkel (*Falussy* [2002]).

Jonathan Gershuny, angol szociológus, egy háromszintű általános szociológiai elméletrendszerrel vázol fel az időfelhasználás változásaival foglalkozó könyvében. Esmefuttatása a hétköznapi időből indul ki, és a társadalmi-történelmi-örök idő fogalmába torkollik, és e három dimenzió között szociológusként voltaképp már nem tesz különbséget (*Gershuny* [2000]).

Eszerint az időfelhasználás mikroszekvenciális elméletei mindennapi életünk cselekvéssorait tematizálják, felmutatva a hétköznapiakban ismétlődő minták sajátosságait, mint például a modern regényírás egyes technikáiban. A mikroaggregált elméletek

* A tanulmány a T033042 sz. OTKA kutatási program keretében készült. Köszönetet szeretnék mondani *Harcza Istvánnak* (KSH Társadalomstatisztikai főosztály), *Merkl Ildikónak* (KSH Társadalomstatisztikai főosztály) és *Waffenschmidt Jánosnének* (KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatósága), hogy lehetővé tették a cikk megírását.

kilépnek a hétköznapok világából, elsősorban cselekvési minták és magyarázataik foglalkoztatják például a klasszikus „racionális választás” ökonómiai magyarázómodelljét.

E kétféle megközelítésmód egymásba ágyazódik és végül eljutnak a makroszociológiai elméletekhez, melyek társadalmi intézményekhez és társadalmi normákhoz kötik a felfedezett mintákat, struktúrákat (*Gershuny* [2000]). A három modell illeszkedése természetesen nem tökéletes, de az egész struktúrán belül folyamatos oda-visszacsatolás (rekurzivitás) érvényesül: „A struktúrák és normák e magas szintű jellegzetességei befolyásolják az aktuális lehetőségek és kényszerek által alakított mintákat, melyeket napról napra megélünk, magában foglalva mindennapi cselekvéseink sorát. Ez a nagy rekuzió (visszacsatolás), amelyben a mindennapi élet mintái meghatározzák a társadalmi struktúrát, és fordítva a társadalmi struktúra meghatározza mindennapi mintáinkat.”(I.m. 82. old.)

Tekintettel a társadalomelméleti gondolkodás egyes említett lépésire az alábbiakban megkísérlem az időfelhasználás országos és budapesti 1986/1987. és 1999/2000. évi adatait összevetve elemezni. Fő kérdésem: mennyire támaszkodhatunk az időfelhasználás eltéréseinek magyarázatában a hagyományos társadalmi-gazdasági, demográfiai kategóriáinkhoz, és mennyiben indokolt ezektől elszakadva, az előzőkkel körülírható társadalmi csoportok helyett életmódcsoportokról, esetleg életstílusokról beszélnünk? Az egyéni cselekvők csoportjainak aktivitását, másképpen a hétköznapi élet tevékenységmintáit mennyiben befolyásolják a társadalmi normák? Felrajzolható-e a vizsgált otthoni és szabadidős tevékenységek sajátos mintáinak egységes és általánosan alkalmazható magyarázati modellje?

A munka és a tanulás világának feltételezett meghatározó szerepe háttértényezőként jelenik meg az elemzésben, amennyiben a gazdasági aktivitás független változóként bekerül, és fontossá válik a magyarázatban. További elemzés tárgya lehet, hogy a munka és a tanulás világát jellemző időfelhasználási szerkezetek milyen viszonyban állnak az otthoni és a szabadidős tevékenységek körére jellemző hétköznapi mintákkal és ott hogyan jelennek meg a társadalmi normák. Akár arra az eredményre jutunk, hogy a vizsgált területeken egységes modellek működnek, akár arra, hogy eltérők, annak mindenképpen jelentősége van a társadalmi kohézió és integráció értelmezésében. E kohézió hiányosságai magyarázhatók azzal, hogy az említett hétköznapi minták nem kapcsolódnak egymáshoz, ha az átjárás közöttük nem gördülékeny.

AZ ÉLETSTÍLUS FOGALMÁNAK ELMÉLETI KÖVETKEZMÉNYEI

A szociológiában az életmódcsoportok, életstílusok elemzése a kezdetektől jelen van, a modern társadalmak klasszikusaitól *Georg Simmeltől*, *Max Webertől* kezdve, az osztályelmélet megújítóján, *Pierre Bourdieu-n* át, a késő modern társadalmak esszéisztikus elméletalkotójáig, *Georg Schulze-ig*. Az elmúlt évek szakirodalmában erősen elszakadt egymástól a makro- és a mikroszint elemzése és a közöttük fennálló kapcsolatok kutatása, ami az angolszász szociológiában nagy vitákhoz vezetett, noha az első három példaként említett szociológusnál valaha részletes kidolgozást nyert. Az utóbbi évtizedek életstílussal foglalkozó (elsősorban német) szakirodalma többnyire nem törekszik az elméleti

premisszák kidolgozására.¹ E munkák többsége abból indul ki, hogy a jelen korban a hagyományos társadalmi egyenlőtlenségekre épülő rétegződési struktúrát az életstílusok horizontális tere váltotta fel, így megnövekedtek a kultúraszociológia feladatai, melyek közül a legelső az új helyzet leírása (*Hradil* [1996] 17–18. old.)

Az életmód, életstílus, életvitel² és a velük jellemezhető csoportokon általában az életcélok, értékek és a preferenciák közös sémáival leírható – legtöbbször „virtuális”, azaz csoporttudattal, közös kommunikációs struktúrákkal nem rendelkező – aggregátumok értendők, melyeket empirikusan leggyakrabban a szabadidős tevékenységek és a fogyasztás jellemzőin keresztül határoznak meg.

E kutatások egyik sokat vitatott hiányossága, hogy a szemantikai, kérdőíves és egyéb adatgyűjtések nyomán létrejött empirikus anyag számítógépes „varázslattal” előállított életstílussémái „virtuálisak”, azaz nem köthetők sem a szociológia hagyományos osztályfogalmához (érdekhez kötött), és nem teljesítik a szociálpszichológia csoportfogalmának minimális kritériumait sem (taglétszám, tartósság, interakciók gyakorisága, csoporttudat). Ezekre az érvekre kétféle kiindulópontból adható válasz: vagy ragaszkodunk a későmodern társadalmak „valóságának virtualitásához”, vagy megelégszünk azzal, hogy az életstílus-csoportokhoz tartozás olyan jellemzőkkel rendelkezik, amelyek lényegesek a szűkebben vett csoportok hovatarozása szempontjából.

Lényeges kérdés, hogy milyen a viszony a hagyományos szociológiai független változók (foglalkozási presztízs, iskolai végzettség, életkor, nem, jövedelem) és az életstílus-sémák használhatóságát illetően a függő változók magyarázatában. Az újabb német elemzések azt mutatják, hogy a mindennapi élet viselkedésmintáit (az életstílussémák mellett) legalább olyan jól magyarázza az iskolai végzettség és az életkor egyszerű kétváltozós modellje. (Például: *Hartmann* [1999] 175–286. old., összefoglaló kritikai megjegyzések az életstílus-kutatásokról: *Meyer* [2001], és válaszok: *Hradil* [2001], *Schulze* [2001].) A vertikális és a horizontális társadalmi-rétegződési-modellek tehát nem valószínű, hogy egymást váltották volna, mindkét szerkezeti felfogás hipotéziseinek igazolására van példa az empirikus társadalomkutatásban.

Az „életstílus” fogalmának „karrierje” és a tágabb értelemben vett kultúraszociológiai magyarázatok előtérbe kerülése nem feltétlenül arra utal, hogy a későmodern társadalmakban a gazdasági egyenlőtlenségekre építő magyarázatoknak kisebb, a kulturálisoknak nagyobb jelentősége van. E társadalom sajátossága inkább abban áll, hogy a benne élők

¹ E kutatásokról jó összefoglalót ad: *Hartmann* [1999], 15–174. old. *Manfred Garhammer* ugyanakkor cikkében annak jár utána, hogy milyen elméleti következményekkel jár az életstílus-fogalom alkalmazása. Tézise szerint, az osztálykereteken túlnyúló életstílus-fogalom ténylegesen egy fejlett és szociálisan érzékeny kapitalizmus jelenlétét feltételezi, ahol a bérből és fizetésből élők életüket saját maguk által meghatározott életcéljaik szerint rendezhetik be. (*Garhammer* [2000] 297. old., 305. old.) Ez a felfogás azt feltételezi, hogy az élet csak akkor válhat hangsúlyosan „stíluskérdéssé”, ha az alapvető létfeltételek megteremtése, a létbizonytalanság fizikai értelemben már nem kérdés, egyébként szabad választás előtt állunk életcéljainkat illetően. E kijelentéssel szemben meggondolandó, hogy a fizikai szükségletek figyelmen kívül hagyásának érzete (lehetősége?) – számos primitív nép antropológiai kutatására utalva – nem feltétlenül függ össze a későkapitalista gazdasági berendezkedéssel, hanem a társadalmi cselekvők és intézményeik percepciójához kötődik.

² E fogalmakat a magyar szakirodalomban *Utasi Ágnes* rendezte hierarchikus rendbe, aki szintén az ember szükségletkielégítési szintjeiből indult ki. Eszerint az életmód olyan összefoglaló kategória, amely a szükségletek kielégítésének társadalmilag meghatározott módját jelenti, míg az életstílus a csoportjelleg által meghatározott szint, ahol már nem lényegesek az anyagi, gazdasági akadályok, és amely elvezet az individuális, a hagyományos közösségektől függetlenedett életminőség szintjéhez (*Utasi* [1984]). A fogalmakról áttekintést ad: *Ékes* [2002] 15–32. old. A strukturális és a kulturális hatások kereszteződését, és emellett az életmód folytonos változását feltételező, az értékek felől induló kutató *Losonczy Ágnes*. A kulturális minták és a társadalmi struktúra egymásra hatása (!) érdekli, és feltételezi, hogy ebben a folyamatban a társadalom egymás melletti és alatti rétegei között az életmódelemek ide-oda mozognak. Ezzel végső soron azt is állítja, hogy az életmód kutatása segíthet feltérképezni a strukturális változásokat (*Losonczy* [1977] 45. old.).

hétköznapi magatartásmintáit befolyásoló struktúrák szintjén a szemantikai szint, ha úgy tetszik a stiláris kérdések válnak fontossá (végső soron ezzel foglalkoznak az életstílusokkal operáló elemzések). A következő megválaszolandó kérdés, hogy mindez milyen viszonyban áll a gazdasági egyenlőtlenségekkel.

A továbbiakban az otthonnal kapcsolatos és a szabadidős tevékenységekre fordított idő leírásában és elemzésében feltételezem, hogy mind a hagyományos társadalmi-demográfiai és gazdasági magyarázóváltozók, mind az életstílus-jellemzők fontosak. Az elemzésben nem használok konkrét életstílusmintákat, csupán a szabadidőeltöltési mintákról feltételezem, hogy szerves alkotói az életstílusoknak. A konkrétan leírható életstílusjellemzők vizsgálata bizonyos szempontból talán hasznosabb is, mint olyan életstílusmintáké, melyekben többféle jellemző hatása keveredik. E megfontolások mögött az a feltételezés húzódik meg, hogy a mindennapi élet szövevényesebb, sem hogy egyetlen életstílus-mintával leírható legyen, azaz a munka, az otthoni tevékenységek és a szabad idő világában működő struktúrák eltérő jellegűek lehetnek.

AZ OTTHONI TEVÉKENYSÉGEK ELEMZÉSE

Az elemzésben a hétköznapi világának egyik szeletét vizsgálom: az otthonnal kapcsolatos tevékenységeket, ezen belül a gyermekekre fordított időt és a szabad idő bizonyos részeit.³ A fő hipotézis szerint feltételezem, hogy a vizsgált időszak két végpontján, 1986/1987-ben és 1999/2000-ben az időfelhasználás szerkezetében a hétköznapi élet említett területein megváltoztak a magyarázó tényezők. Feltételezhető, hogy az otthonnal kapcsolatos tevékenységeket, de még inkább a szabadidős tevékenységeket kevésbé tudjuk megmagyarázni hagyományos társadalmi szerkezeti jellemzőkkel (iskolai végzettség, foglalkozási réteg, életkor), mint korábban, mert – ezektől függetlenül – fontossá vált a jellegzetes életstílusok szerepe. A hétköznapi minták megváltozásával összhangban feltételezhető a társadalmi normák átalakulása is.

Az adatbázis a KSH 1986/1987. és 1999/2000. években végzett időmérleg-felvételének egyéni időmérlegnaplói alapul. Mindkét felvétel egy éven keresztül folyt, az összeírók a négy évszak során egy-egy alkalommal keresték fel a kérdezetteket, akik egy kijelölt napjukról készítettek részletes naplót. Az elemzés során végig azokat a tevékenységeket vizsgálom, melyek a bejegyzések szerint az egyének egy-egy átlagos napján előfordultak. Az időfelhasználás figyelembe vett jellemzője a tevékenység végzése/nem végzése (a *B* mutató), valamint a tevékenységet végzők időráfordítása (a *C* mutató).⁴ Az időmérleg-felvétel adatai reprezentálják a 15–84 éves népességet és a felvétel lebonyolí-

³ A vizsgált időmérleg-felvételekben a főbb tevékenységcsoportok a következők: *Kereső-termelő tevékenység*: fizetett munka, nem fizetett és önkéntes munka. Tanulás. Otthonhoz kapcsolódó tevékenység: hagyományos háztartási munka, karbantartó munka, vásárlás és szolgáltatás igénybevétele, gyermekek ellátása. Közlekedés. *Fiziológiai szükségletek*: alvás, étkezés, testi higiénia, passzív pihenés. *Szabad idő*: társas szabadidőeltöltés, vallásgyakorlás, szórakozás, olvasás, rádió-, zenehallgatás, tévénézés, videózás, fizikai rekreáció, hobbik, egyéb.

⁴ Lásd részletesebben a KSH időmérleg-felvételek teljes módszertani dokumentációit: Az 1986-87. évi magyar időmérleg-felvétel és teljes dokumentációja. I–II. kötet; 1990; Az 1999/2000. évi életmód-időmérleg felvétel módszertani dokumentációja, I. kötet; 2001. A cikk további részében rövidítésként csak a felvétel hosszabb időszakait kitevő 1986 és 2000 évekre hivatkozom. A logisztikus regresszióval a 15–84 éves népességet, a regressziós fa elemzéssel és a klaszterezéssel a 15–74 éves népességet vizsgálom. A 15–74 éves népesség körében az országos minta elemszáma 1986/1987-ben, illetve 1999/2000-ben: 38 238, illetve 39 510 időmérleg-napló, Budapesten 5 054, illetve 7 818 időmérleg-napló.

tásának időszakait. A személyeket a mikrocenzus-felvétel lakásmintája alapján és a háztartások egy-egy tagjának kijelölésével választották ki.

A fő hipotézisben megfogalmazott feltételezés statisztikai cáfolatára háromféle elemzési technikát alkalmaztam. Az időfelhasználás sajátosságainak magyarázatakor nem feltételeztem egyetlen általánosan érvényes modellt érvényességét. Először is különválasztottam annak megítélését, hogy mi magyarázza azt, hogy valaki végzi-e az adott tevékenységet otthonában vagy szabad idejében attól, hogy amennyiben végzi, mennyi időt fordít rá. Az elemzés első lépésében így a binomiális (kétértékű) logisztikus regresszió módszerével arra kerestem választ, hogy a felvételben szereplő, és általánosan használatos magyarázóváltozók szerint a változók milyen tipikus szerkezetei befolyásolják egy tevékenység végzését vagy nem végzését.

A második lépésben a regressziós fa módszerrel⁵ már csak azokat vizsgáltam, akik végezték az adott tevékenységet. Ezzel az eljárással kimutatható, hogy az egyes tevékenységeket végzők időráfordításában meglévő különbségek alapján milyen tipikus csoportok választhatók szét. A regressziós fa modell két lényeges előnye, hogy az egyes magyarázóváltozókat a rekurzív szétválasztás logikájával rendezi ágrajzzá, így a bevont magyarázóváltozók egyes kategóriáit kiragadja, és ha szükséges, azokat bontja tovább. A változók, illetve a küszöbértékek meghatározásánál azt az osztályozást részesítjük előnyben, ahol a csoporton belüli négyzetösszeg (within groups sum of squares) kisebb. Ha például az adott tevékenységre fordított idő nagysága szerint szignifikánsan különbözők a nők és a férfiak adatai, akkor a mintában a nemek szerinti hovatartozás okozza a legnagyobb megmagyarázható eltérést, és a regressziós fa az első elválasztáskor férfiakra és nőkre bontja a mintát. Amennyiben például a férfiak csoportján belül a figyelembe vett többi független változó egyike sem hoz létre elkülöníthető csoportot, a fának ez az ága nem bomlik további ágakra. A másik ágon, ha a nők körében jól elválnak egymástól az adott tevékenységre fordított idő szerint a fiatalok és az idősek, akkor egy újabb kor szerinti elágazásra kerül sor. A modellben maximálhatjuk a lehetséges elválasztások számát. (Ebben az esetben mi hét létrehozott csoportig végeztünk szétválasztásokat.)

Tehát nem a magyarázóváltozók némiképp elvont szintjén kapunk választ arra, hogy például az iskolai végzettség változó összességében mennyit magyaráz az időfelhasználás szóródásából, hanem a változók egy vagy több kategóriája (az időfelhasználás alapján képzett aggregátumok) képezik a faszerkezet egyes ágait, gallyait. Továbbá jól kimutatható az is, ha egyes magyarázóváltozók, illetve kategóriáik csak a minta kisebb részén bizonyulnak szignifikánsnak, ami az időfelhasználás esetében tipikusnak mondható. Feltételezzük, hogy az így kapott „csoportszerkezet” segít majd választ találni arra a kérdésre, hogy eddigi társadalomelméleti ismereteink alapján összekapcsolódnak-e ezekkel a csoportokkal a társadalmunkban a normák, avagy sem.

Az elemzés harmadik lépésében megkísérlem továbbgondolni egy korábbi munka – a szabadidős tevékenységek klaszterezéssel képzett mintáinak és azok regressziós fa elemzéssel vizsgált osztályainak elemzése – tanulságait a fenti hipotézisek fényében. („Jellegetes szabadidő-eltöltési minták”, *A Budapesten élők...* [2003] 111–122. old.)

⁵ A tanulmányomban használt regressziós fa elemzések elkészítésében közreműködött *dr. Kabos Sándor* (ELTE Szociológiai és Szociálpolitikai Intézet), matematikus (*Kabos* [2003]). Itt hivatkozott munkája tartalmazza a módszerről általa készített függelékét, továbbá a budapesti szabadidős tevékenységekről készített ágrajzokat (lm. 98–110. old. és 138–147. old.) További irodalom: *Breiman et al.* [1984], *Venables–Ripley* [1999], *Ihaka–Gentleman* [1996].

A tevékenységekben való részvétel

Első lépésben az otthonnal kapcsolatos és a szabadidős tevékenységekben való részvétel eltéréseinek magyarázatára teszek kísérletet a binomiális regresszió módszerével. A binomiális vagy kétváltozós logisztikus regresszió a dichotóm független változó és a folytonos, illetve a kategoriális magyarázóváltozók közötti lineáris kapcsolatok erősségének és irányának vizsgálatát célozza. A módszer olyan regressziós paraméterbecslést alkalmaz, amelynek során keressük, hogy az adott minta milyen feltételek esetén a legvalószínűbb. A maximális valószínűséget a likelihood függvény logaritmusának maximumával határozzuk meg. (Lásd a binomiális regresszióról: *Agresti* [1990], *Fienberg–Holland* [1975], *Haberman* [1979].)

A kiinduló hipotézis szerint egyrészt azt feltételezem, hogy 2000-ben 1986-hoz képest kevésbé sikerül a hagyományos vertikális társadalmi szerkezeti ismérvek segítségével megbecsülni, hogy valaki végez-e bizonyos otthoni vagy szabadidős tevékenységeket. A kétértékű függő változók az első csoportban: *a)* részvétel az otthonhoz kapcsolódó tevékenységekben összesen; *b)* részvétel a háztartási munkában, a karbantartó munkában, a vásárlás és szolgáltatás igénybevételeiben, és a gyermekek ellátásában. Másrészt vizsgálom a részvételt az alábbi szabadidős tevékenységekben mint függő változókat: társas szabadidőtöltés kizárólag ismerősökkel, újság- és folyóirat-olvasás, valamint internethasználat, könyvolvasás, rádió- és zenehallgatás, tévézés és videózás, szobanövények és kedvenc állatok gondozása, egyéb hobbik.

A magyarázóváltozók között olyan jellemzőket vettem figyelembe, amelyek az időmérlegnaplót kitöltő egyénhez kapcsolódnak és nem elsősorban az őt magában foglaló háztartás jellemzői, kivétel a háztartástípus, amelyben a kérdezt él. A foglalkozásiréteg változó, amelyet elméleti megfontolások alapján szívesen alkalmaztam volna, egyáltalán nem növelte a modell magyarázóerejét, így kimaradt az elemzésből. A hagyományos vertikális társadalmi ismérveknek tekintett változók, amelyek elsősorban a gazdasági egyenlőtlenségek meghatározó szerepére mutatnának rá: a gazdasági aktivitás és az iskolai végzettség. Az életstílusok fontosságára utalnak más, horizontálisan értelmezhető jellemzők: a nem, a gyermekszám, az életkor, a családi állás, a háztartástípus. Folytonos magyarázóváltozók: a korév, a 18 éves és fiatalabb gyermekek száma. Kategoriális magyarázóváltozók: a nem, a családi állás, a gazdasági aktivitás, a legmagasabb iskolai végzettség, a háztartástípus és a településtípus.

A modell illeszkedésének megítélésére kétféle R^2 alapú statisztikai mutatót választottam: a Nagelkerke-féle R^2 és az OLS R^2 vizsgálatát.⁶ A magyarázóerő meghatározásához az OLS R^2 értékét vettem alapul. (Lásd az 1. és a 2. táblát.) Az otthonhoz kapcsolódó tevékenységek esetében összefoglalva megállapítható, hogy a gyermekek ellátására fordított idő kivételével a modellek magyarázó ereje nem túl magas. Az OLS R^2 értékek 1986-ban és 2000-ben néhány kivételtől eltekintve nem térnek el számottevően. Az egyes tevékenységekben való részvételt/nem részvételt a bevont magyarázóváltozókkal eléggé különböző mértékben sikerült megbecsülni. 10–15 százalék között mozgott az otthonhoz

⁶ A Nagelkerke-féle R^2 a Cox–Snell-féle R^2 -en alapszik. Az utóbbi a nullmodell és az aktuális modell likelihoodjait hasonlítja össze, a Nagelkerke-féle R^2 -t pedig úgy kapjuk, hogy ezt az értéket osztjuk a mutató adott modellhez tartozó lehetséges maximumával, így az a legjobb illeszkedés esetén felveszi az 1 értéket. A modell illeszkedését még jobban jelző mutató az OLS R^2 . Ez egy olyan lineáris regressziós modellből származó statisztika, amelyben a függő változó a logisztikus regresszióból származó becslés valószínűsége, a független változó pedig az eredeti mért kétértékű változó.

kapcsolódó tevékenységek becslése összességében, és 20 százalék körül ingadozott a háztartási munka magyarázata a bevont változókkal. 10 százalék alatt maradt a karbantartó munka és a vásárlás, szolgáltatás igénybevételének modellje. Legnagyobb mértékben – 1986-ban 47–48 százalékban, 2000-ben 44 százalékban – a gyermekek ellátására fordított időt sikerült magyarázni, bár a későbbiekben látni fogjuk, hogy itt is inkább csak a „nyilvánvaló” demográfiai összefüggésekről van szó (például az életkor hatásáról).

1. tábla

A binomiális regressziós modell egyes R^2 értékei az otthonnal kapcsolatos tevékenységek esetén

Statisztikák	Otthonhoz kapcsolódó tevékenységek összesen	Háztartási munka	Karbantartó munka	Vásárlás, szolgáltatás igénybevétele	Gyermekek ellátása
			Ország 1986		
Nagelkerke R^2	0,255	0,349	0,153	0,096	0,601
OLS R^2	0,143	0,234	0,069	0,072	0,481
			Ország 2000		
Nagelkerke R^2	0,212	0,275	0,174	0,098	0,522
OLS R^2	0,113	0,175	0,064	0,021	0,435
			Budapest 1986		
Nagelkerke R^2	0,248	0,324	0,187	0,062	0,590
OLS R^2	0,136	0,214	0,083	0,047	0,467
			Budapest 2000		
Nagelkerke R^2	0,247	0,323	0,159	0,090	0,516
OLS R^2	0,143	0,221	0,044	0,067	0,437

A továbbiakban a modellekben szereplő magyarázóváltozók és kategóriáik regressziós paramétereit (B értékeit) és a hozzájuk kapcsolódó esélyhányadosokat ($\text{Exp}(B)$) vesszük figyelembe.⁷ Az esélyhányadosok értékeinek vizsgálatakor lényeges, hogy a többi figyelembe vett változó hatását kontroll alatt tartjuk. Az otthonnal kapcsolatos tevékenységekben való részvétel vizsgálata szerint 2000-ben kevesebb magyarázóváltozó volt szignifikáns a modellben, mint 14 évvel azelőtt. 1986-ban országosan minden bevont független változó érdemben hozzájárult a magyarázathoz, Budapesten a gazdasági aktivitás nem játszott szerepet, a háztartástípus viszont igen. A főváros esetében egyik időpontban sem volt szignifikáns az iskolai végzettség hatása, országosan viszont igen.

Ha a két időpont között összehasonlítjuk az esélyhányadosokat a legszembetűnőbb változás a nők esélyének csökkenése az otthonnal kapcsolatos tevékenységekben való részvételle: a figyelembe vett változók hatásának kontroll alatt tartása mellett a vizsgált napon 1986-ban a nőknek országosan kilencszer, 2000-ben már „csak” ötször akkora esélyük volt erre, mint a férfiaknak. Budapesten a megfelelő esélyhányados 1986-ban hét-

⁷ A Függelék tábláinak értelmezésekor tekintetbe kell venni, hogy az egyes kategóriális változók paraméterbecslései közül mindig kimarad egy referencia-kategória, amelyhez a többi kategóriához tartozó becslült érték viszonyítható. A kimaradt kategóriák ezért nem szerepelnek a táblák sorai között. (Lásd a Függelék 1–4. tábláit.)

szeres különbséget mutatott, 2000-ben csak négyszereset. Vagyis a fővárosban mérsékeltebben érvényesül a nők hagyományos társadalmi normáknak megfelelő részvétele az otthonnal kapcsolatos tevékenységekben, de a csökkenés mértéke az országoshoz hasonló volt. A nemek közötti eltérések mérséklődése figyelhető meg a részvételt illetően a háztartási munkákban, a karbantartó munkákban, a vásárlásban és szolgáltatások igénybevételeiben. Kivételt képez a gyermekek ellátásában való részvétel Budapesten, ahol az 1986. évhez képest a férfiak részvétele a gyermekekkel való foglalkozásban (a mesélésben és játékokban valamint a tanulásban) csökkent.

Az esélyhányadosokat országosan figyelembe véve a többi magyarázóváltozó közül a családi állás, a gazdasági aktivitás, az iskolai végzettség és a településtípus kategóriáihoz kapcsolódó hatások kisebb mértékben módosultak. A 2000. évi modellekből kihagyható lett volna a háztartástípus, míg 1986-ban fontos szerepet játszott. A részvételre országosan az otthonhoz kapcsolódó tevékenységekben valamelyest kevesebb esélye volt 2000-ben a gyeseen, gyeden levőknek, háztartásbelieknek, a tanulóknak és a foglalkoztatottaknak, ami ezen belül a hagyományos háztartási munkákban és a vásárlásban, szolgáltatások igénybevételeiben való csökkent részvételtől adódott. A budapesti mintán csak néhány változás bizonyult szignifikánsnak. Lényeges, hogy a gyermekek ellátásában való részvételt illetően változtak az esélyhányadosok értékei. Például ez a helyzet az iskolai végzettség esetében, ahol a modellben a nyolc általános és kevesebb végzettségűeket tekintettem referencia-kategóriának. Míg országosan 1986-ban ehhez a kategóriához viszonyítva a felsőfokú végzettségűek körében 2,8-szeres volt a kért esélye, hogy a gyermekek ellátásában részt vevő legyen, 2000-ben ez az eltérés már csak 1,7-szeres. Hasonlóképp, az érettségizettek és a szakmunkásképzőt, szakiskolát végzettek esélye is csökkent. A fővárosban 2000-ben az iskolai végzettség hatása csak a felsőfokú végzettségűek esetében volt szignifikáns.

2. tábla

A binomiális regressziós modell egyes R^2 értékei a szabadidős tevékenységek esetén

Statisztikák	Társas szabadidőtöltés kizárólag ismerősökkel	Újság-, folyóiratolvasás, Internet	Könyv-olvasás	Rádió-, zenehallgatás	Tévézés, videózás	Szobanövények, kedvenc állatok gondozása	Egyéb hobbik
	Ország 1986						
Nagelkerke R^2	0,109	0,069	0,110	0,151	0,023	0,058	0,052
OLS R^2	0,077	0,052	0,061	0,079	0,016	0,021	0,022
	Ország 2000						
Nagelkerke R^2	0,120	0,099	0,129	0,123	0,058	0,047	0,065
OLS R^2	0,082	0,073	0,069	0,048	0,032	0,025	0,030
	Budapest 1986						
Nagelkerke R^2	0,099	0,090	0,056	0,136	0,051	0,055	0,049
OLS R^2	0,070	0,067	0,036	0,072	0,037	0,023	0,022
	Budapest 2000						
Nagelkerke R^2	0,141	0,102	0,056	0,109	0,101	0,054	0,061
OLS R^2	0,096	0,075	0,036	0,049	0,054	0,030	0,030

A szabadidős tevékenységek végzését, illetve nem végzését gyakorlatilag alig sikerült a kiválasztott magyarázóváltozókkal becsülnünk. (Lásd a 2. táblát.) A modellek szignifikánsak a legtöbb esetben, de a magyarázóerő nagyon alacsony, 3 és 10 százalék között ingadozik. (Ezért a Függelékben eltekintettem a részletes táblák közlésétől.) Összefoglalóan a következők állapíthatók meg: messze nem olyan mértékben, mint az otthonhoz kapcsolódó tevékenységek esetében, de a szabadidős tevékenységek választásának magyarázatában is lényeges, hogy férfiról (jellemzőbb: a társas időtöltés, az újságolvasás, a rádió- és zenehallgatás, az egyéb hobbik), vagy nőről van szó (jellemzőbb: a könyvolvasás – kivéve Budapesten –, a kedvenc állatok, szobanövények gondozása). A nagy kivétel a tévézés, videózás, amelyben nincs szignifikáns eltérés a két nem között. Az életkor és a gazdasági aktivitás a 2000. évi modellekben nagyobb szerephez jut, a településtípus hasonló hatású, a 2000. évi modellekben országosan inkább az iskolai végzettség, a budapestiekénél az életkor magyarázó szerepe lényeges.

*Társadalmi normák az otthonnal kapcsolatos tevékenységeinkben*⁸

A következő lépésben az adott tevékenységet végzők időráfordítását vizsgáltam regressziós fa modellek segítségével. (Lásd a Függelék 1–10. ábráit. A Függelék tartalmazza a magyarázó változók listáját, valamint a regressziós fák értelmezéséhez szükséges magyarázatot is.) A modellek eredményeképpen kirajzolódó csoportokról, az elméleti megfontolások segítségével, eldönthető lesz, hogy hierarchikus társadalomszerkezeti ismérvekhez, gazdasági egyenlőtlenségekhez, vagy inkább életmódcsoportokhoz köthetők-e.

Elsőként az otthonnal kapcsolatos tevékenységekre fordított idő eltéréseit vizsgáltam. (Lásd a Függelék 1–4. ábráit.) Az országos és a budapesti adatok elemzésének megfelelően mindkét időszakban a legegységesebben elkülönülő csoportot a – nőknél számottevően kevesebb otthonhoz kapcsolódó tevékenységet végző – férfiak egységes tömbje alkotja, akik az időráfordítás nagysága szerint nem oszlanak modellünk szerint sem gazdasági aktivitás, sem életkor vagy bármilyen más figyelembe vett magyarázóváltozó szerint további, kisebb csoportokra.

Minden esetben elkülönül a többi csoporttól a gyesen, gyeden levő nők magas időráfordítása az otthoni tevékenységekben. Ez egy szociálpolitikai adottság, ami már hosszú évek óta mindennapi életünk része, de mégis egy sajátos történelmi adottságként fogható fel.

A budapesti modellekben a nők fennmaradó része többek között életkor szerint oszlik az ágrajz egyes pontjain további alcsoportokra. A korcsoport súlya a korábbi időszakra még inkább jellemző, míg 2000-ben lényeges szerepet játszik, hogy él-e a háztartásban 19 év alatti gyermek.

Mindegyik vizsgált modellben feltűnő, hogy a gyesen, gyeden levő nők kivételével a nők körében csaknem egyértelműen (a kivétel az 1986 budapesti ágrajz) elkülönülnek a gyermek családi állásúak, és Budapesten hozzájuk csatlakozik az egyedül álló nők népes tábora. Ebből két összefüggésre következtethetünk: nemcsak a férfiak összességükben, hanem a gyermek státusú nők szintén „privilegizáltak” a magyar társadalomban. Egy kis

⁸ Az otthonnal kapcsolatos tevékenységek közül vizsgáljuk az otthonnal kapcsolatos tevékenységeket összesen, és ezen belül a gyermekek ellátását, ugyanakkor a modell nem adott kielégítő magyarázatot, a vásárlás és szolgáltatások igénybevételek vizsgálatában.

adalék mindehhez, hogy Budapesten az egyedül álló nők is merik kissé „elhanyagolni” háztartásukat egyéb elfoglaltságaik javára.

Az említett összefüggések hátterében az elméleti magyarázat szintjén megállapíthatjuk: az otthonnal kapcsolatos tevékenységek végzésében a jellegzetes csoportok megléte elsősorban nem a mikromodellekhez köthető adottságok, esélyek, meghatározottságok szintjén ragadható meg, hanem tartósan fennálló általános társadalmi normákban, illetve társadalompolitikai adottságok/intézmények alakjában, vagyis ebben az esetben a gyese, gyed igénybevételének lehetőségében. Ilyen normákat képviselnek a férfi-nő szerepek, az ehhez kapcsolódó ideológiák, a gyermekek „kivételezettséghez” fűződő meggyőződés, és az egyedül álló nők elfogadott privilégiumai a nagyvárosban.

A regressziós fa modell elsősorban arra keresi a választ, hogy milyen jellegzetes különbségek ragadhatók meg az adott eloszláson belül, amit az ágrajz szemléltet. Az így meghatározott osztályok elkülönítésével sikerül a klasszikus regresszió analízishez hasonlóan az eltérések egy adott hányadára magyarázatot találni. Ebben az esetben ez mindkét vizsgált időszakban a variancia mintegy 30 százaléka volt.

A gyermekekkel összekapcsolódó társadalmi normák

A gyermekekre fordított időt vizsgálva első lépésben két csoportra osztható a népesség. A gyese, gyeden levők helyzetükből fakadóan – az említett társadalompolitikai adottságnak köszönhetően – az átlagosnál sokkal több időt fordítanak gyermekeikre. A kérdés az, hogy az ő körükben találunk-e és milyen jellegű további magyarázó tényezőket. 1986-ban ilyen elválasztó ismérvek bizonyul az iskolai végzettség: a magasabb (érettségi) iskolai végzettségűek több időt szánnak gyermekeikre és jellegzetesen elkülönülő csoportot alkotnak.

Előfordul még az 1986-os ágrajzokban az ennél jóval kézenfekvőbbnek tűnő korcsoport és gyermekszám változó is. 2000-ben Budapesten ennél is lényegesebb a korcsoport: a gyese, gyeden levők osztálya 15–29 évesekre, 30–39 évesekre és a 40 éves és idősebbekre oszlik. Minél idősebb kohorszba tartozik az édesanya, annál kevesebb időt szán gyermekére. 2000-ben az országos ágrajzon megjelenik a nagyvárosi környezet is mint elválasztó ismerv: a fővárosban vagy a megyeszékhelyeken élő gyese, gyeden levők időráfordítása magasabb az egyéb településtípusokban élőkénél.

Az ágrajzokkal (lásd a Függelék 5–6. ábráit) a 2000. évi helyzetet jóval kisebb mértékben sikerül megmagyarázni: míg 1986-ban a szóban forgó szerkezetekkel az eltérések mintegy 40 százaléka, 2000-ben már csak 20-30 százaléka fedhető le. A gyermekekre szánt időt tehát a már érintett társadalompolitikai adottságon kívül korábban az iskolai végzettség érettségi körüli szintje, míg napjainkban a nagyvárosi környezet és a nemzedéki hovatarozás befolyásolja. E két utóbbi ismerv kiemeli az ezredforduló életmódjának szétzoredezett-ségét földrajzi és életkori koordináták szerint. A magyar társadalomban mindkettő adottságnak tekinthető szemben olyan elvben választható vagy elérendő, megszerezhető dolgokkal, mint magas iskolai végzettség vagy előnyös munkaerő-piaci helyzet.

A gyermekek „magas” értékéhez, státusához kötődő társadalmi norma jut abban kifejezésre, hogy a résztvevők körében a gyermekekre fordított időt az említett társadalompolitikai, életkori adottságokon kívül kevéssé befolyásolják egyéb tényezők. Míg az előzőkben a részvétel vizsgálatában (abban, hogy valaki részt vesz-e a gyermekek ellátásában) a gazdasági aktivitás magyarázó szerepe lényeges mértékű volt, a gyermekekre for-

dított időt hosszú idő óta meglevő társadalmi normák, ideológiák szerint alakítjuk, ezek befolyása lényeges az egyéni stratégiákra.

Életmódcsoportok és más társadalmi rétegek a szabad idő eltöltésében⁹

A szabad idős tevékenységek végzőinek körében a regressziós fa módszerrel a különbségek sokkal kisebb hányadát sikerült lefednünk, mint az otthonnal kapcsolatos tevékenységek esetében, ami máris arra utal, hogy ezen a területen gyengébb a tipikus csoportképződés hagyományos társadalmi kategóriáink szerint, és így kisebb az egész társadalmat befolyásoló normák egységes hatása. Az alábbiakban áttekintjük a regressziós fák főbb jellegzetességeit. (A Függelék 7–10. ábrái példákat mutatnak be néhány szabadidős tevékenységre.)

A vizsgált időszakban a szabad időn belül súlyában és mértékében előtérbe került a televíziózás és videózás. Az 1986. évi néhány százalékihoz viszonyítva magasabb az eltérések megmagyarázott hányada mind országosan (8,9%), mind Budapesten (12,9%). A két ágrajz ugyanakkor eléggé hasonló. Több szabad idejükből adódó legmagasabb percértékeikkel jellegzetes csoportot képeznek a nyugdíjasok, munkanélküliek és egyéb inaktívok, és körükben kicsit mérsékeltebb „képernyőfogyasztók” a felsőfokú végzettségűek. A gyesen, gyeden levők, a foglalkoztatottak és a tanulók – képernyőfogyasztó csoportjai csökkenő sorrendben: a felsőfokúnál alacsonyabb végzettségűek körében a gyermektelenek és egygyermekesek, a sokgyermekesek, a kétgyermekesek, és végül maguk a felsőfokú végzettségűek.

A könyvolvasók időfelhasználását vizsgálva – ahol egyébként a modellek által megmagyarázott rész jóval kisebb – 2000-ben 3-4 százalék körüli – részben ismerős csoportokat láthatunk: megjelenik az említett gazdasági aktivitás szerinti elválasztás (a nyugdíjasok erősebb kötődésükkel a könyvhöz), előbukkannak az intenzívebb könyvfogyasztónak számító felsőfokú végzettségűek, és itt is leválik a három- és többgyermekesek csoportja. Épp ezek a jellegzetes csoportok kerültek be az újság- és folyóirat-olvasók ágrajzába is, amellyel szintén csak az eltérések néhány százalékát sikerült magyarázni.

Viszonylag alacsony fogyasztóknak számítanak a rádió-, zenehallgatók körében is a sokgyermekes háztartásokban élők. Az ágrajzok „szokás szerint” leválasztották az időseket vagy a nyugdíjasokat, munkanélkülieket és más inaktívokat, akik közül egy következő lépésben még kiemelték a felsőfokú végzettségűeket. A másik ágon, szintén az eddigi „mintának” megfelelően, gyermekszám és felsőfokú végzettség szerint történtek elválasztások.

Ezen túl a három- és többgyermekesek szűk csoportja a hobbitevékenységeken belül a kedvenc állatokkal, növényekkel való foglalkozás terén is a legalacsonyabb „időfogyasztók” közé tartoztak, és ellenkezőleg a barátokkal, ismerősökkel töltött időt tekintve a legmagasabb „időfogyasztók” közé. Az 5-8 százalék közötti hányadot magyarázó barátokkal, ismerősökkel töltött időt tekintve lényeges elválasztás még a családi állás: a gyermek, rokon és egyedül állók csoportja tagolódik további alágakra, többek között iskolai végzettség és aszerint, hogy hány gyermek él a háztartásban. Ugyanakkor a 2000-

⁹ A szabad időn belül a regressziós fa módszerrel az alábbi résztvékenységeket magyaráztuk: televíziózás és videózás, könyvolvasás, rádió és zenehallgatás, újság- és folyóiratolvasás, társas szabadidőtöltés barátokkal, ismerősökkel, végül a kedvenc állatokkal, szobanövényekkel töltött hobbitevékenység. Nem kaptunk kielégítő megmagyarázott hányadot az egyéb hobbitevékenységek, a családdal töltött társas szabad idő, és a séta modelljében. Végül pedig ezzel a modellel nem vizsgáltuk a szabad időben relatíve ritkán végzett tevékenységeket: vallásgyakorlás, szórakozás, kirándulás, testedzés, egyéb.

ben 4 százalék körüli, 1986-ban többet lefedő házi kedvencekkel töltött idő magyarázatában is lényegesek voltak a fent említett csoportok.

Az eredmények értelmezését segíti, hogy a tevékenységek modelljeiben többször hasonló „életmódcsoportok” rajzolódtak ki a hagyományos magyarázóváltozók tárházából származó elválasztások mentén. Mindez arra is utal, hogy a szabad idő eltöltésében is léteznek olyan struktúrák, amelyek a mikroaggregált szinten a cselekvési mintáinkat valószínűleg befolyásolják. A modellekhez tartozó magyarázati érték hányada akkora, hogy az felveti az értelmezés szükségességét, de mégsem tekinthetjük ezeket a struktúrákat az egyetlen lényegi meghatározónak.

Ezért fordultam még egy harmadik módszerhez, a (*K*-középpontú módszerrel végzett) klaszterezéshez, és kötöttem össze végül a regressziós fa elemzésekkel, hogy képet nyerjünk a cselekvésmintáinkat befolyásoló struktúrák jellegzetességeiről és közvetve arról a módrról, ahogyan azok kifejtik hatásaikat. Azt feltételeztem, hogy ellentétben az otthoni tevékenységekkel – ahol amint láttuk, a társadalmi normák hatása a hagyományos struktúra keretein belül érvényesül – a szabad idő esetében más a helyzet, itt a tevékenység választásának és végzésének önmagában lényeges mintaképző ereje van a társadalmi struktúra általában figyelembe vett ismérvei (iskolai végzettség, gazdasági aktivitás, nem stb.) mellett.

A klasztereket aszerint képeztem, hogy a kérdezettek időmérlegnaplóiban előfordult-e az adott tevékenység (*B* mutató), és a szabadidőn belül mekkora súlyt foglalt el (aránymutató, százalék). A modellben így azok kerültek egy klaszterbe, akiknek szabad idejében hasonló tevékenységek domináltak és a szabad idejükben ezek hasonló súlyt jelentettek. A klaszterek képzésekor a napi szabad időn belül jelentősebb szerepet játszó szabadidős aktivitásokat vettük figyelembe, melyek országosan időszakonként egy-egy klaszter kivételével a szabad idő közel 95 százalékát lefedték.

A szabadidő-eltöltési mintákat tekintve a klaszterezéssel olyan homogén csoportokat, illetve mintázatokat kaptunk, amelyek az alkalmazott mikroaggregált szinten a szabadidős tevékenységek csoportképző jellegét feltételezik.¹⁰

Öt országos, és hat budapesti klasztert készítettem 1986-ra és 2000-re. A két modell némileg eltérő, így indokolt a fővárosi, nagyvárosi jellegzetességeket tartalmazó osztályokat is bemutatni.¹¹ Az öt országos klasztert vizsgálva mind 1986-ban, mind 2000-ben mérvadó a televíziózásra, videózásra fordított aktivitás központi szerepe az életmódban. Ugyanakkor bármennyire is meghatározó a televíziózás, az egyéb szabadidős aktivitások átszínezik életünket, és jellegzetes életmódmintázatokat hoznak létre. Egyedül a tévézési, videózási aktivitás nem képes meghatározni az életmódcsoportokat.

A további klaszterek közötti alapvető különbség 1986-ot és 2000-et összevetve, hogy míg korábban a kevés tévéző aktivitáshoz – a szabad időn belüli 13, 15, 17, illetve 22 százalék tévézéshez – járultak jellegzetes tevékenységek, a 14 évvel későbbi időszakban viszont a közepes mértékű tévéző aktivitáshoz – a szabad időn belüli 24, 26, 29, illetve 35 százalék tévézéshez – társultak az egyéb tevékenységminták.

¹⁰ Empirikus statisztikai vizsgálat útján – még szintén a mikroaggregált szinten – a network-elméletből kiindulva vizsgálhatnánk, hogy a klaszterezéssel képzett homogén csoportok tagjai milyen kommunikációs kapcsolatban állnak egymással. Az egymás közötti és a külvilággal bonyolított kommunikációs struktúrák valószínűsítének, hogy életmódcsoportokról van szó. Pontosabban azt feltételezzük, hogy a kommunikációs struktúrák az életmód és a társadalmi rétegek dimenziója alkotta téren belüli hálózatokat jelentenek, egy olyan magyarázó tényezőt, amely a modell segítségével alkotott „fiktív” életmódcsoportok kommunikációs viselkedését írja le. A kommunikációs struktúrák kutatása segít kideríteni hétköznapi életünk „titkait”, azokat a mintákat, esetleg társadalmi normákat, és azt a módot, ahogyan ezek befolyásolják életünket.

¹¹ A klaszterek részletes leírását lásd *A Budapesten élők időfelhasználása...* [2003] 111–122. old.

A 15–74 éves népesség megoszlása országos szabadidő-klaszterek szerint

1986/1987		1999/2000	
Klaszter	Százalék	Klaszter	Százalék
Sokat tévéző	49,3	Sokat tévéző	58,2
Keveset tévéző és családcentrikus barátok	30,4	Közepesen tévéző és családcentrikus barátok	28,2
könyvolvasó	7,7	hobbikedvelő	7,7
satjófogyasztó	6,7	rádiós	3,7
Összesen	5,9	Összesen	2,2
	100,0		100,0

A nagyobb életmód-klaszterek esetében jellemző az időszerkezet kristályosodása egy-két főbb tevékenység körül, míg a kisebb klaszterek sokszínűbbek tevékenységszerkezet szempontjából, ám méretük összezsugorodott. A könyvolvasó klaszter eltűnt, és más „alternatív” klaszterekbe olvadt be. A családcentrikus klaszterben csökkent a családdal töltött szabad idő. Új kisklaszterek jöttek létre, amelyek arra utalnak, hogy a lakosság nagy többségére jellemző életmódokkal szemben csak szűkebb rétegek jellemezhetők alternatív és sokszínű jellegzetes tevékenységekkel: a két kisklaszter középpontja 1999/2000-ben a hobbik és a rádió-, zenehallgatás voltak, melyek a jövőben esetleg tovább növekednek majd, de el is tűnhetnek. A kisklaszterek súlypontja eltolódott a hagyományos „írásbeli” kultúra két jellegzetes tevékenységéről, a sajtófogyasztásról és a könyvolvasásról, melyek korábban önálló klasztereket képeztek. Ugyanakkor mindkét hagyományos kultúrafogyasztási minta továbbél más aktivitásokkal összekapcsolódva és a korábbi csoportokba beolvadva.

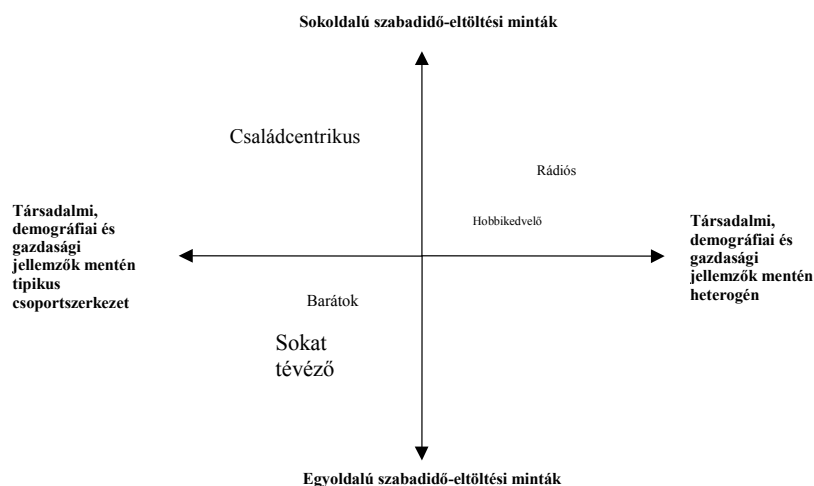
Az országos szabadidő-klaszterek vizsgálata regressziós fa módszerrel arra a kérdésre ad választ, hogy a hasonló szabadidő-eltöltési minták alapján képzett csoportok körében hagyományos társadalmi-gazdasági, demográfiai változók mentén elkülönülnek-e egyes csoportok. Az országos adatokra vonatkozó ágrajzok szerint a válasz: igen, de korlátozott mértékben. A fő előforduló elkülönítő tényezők a gyermek, egyedülálló (esetleg egyéb inaktív) együtt szemben a más családi állással, a nyugdíjas és tanulói gazdasági aktivitási státus a többiekhez viszonyítva, és az iskolai végzettségi kategóriák közül az érettségi, a főiskolai egyetemi végzettség megléte. A vizsgált öt országos klaszter közül a szabadidős tevékenységek sokszínűségi foka szerint egyre homogénizálódó „sokat tévéző”, és a „barátok” klaszter, valamint a „családcentrikus” (a 2000-ben legsokszínűbb tevékenységmintát mutató) klaszter a gyermek családi állás és az iskolai végzettség szerint a felsőfokú végzettség és az érettségi megléte alapján írható le tipikus csoportszerkezetekkel.

A sokat tévézőket kizárva a modellből a „hobbikedvelő” klaszter 8,8 százalékos arányú az ország egész népességének körében; ugyanakkor a nyugdíjasok és a tanulók esetében 13 százalékos, ezen belül pedig az egyetemi végzettségűek között 20 százalékos képvisel. A „hobbikedvelőkhöz” hasonlóan sokszínű „rádiós” klaszter még ennyiben sem írható le tipikus szerkezettel, mindössze csak a nyugdíjas, a tanuló és egyéb gazdasági aktivitási státusúak különülnek el a többiektől, a modell további csoportokat nem válasz-

tott le. Az 1. ábra mutatja a csoportok elhelyezkedését a szabadidő-eltöltési minták sokszínűsége és a társadalmi csoportszerkezet megragadhatósága alapján képzett térben.¹²

A budapesti mintán hat csoportból álló klaszter-modellt képeztünk mindkét időszakban. Alapvetően azért kellett nagyobb klaszterszámot választani a főváros esetében, mint országosan, mert az ötkategóriás és kisebb modellek nem fedték le kellő mértékben a mintát.

1. ábra. Országos szabadidő-klaszterek meghatározása homogenitás-heterogenitás szerint, 1999/2000



Míndez azt támasztja alá, hogy a fővárosban sokrétűbbek a szabadidős tevékenység alapján kirajzolódó életmódcsoportok, és megerősíti azt az általánosabb elméleti hipotézist, hogy a nagyvárosok kialakulásuk kezdete óta az életvitel forrongó, kísérletező „műhelyei” voltak, sokszínűbb kultúrával rendelkeztek, mint az őket körülvevő nagyobb területi egységek.

A 15–74 éves népesség megoszlása budapesti szabadidő-klaszterek szerint

1986/1987		1999/2000	
Klaszter	Százalék	Klaszter	Százalék
Sokat tévésző	45,6	Sokat tévésző	43,1
Keveset tévésző és családcentrikus	27,0	Közepesen tévésző és sajtófogyasztó és sokoldalú	20,0
barátok	7,5	hobbikedvelő	4,1
könyvolvasó	10,2	könyvolvasó	8,6
sajtófogyasztó	6,0	Keveset tévésző és családcentrikus	9,5
hobbikedvelő	3,7	barátok és sokoldalú	14,7
Összesen	100,0	Összesen	100,0

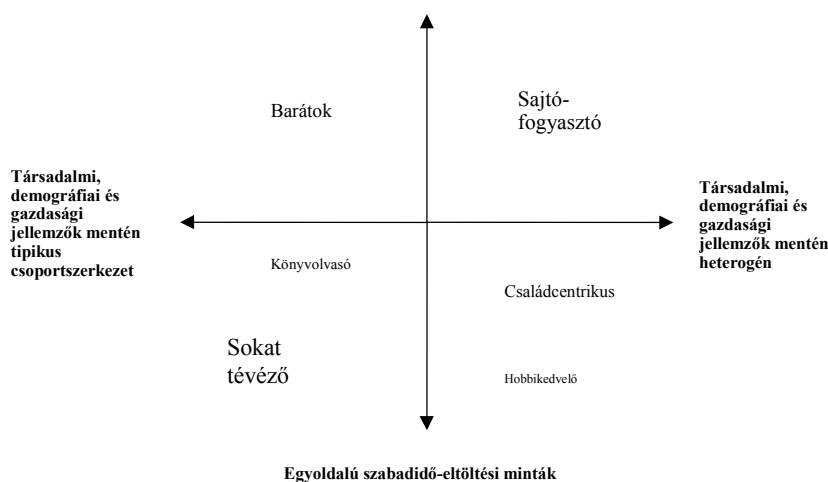
¹² A séma hasonlít Mary Douglas amerikai szociológusnak a világnézetek és társadalmi szerkezetek kapcsolatáról alkotott diagramjához, ahol a horizontális síkban az egyik végponton az egyéni értelmezések túlsúlya, a másikon pedig a csoportnyomás szerepel, a vertikális síkban pedig a közös és az egyéni osztályozási rendszerek az egyik, illetve a másik oldalon. Mary Douglas sémája az egyént és a közösséget helyezi a végpontokba mind a társas, mind az osztályozási rendszerek szempontjából (Douglas [1981] 79–98. old. és 87. old.).

A budapesti klaszterekről az elmondott két általános, nagyvárosokat jellemző hipotézis mellett összefoglalóan megállapítható, hogy a hagyományos és az újszerű szabadidős aktivitások keveredése jellemzi: a tévzés nem vonja olyan széles körben el a lakosságot az egyéb, színesebb életmód-lehetőségektől, mint országos átlagban. Hagyományosnak tekinthető és tovább él a „könyvolvasó” és a „hobbikedvelő” klaszter, és van két klaszter, amelynek a megnevezéséből sem hagyható el a „sokoldalú” jelző. Egyes klaszterekben a szabadidős tevékenységek – hasonlóan az országos tendenciákhoz – egyre inkább egy-két súlypont köré rendeződnek (homogenizálódás). A fővárosban több klaszterben is nyomon követhető az individualizáció erőteljesebbé válása: a „családcentrikus” klaszter összezsugorodásában, a „sokat tévző” és a „könyvolvasó” klaszter családi szabadidőtöltésének csökkenésében, valamint a „barátok” klaszter jellegzetességeiben.

A regressziós fa módszerrel végzett klaszterek vizsgálata arra hívta fel a figyelmünket, hogy a hagyományos szociológiai magyarázóváltozók mögött feltételezhető mintázatok, esetleges társadalmi normák és a tevékenységközpontú mintázatok együttesen jól leírják a szabad idő kitöltött teret. (Lásd a 2. ábrát.)

A klaszterezés és a regressziós fa módszerének összekapcsolásával a következőkben foglalhatók össze a szabadidős aktivitás jellegzetességei Budapesten. A fővárosban a két vizsgált időszakban azonos klaszter középpontokat határoztunk meg, azaz a szabadidő-eltöltés tipikus módjai lényegében nem változtak, súlyponteltolódások mégis megfigyelhetők. A 14 évvel ezelőtti helyzethez képest a tevékenységek szempontjából egységesülő, homogénebb csoportokról beszélhetünk a „sokat tévző”, a „könyvolvasó”, a „hobbikedvelő” és a „családcentrikus” klaszterek esetében. Emellett a „sajtófogyasztók” és a „barátok” klaszter sokoldalú szabadidős aktivitással is jellemezhető.

2. ábra. Budapesti szabadidő-klaszterek meghatározása
homogenitás-heterogenitás szerint, 1999/2000
Sokoldalú szabadidő-eltöltési minták



E tipikus csoportok némelyike társadalmi, demográfiai és gazdasági jellemzők szerint inkább heterogénnek tekinthető, azaz kevésbé írható le hagyományos társadalom-

statisztikai jellemzőkkel. E jellemzők szempontjából tipikusan meghatározhatók a „sokat tévéző”, a „barátok és sokoldalú” továbbá a „könyvolvasó” klaszterek, míg a „sajtóforgyaszító és sokoldalú”, a „családcentrikus” valamint a „hobbikedvelő” klaszterek a fenti szempontból heterogének.

*

A tanulmányban a hétköznapi időfelhasználást strukturáló társadalomszerkezeti és életstílus-jellemzőket igyekeztem leírni, és választ keresni arra, hogy ezek miként illeszkednek egyes társadalmi normákhoz. Az otthonhoz kapcsolódó tevékenységeken belül, különösen a hagyományos háztartási és karbantartó munkák esetén, érzékeltük a tevékenységek határozott kettéosztottságát férfias és nőies tevékenységekre, méghozzá időben stabilan fennálló módon. Ugyanakkor 1986-hoz képest a férfiak részvétele nőtt a hagyományos háztartási munkákban. A háztartási munkák végzésében szintén a férfiakhoz hasonló „kivételes” helyet foglalnak el a gyermek családi állásúak és a fővárosban az egyedülálló nők. A hagyományos háztartási munkák végzésének a nőkhöz kapcsolódó jellege, és ezzel összekapcsolódóan a férfiak és a gyermekek kivételezettsége stabil társadalmi normának tekinthető. A gyermekek „magas értékéhez” kötődő társadalmi norma az időmérleg-kutatásban kimutatható, a társadalompolitikai és életkori adottságokon kívül a résztvevők körében a gyermekekre fordított időt alig befolyásolják egyéb társadalmi tényezők.

A hétköznapiak mintáiban tetten érhető férfias és nőies vonások a szabadidős tevékenységeknél is megtalálhatók, de korántsem olyan mértékben, ahogy az otthonnal kapcsolatos tevékenységek esetében. A társadalomszerkezeti jellemzők és a szemantikai jellegű életstílus-jellemzőnek tekintett szabadidő-eltöltési minták együtt határozzák meg azt a társadalmi teret, ahol az egyes szabadidős tevékenységek elhelyezhetők.

A vizsgált otthonhoz kapcsolódó és szabadidős tevékenységek terén az elméleti megfontolások és az ehhez kapcsolódó statisztikai modellek alátámasztják azt, hogy a társadalomszerkezeti és az ahhoz kötődő szemantikai szintek együttesen írják körül lehetőségeinket és esélyeinket a hétköznapi életben, és hogy a hétköznapijainkat jellemző főbb tevékenységeink nemigen foglalhatók még e két területen sem egyetlen, akár ökonomiai modellbe, akár életstílusmintázatba, továbbá a társadalmi normák, a makroszint is eltérő erősséggel hatnak az egyes tevékenységkörökben.

FÜGGELÉK

A REGRESSZIÓS FA ELEMZÉSBN ALKALMAZOTT MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK

Számértékű, és ordinális kategóriaértékű magyarázó változók:

Legmagasabb befejezett iskolai végzettség (ISKVÉGZ)

1 = 8 általános és kevesebb

2 = szakmunkásképző, szakiskola

3 = érettségi

4 = felsőfokú végzettség

18 éves és fiatalabb eltartott gyermekek száma (GYSZAM18)

Korcsoport (KOR)

- 1 = 15–29 éves
- 2 = 30–39 éves
- 3 = 40–49 éves
- 4 = 50–59 éves
- 5 = 60–69 éves
- 6 = 70–74 éves

*Nominális kategóriaértékű magyarázó változók:**Nem (NEME)*

- 1 = férfi
- 2 = nő

Családi állás (CSAL)

- a = férj, feleség, élettárs
- b = gyermekével egyedül élő apa vagy anya
- c = gyermek
- d = rokon
- e = egyedülálló

Munkaerő-piaci helyzet (GAZDAKT)

- a = gyesen, gyeden lévő, háztartásbeli
- b = tanuló
- c = foglalkoztatott
- d = nyugdíjas
- e = egyéb inaktív (1999/2000-ben + munkanélküli)

Településtípus (JOGALL)

- a = Budapest
- b = megyeszékhely
- c = egyéb város
- d = község

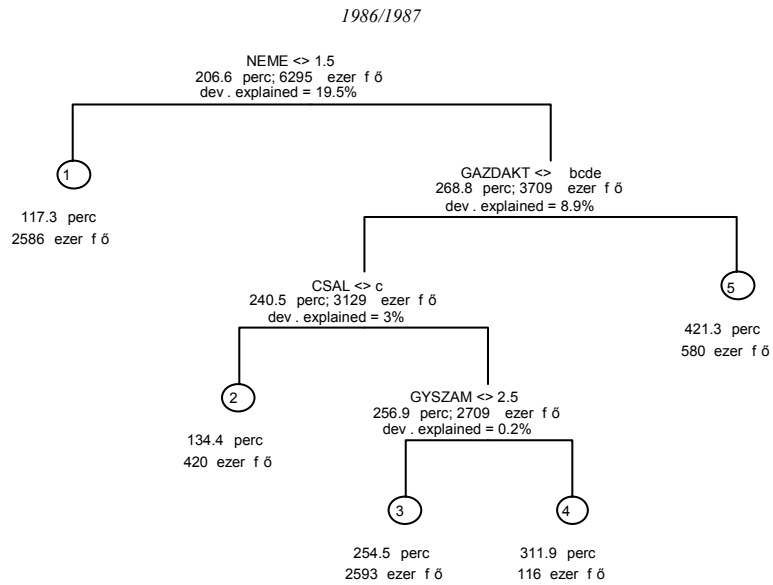
Háztartástípus (HAZTÍP1)

- a = egyedülálló
- b = házaspár
- c = házaspár + egy gyermek
- d = házaspár + több gyermek
- e = egy szülő + gyermek(ek)
- f = több család
- g = házaspár vagy egy szülő + felnőtt gyermek(ek)
- h = egyéb

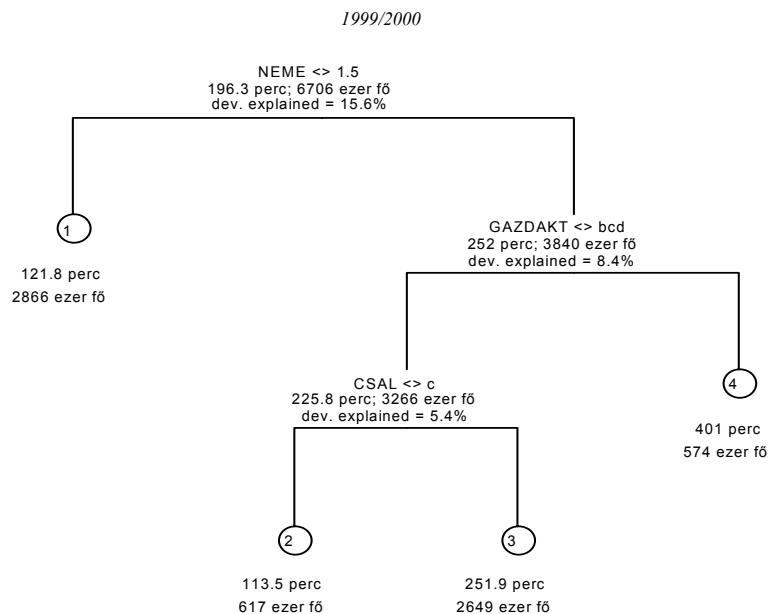
A regressziós fák értelmezéséhez:

Az ábrákon bekarikázott számok jelzik, hogy a módszerrel hány osztály határozható meg. A függő változó eltéréseinek magyarázatába belépő független változók rövidített elnevezése (például NEME) szerepel a fa elágazási pontjain. A magyarázó változó mellett álló '<>' jel után álló szám értékénél magasabb kategóriába tartozók (például > 1,5, azaz a NEME változónál: 2 = férfi) kerülnek a bal oldalra. A '<>' jel utáni betűvel jelzett kategóriákba tartozók (például > bcd, GAZDAKT változónál = tanuló, foglalkoztatott, nyugdíjas) szintén a bal oldalra kerülnek. A 'dev.explained' értéke a megmagyarázott négyzetösszeget jelöli. Az elágazási pontoknál megadjuk az ekképp meghatározott csoportok napi átlagos időráfordítását percben és a csoportot alkotó egyének felszorozott számát.

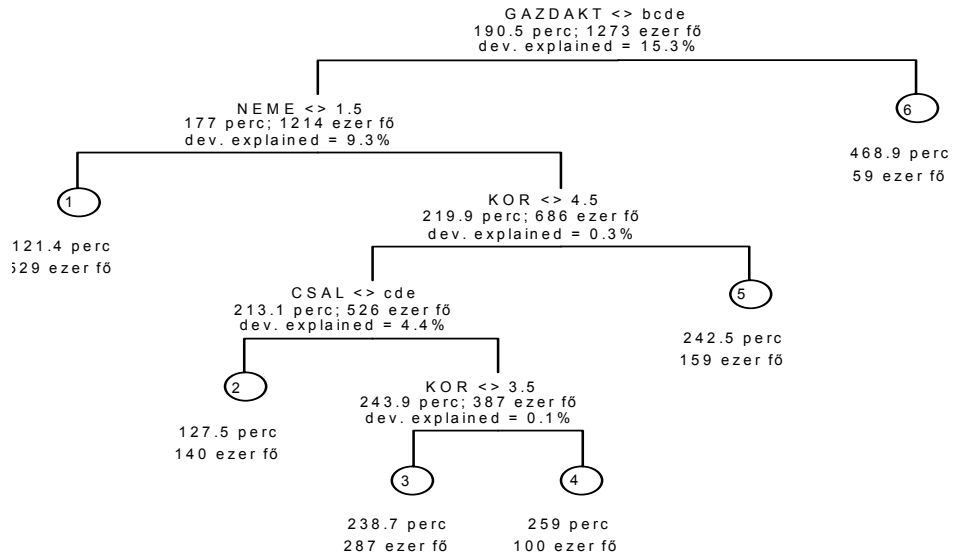
1. ábra. Otthonhoz kapcsolódó tevékenységet végzők időráfordítása, országos minta



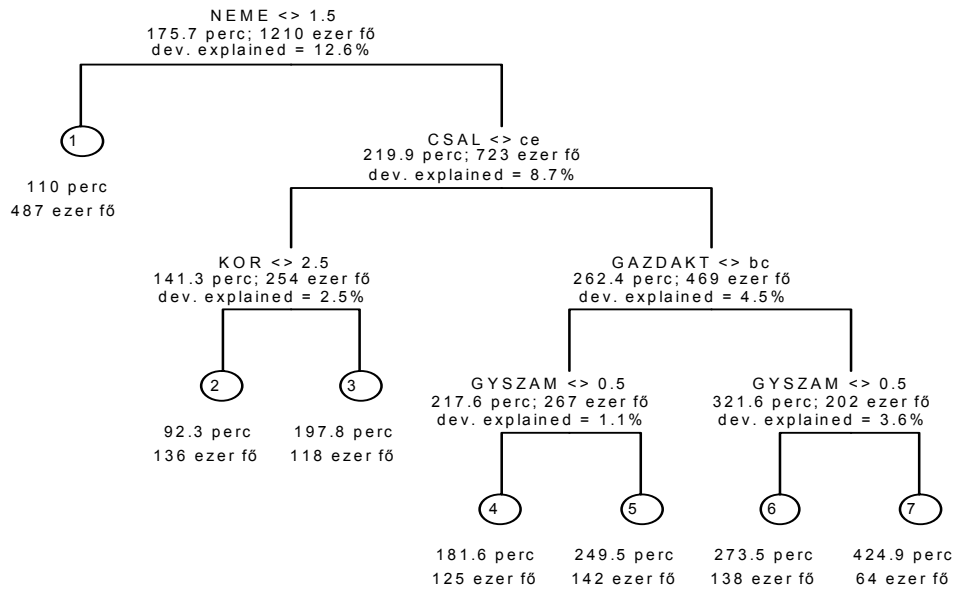
2. ábra. Otthonhoz kapcsolódó tevékenységet végzők időráfordítása, országos minta



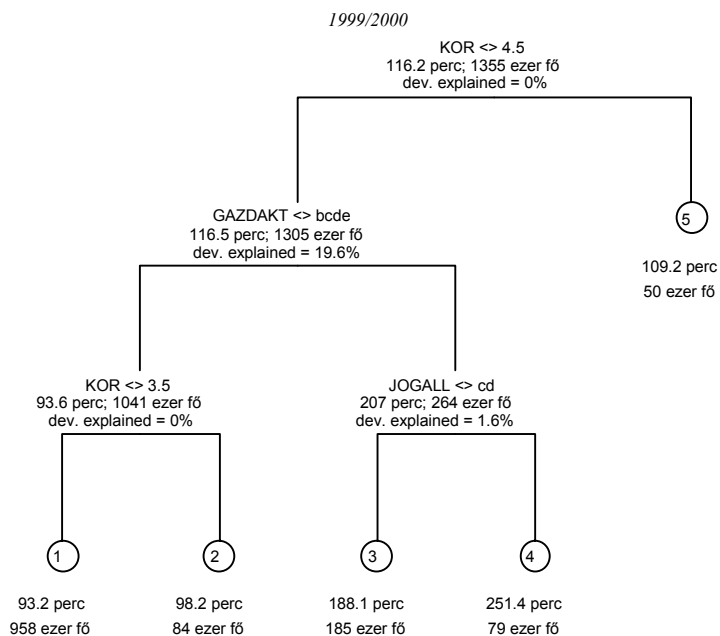
3. ábra. Otthonhoz kapcsolódó tevékenységet végzők időráfordítása, budapesti minta
1986/1987



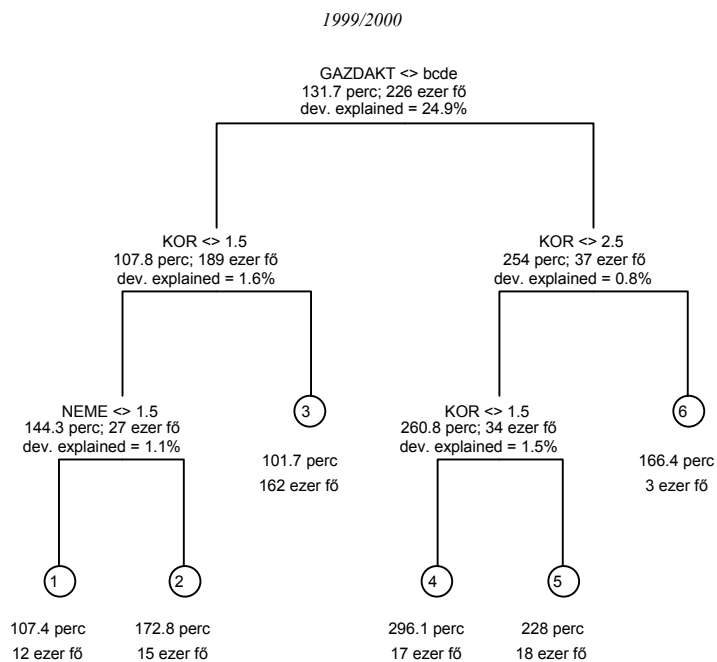
4. ábra. Otthonhoz kapcsolódó tevékenységet végzők időráfordítása, budapesti minta
1999/2000



5. ábra. Gyermekellátás végzők időráfordítása, országos minta

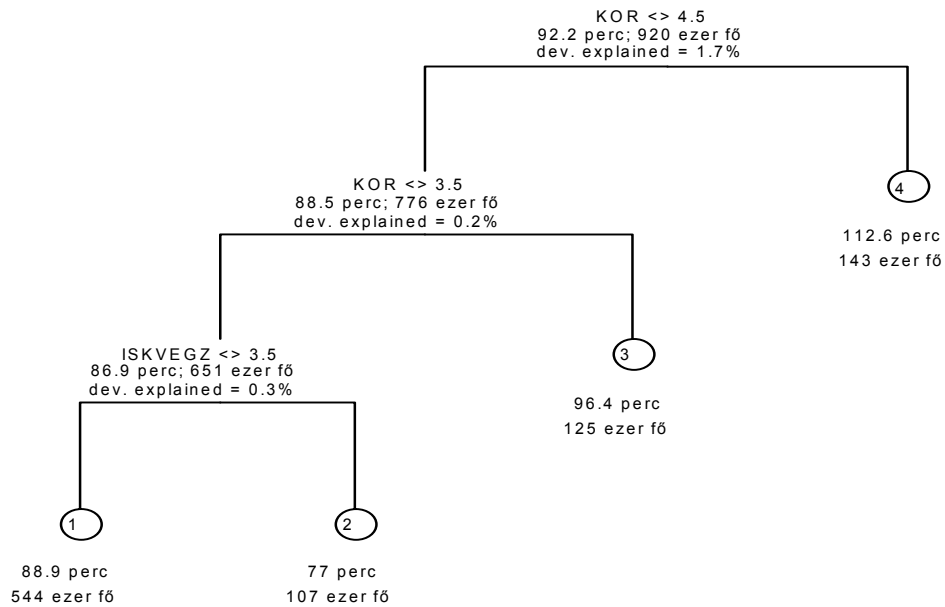


6. ábra. Gyermekellátás végzők időráfordítása, budapesti minta



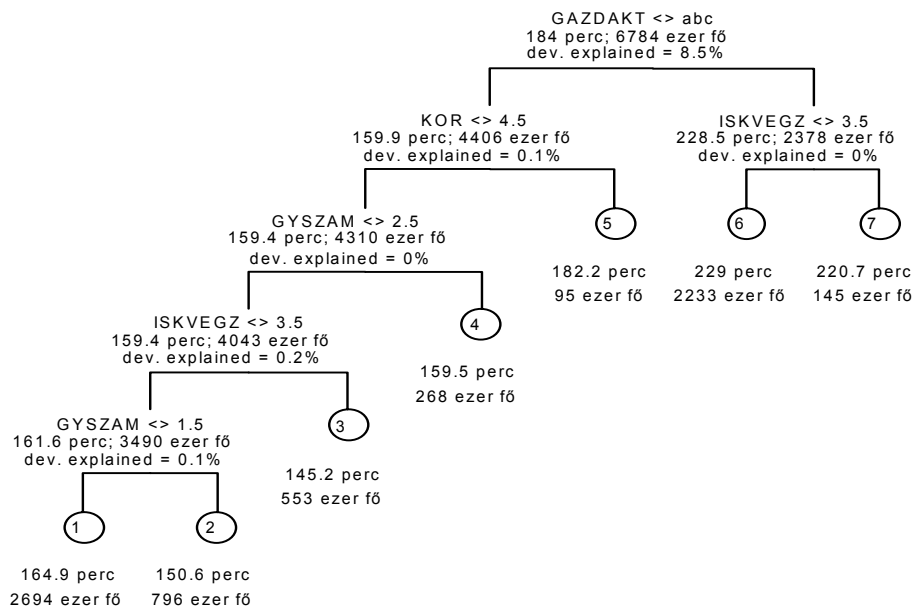
7. ábra. Könyv olvasók időráfordítása, országos minta

1986/1987



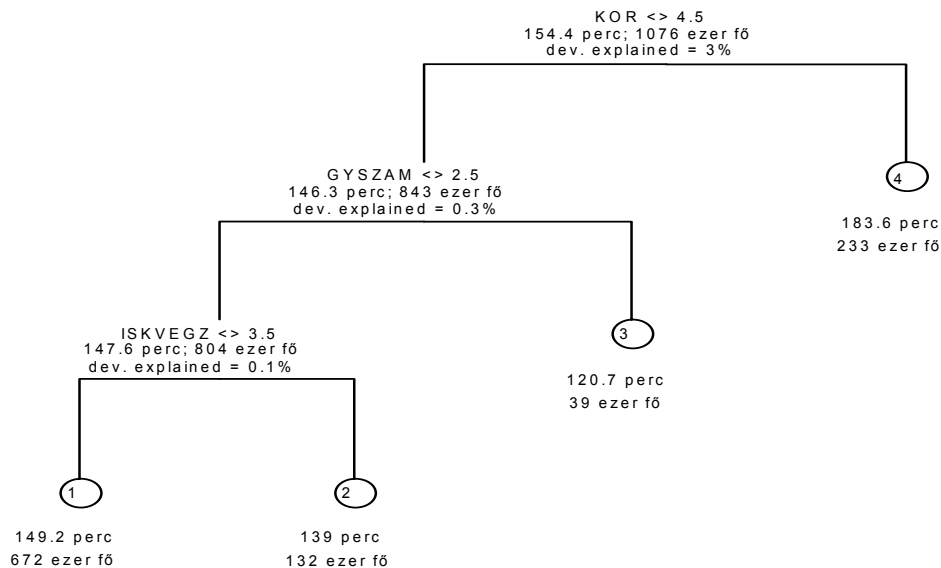
8. ábra. Tévénézők, videózók időráfordítása, országos minta

1999/2000



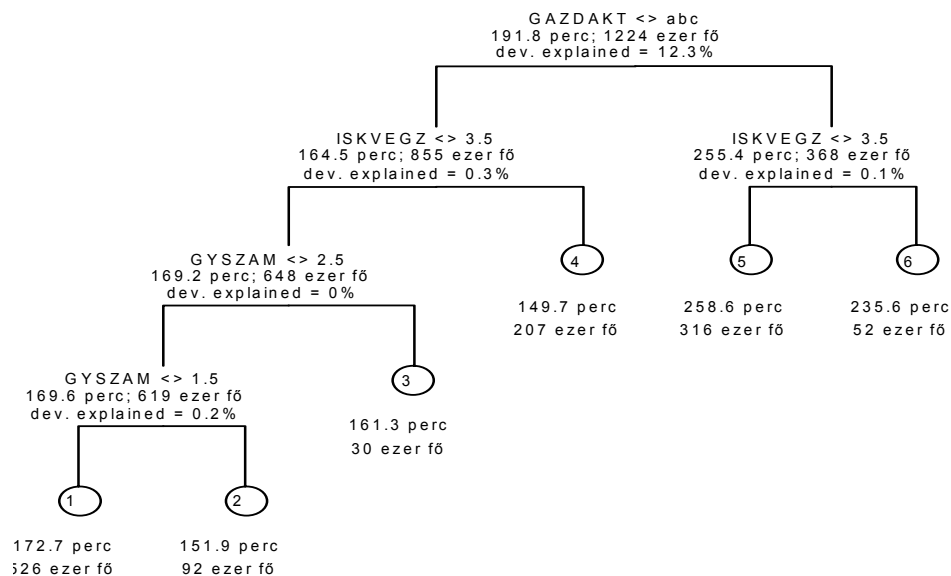
9. ábra. Tévénézők, videózók időráfordítása, budapesti minta

1986/1987



10. ábra. Tévénézők, videózók időráfordítása, budapesti minta

1999/2000



1. tábla

Az otthonhoz kapcsolódó tevékenységek végzése (logisztikus regresszió), 1986/1987
(15–84 éves népesség, országos minta)

Magyarázó változók	Otthonhoz kapcsolódó tevékenység összesen			Háztartási munka			Karbantartó munka			Vásárlás, szolgáltatás igénybevétele			Gyermekek ellátása		
	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)
Nem	2,205	***	9,070	2,537	***	12,637	-2,056	***	0,128	0,769	***	2,158	0,534	***	1,705
Korév	-0,016	***	0,984	-	ns.	-	-0,014	***	0,986	-0,013	***	0,987	-0,122	***	0,885
18 éves és fiatalabb gyermekek száma	0,117	***	1,124	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	0,732	***	2,079
Családi állás		***			***			***			***			***	
gyermekével egyedül élő szülő	0,574	***	1,775	0,456	***	1,578	-	ns.	-	0,244	***	1,276	0,292	*	1,339
gyermek	-1,235	***	0,291	-0,937	***	0,392	-0,707	***	0,493	-0,574	***	0,563	-6,091	***	0,002
rokon	-0,425	***	0,654	-0,319	***	0,727	-0,392	**	0,676	-0,394	***	0,675	-1,889	***	0,151
egyedülálló	-0,506	**	0,603	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,412	***	0,662	-3,379	***	0,034
Gazdasági aktivitás		***			***			ns.			***			***	
gyesen, gyeden lévő,															
háztartásbeli	1,273	***	3,573	1,165	***	3,206	-	ns.	-	-	ns.	-	1,309	***	3,704
tanuló	-0,481	***	0,618	-0,404	**	0,668	-0,460	*	0,632	-0,330	***	0,719	-2,216	***	0,109
foglalkoztatott	-0,363	**	0,695	-0,297	*	0,743	-0,350	*	0,705	-0,271	***	0,763	-0,467	**	0,627
nyugdíjas	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,408	*	0,665	0,278	***	1,320	0,433	*	1,541
Iskolai végzettség		***			ns.			***			***			***	
szakmunkásképző, szakiskola	0,117	*	1,124	-	ns.	-	0,339	***	1,403	-	ns.	-	0,368	***	1,444
érettségi	0,245	***	1,278	-	ns.	-	0,272	***	1,312	0,127	***	1,135	0,706	***	2,026
felsőfokú végzettség	0,375	***	1,454	-	ns.	-	0,416	***	1,516	0,180	***	1,197	1,025	***	2,788
Háztartástípus		***			***			***			***			***	
házaspár	-1,219	***	0,295	-0,945	***	0,389	-	ns.	-	-0,576	***	0,562	-1,702	***	0,182
házaspár + 1 gyermek	-1,082	***	0,339	-0,774	***	0,461	-	ns.	-	-0,576	***	0,562	-	ns.	-
házaspár + több gyermek	-1,247	***	0,287	-0,817	***	0,442	-	ns.	-	-0,554	***	0,574	-	ns.	-
egy szülő + gyermek(ek)	-1,168	***	0,311	-0,646	**	0,524	-	ns.	-	-0,443	**	0,642	-	ns.	-
több család	-1,261	***	0,283	-1,005	***	0,366	-	ns.	-	-0,657	***	0,518	-	ns.	-
házaspár vagy egy szülő + felnőtt gyermekek	-1,031	***	0,357	-0,794	***	0,452	-	ns.	-	-0,603	***	0,547	-2,262	***	0,104
egyéb	-1,083	***	0,339	-0,791	***	0,454	-	ns.	-	-0,439	***	0,645	-0,991	*	0,371
Településtípus		***			***			***			***			***	
Budapest	0,255	***	1,290	0,098	*	1,103	-	ns.	-	0,584	***	1,793	0,425	***	1,530
megyeszékhely	0,218	***	1,243	0,121	**	1,129	-0,221	***	0,802	0,470	***	1,600	-	ns.	-
egyéb város	0,315	***	1,371	0,194	***	1,214	0,123	*	1,131	0,382	***	1,466	0,152	**	1,165
Constant	0,862	**	2,367	-1,040	***	0,353	0,990	**	2,692	-0,540	***	0,582	2,459	***	11,692

Itt és a következő táblákban: * $0,05 \leq p < 0,1$; ** $0,01 \leq p < 0,05$; *** $p < 0,01$; ns. $p \geq 0,1$, ahol p az empirikus szignifikanciaszint (p -érték).

2. tábla

Az otthonhoz kapcsolódó tevékenységek végzése (logisztikus regresszió), 1999/2000
(15–84 éves népesség, országos minta)

Magyarázó változók	Otthonhoz kapcsolódó tevékenység összesen			Háztartási munka			Karbantartó munka			Vásárlás, szolgáltatás igénybevétele			Gyermekek ellátása		
	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)
Nem	1,654	***	5,230	-2,421	***	7,262	-2,421	***	0,089	0,642	***	1,899	0,466	***	1,594
Korév	-0,004	*	0,996	0,000	***	1,006	-	ns.	-	-0,005	***	0,995	-0,071	***	0,932
18 éves és fiatalabb gyermekek száma	0,141	***	1,152	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	0,768	***	2,155
Családi állás		***			***			***			***			***	
gyermekével egyedül élő szülő	0,548	***	1,731	-0,539	***	1,993	-0,539	**	0,583	0,238	***	1,269	-	ns.	-
gyermek	-1,013	***	0,363	-0,193	***	0,506	-0,193	*	0,825	-0,612	***	0,542	-3,379	***	0,034
rokon	-0,264	*	0,768	-	ns.	-	-0,433	*	0,648	-0,198	**	0,820	-0,865	***	0,421
egyedülálló	-	ns.	-	-	ns.	-	-1,674	*	0,188	-	ns.	-	-1,171	***	0,310
Gazdasági aktivitás		***			***			***			***			***	
gyesen, gyeden lévő,															
háztartásbéli	0,879	***	2,409	-0,040	***	2,318	-	ns.	-	-	ns.	-	1,146	***	3,146
tanuló	-0,817	***	0,442	-0,828	***	0,580	-0,828	***	0,437	-0,782	***	0,458	-1,976	***	0,139
foglalkoztatott	-0,525	***	0,591	-0,148	***	0,620	-	ns.	-	-0,482	***	0,618	-0,443	***	0,642
nyugdíjas	-	ns.	-	-0,179	**	0,819	-	ns.	-	-0,121	*	0,886	0,378	***	1,459
Iskolai végzettség		***			***			***			***			***	
szakmunkásképző, szakiskola	0,214	***	1,238	0,496	**	1,111	0,496	***	1,643	0,068	*	1,070	0,118	*	1,126
érettségi	0,299	***	1,349	0,265	***	1,136	0,265	***	1,303	0,232	***	1,261	0,246	***	1,279
felsőfokú végzettség	0,425	***	1,530	0,192	***	1,179	0,192	*	1,212	0,268	***	1,308	0,547	***	1,727
Háztartástípus		***			***			***			***			***	
házaspár	-1,008	***	0,365	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,515	**	0,597	-	ns.	-
házaspár + egy gyermek	-0,764	*	0,466	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,521	**	0,594	0,789	*	2,201
házaspár + több gyermek	-0,739	*	0,477	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,508	*	0,602	-	ns.	-
egy szülő + gyermek(ek)	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,458	*	0,633	-	ns.	-
több család	-1,133	***	0,322	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,839	***	0,432	-	ns.	-
házaspár vagy egy szülő + felnőtt gyermekek	-0,718	*	0,488	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,528	**	0,590	-0,729	*	0,482
egyéb	-0,863	**	0,422	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,545	**	0,580	-	ns.	-
Településtípus		***			***			***			***			***	
Budapest	-0,243	***	0,784	-0,601	***	0,665	-0,601	***	0,548	0,311	***	1,365	0,153	**	1,165
megyeszékhely	0,219	***	1,244	-	ns.	-	-0,237	***	0,789	0,387	***	1,472	0,258	***	1,294
egyéb város	-	ns.	-	-0,024	***	0,866	-	ns.	-	0,192	***	1,212	-0,013	0,760	0,987
Constant	1,029	**	2,800	1,283	**	0,448	1,283	*	3,608	-0,410	*	0,664	0,157	*	1,170

3. tábla

Az otthonhoz kapcsolódó tevékenységek végzése (logisztikus regresszió), 1986/1987
(15–84 éves népesség, budapesti minta)

Magyarázó változók	Otthonhoz kapcsolódó tevékenység összesen			Háztartási munka			Karbantartó munka			Vásárlás, szolgáltatás igénybevétele			Gyermekek ellátása		
	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)
Nem	1,935	***	6,927	2,328	***	10,261	-2,290	***	0,101	0,558	***	1,748	-	ns.	-
Korév	-	ns.	-	0,018	***	1,018	-	ns.	-	-	ns.	-	-0,098	***	0,907
18 éves és fiatalabb gyermekek száma	0,509	***	1,664	0,286	***	1,331	-	ns.	-	-	ns.	-	1,010	***	2,747
Családi állás		***			***			***			***			***	
gyermekével egyedül élő szülő	0,978	**	2,659	-	ns.	-	-	ns.	-	0,417	**	1,517	-	ns.	-
gyermek	-0,793	***	0,452	-0,542	***	0,582	-1,074	***	0,342	-0,511	***	0,600	-6,052	***	0,002
rokon	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	-1,646	***	0,193
egyedülálló	-1,100	***	0,333	-	ns.	-	-2,240	**	0,107	-0,720	***	0,487	-3,151	***	0,043
Gazdasági aktivitás		**			**			*			***			***	
gyesen, gyeden lévő,															
háztartásbeli	-	ns.	-	1,662	*	5,270	-	ns.	-	0,881	**	2,412	2,235	**	9,347
tanuló	-	ns.	-	-	ns.	-	-1,302	*	0,272	-	ns.	-	-	ns.	-
foglalkoztatott	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	0,624	*	1,867	-	ns.	-
nyugdijas	-	ns.	-	-	ns.	-	-1,225	*	0,294	0,890	**	2,435	-	ns.	-
Iskolai végzettség		ns.			ns.			**			ns.			***	
szakmunkásképző, szakiskola	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	0,311	*	1,364
érettségi	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	-	ns.	-	0,513	***	1,670
felsőfokú végzettség	0,287	*	1,332	-	ns.	-	0,306	*	1,357	-	ns.	-	1,024	***	2,785
Háztartástípus		***			***			ns.			***			***	
házaspár	-2,069	***	0,126	-1,335	***	0,263	-1,579	*	0,206	-0,884	***	0,413	-2,099	**	0,123
házaspár + egy gyermek	-1,942	***	0,143	-1,142	***	0,319	-1,965	*	0,140	-0,857	***	0,424	-	ns.	-
házaspár + több gyermek	-2,340	***	0,096	-1,475	***	0,229	-1,858	*	0,156	-0,829	***	0,436	-1,641	*	0,194
egy szülő + gyermek(ek)	-2,425	***	0,089	-1,259	***	0,284	-	ns.	-	-1,029	***	0,357	-	ns.	-
több család	-2,356	***	0,095	-1,566	***	0,209	-1,941	*	0,144	-0,984	***	0,374	-	ns.	-
házaspár vagy egy szülő + felnőtt gyermekek	-1,955	***	0,142	-1,343	***	0,261	-1,719	*	0,179	-0,905	***	0,404	-	ns.	-
egyéb	-1,702	***	0,182	-1,177	***	0,308	-1,685	*	0,186	-0,586	**	0,557	-	ns.	-
Constant	0,964	*	2,623	-1,109	*	0,330	3,565	***	35,332	-0,654	*	0,520	2,700	*	14,884

4. tábla

Az otthonhoz kapcsolódó tevékenységek végzése (logisztikus regresszió), 1999/2000
(15–84 éves népesség, budapesti minta)

Magyarázó változók	Otthonhoz kapcsolódó tevékenység összesen			Háztartási munka			Karbantartó munka			Vásárlás, szolgáltatás igénybevétele			Gyermekek ellátása		
	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)
Nem	1,445	***	4,240	1,858	***	6,413	-2,386	***	0,092	0,525	***	1,691	0,289	***	1,335
Korév	0,011	**	1,011	0,015	***	1,015	–	ns.	–	0,005	*	1,005	-0,057	***	0,945
18 éves és fiatalabb gyermekek száma	–	ns.	–	–	ns.	–	-0,368	**	0,692	–	ns.	–	0,923	***	2,516
Családi állás		***			***			ns.			***			***	
gyermekével egyedül élő szülő	0,949	**	2,583	1,341	***	3,823	–	ns.	–	0,279	*	1,321	0,558	*	1,747
gyermek	-0,894	***	0,409	-0,868	***	0,420	–	ns.	–	-0,555	***	0,574	-3,198	***	0,041
rokon	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	-0,791	**	0,453
egyedülálló	–	ns.	–	–	ns.	–	-1,992	*	0,136	–	ns.	–	-1,209	*	0,298
Gazdasági aktivitás		***			***			ns.			***			***	
gyesen, gyeden lévő,															
háztartásbeli	–	ns.	–	1,560	**	4,758	–	ns.	–	–	ns.	–	1,131	***	3,098
tanuló	-0,941	***	0,390	-0,484	**	0,616	-1,086	*	0,338	-0,560	***	0,571	-1,791	***	0,167
foglalkoztatott	-0,627	**	0,534	-0,608	***	0,544	-0,655	*	0,519	-0,391	**	0,677	–	ns.	–
nyugdíjas	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	0,554	*	1,740
Iskolai végzettség		ns.			ns.			*			ns.			**	
szakmunkásképző, szakiskola	–	ns.	–	–	ns.	–	0,754	**	2,125	–	ns.	–	–	ns.	–
érettségi	–	ns.	–	–	ns.	–	0,492	*	1,635	–	ns.	–	–	ns.	–
felsőfokú végzettség	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	0,160	*	1,173	0,359	*	1,432
Háztartástípus		**			***			ns.			ns.			***	
házaspár	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–
házaspár + egy gyermek	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	1,182	*	3,261
házaspár + több gyermek	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–
egy szülő + gyermek(ek)	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–
több család	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–
házaspár vagy egy szülő + felnőtt gyermekek	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–
egyéb	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–	–	ns.	–
Constant	0,090	ns.	1,094	-1,636	***	0,195	0,691	ns.	1,996	-0,698	*	0,497	-0,277	ns.	0,758

IRODALOM

- Az 1986-87. évi magyar időmérleg-felvétel és teljes dokumentációja [1990]. I-II. köt. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- Az 1999/2000. évi életmód-időmérleg felvétel módszertani dokumentációja [2001]. I. köt. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- A Budapesti élők időfelhasználása, 1986/1987 és 1999/2000 [2003]. KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatósága. Budapest.
- AGRESTI, A. [1990]: *Categorical data analysis*. Wiley. New York. Bishop. Y.M.M.
- BREIMAN L. ET AL. [1984]: *Classification and regression trees*. Wadsworth International Group.
- DOUGLAS, M. [1981]: Klassifikationsgitter und Gruppe. In: *Ritual, Tabu und Körpersymbolik*. (Natural Symbols) Suhrkamp. Frankfurt a.M. 79–98. old.
- ÉKES I. [2002]: *Életmód, életszínvonal*. Rejtjel Kiadó. Budapest.
- FALUSSY B. [2002]: Társadalmi-gazdasági trendek a népesség időfelhasználásában. *Statisztikai Szemle*. 80. évf. 9. sz. 847–868. old.
- FALUSSY B. [2004]: Társadalmi-gazdasági trendek érvényesülése a népesség időfelhasználásában, 1963–2000. Új Mandátum. Budapest.
- FIENBERG, S.E. – HOLLAND, P. W. [1975]: *Discrete multivariate analysis: theory and practice*. M.I.T. Press. Cambridge. Mass.
- GARHAMMER, M. [2000]: Das Leben: eine Stilfrage – Lebensstilforschung hundert Jahre nach Simmels „Stil des Lebens”. *Soziologische Revue*. 23. évf. 3. sz. 296–312. old.
- GERSHUNY, J. [2000]: *Changing Times*. Work and Leisure in Postindustrial Society. Oxford University Press. New York.
- HABERMAN, S. J. [1979]: *Analysis of qualitative data*. Vol. 2. Academic Press. New York.
- HARTMANN, P. [1999]: *Lebensstilforschung*. Darstellung. Kritik und Weiterentwicklung. Leske und Budrich. Opladen.
- HRADIL, S. [1996]: Sozialstruktur und Kultur. Fragen und Antworten zu einem schwierigen Verhältnis. In: *Schwenk, O. G.* (szerk.) *Lebensstil zwischen Sozialstrukturanalyse und Kulturwissenschaft*. Leske und Budrich. Opladen.
- HRADIL, S. [2001]: Eine Alternative? *Soziale Welt*. 52. évf. 3. sz. 273–282. old.
- IHAKA, R. – GENTLEMAN, R. [1996]: A language for data analysis and graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics*. 5. évf. 3. sz. 299–314. old.
- LOSONCZI A. [1977]: *Az életmód az időben, a tárgyakkban és az értékekben*. Gondolat Kiadó. Budapest.
- MEYER, T. [2001]: Das Konzept der Lebensstile in der Sozialstrukturforschung – eine kritische Bilanz. *Soziale Welt*. 52. évf. 3. sz. 255–271. old.
- SCHULZE, G. [1992]: *Die Erlebnisgesellschaft. Eine Kultursociologie der Gegenwart*. Campus Verlag. Frankfurt a.M./New York.
- SCHULZE, G. [2001]: Scheinkonflikte. *Soziale Welt*. 52. évf. 3. sz. 283–296. old.
- SIMMEL, G. [1989]: Philosophie des Geldes. In: *Rammstedt, O.* (szerk.) *Gesamtausgabe*. 6. köt. Frankfurt a. M.
- SPELLERBERG, A. [1996]: *Soziale Differenzierung durch Lebensstile*. Edition Stigma. Berlin.
- SZALAI S. (szerk.) [1978]: *Idő a mérlegen*. Gondolat Könyvkiadó. Budapest.
- Utasi, Á. [1984]: *Életstílus-csoportok, fogyasztási preferenciák*. Rétegződés- Modell Vizsgálat V., Budapest.
- VENABLES, W. N. – RIPLEY, B. D. [1999]: *Modern applied statistics*. Third Edition. Springer.
- WEBER, M. [1987]: *Gazdaság és társadalom. A megértő szociológia alapvonalai*. 1. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.

SUMMARY

The paper deals with the question which explanatory models of social structure are applicable for the structural analysis of time-use. Recent structural discussion in sociology is shortly reviewed where partly micro and macro level is contrasted, partly social structural models of „objective” social structural variables are compared with life-style analysis in cultural sociology. The paper focuses on the household and leisure time related activities. The participation in this activities is analysed by the binomial logistic regression method, and the mean time per day of the participants with cluster analysis and regression tree method. The main question is: how much can we build on the traditional sociological and economical explanatory variables and how much can we use life-style-groups or life-styles? Some theoretical considerations and the applied statistical models both outline that social structural characteristics and free-time patterns – which are considered as life-style characteristics – create the spatial area where free-time activities can be placed.

AZ ÖREGKORÚAK MAGYARORSZÁGRA VÁNDORLÁSA*

ILLÉS SÁNDOR

Jelen tanulmány az öregedés és a vándorlás összefüggéseinek népességi és területi szempontú vonatkozásait vizsgálja. A vándorlók többségét a fiatal korosztályok adják, azonban kialakult és egyre növekvő részesedéssel bír a migrációnak egy új formája, az öregkori vándorlás. A magyarországi öregedési folyamat felgyorsulása közben a hazánkban huzamosan tartózkodó külföldi állampolgárok körében a kilencvenes évek közepétől folyamatosan növekedett az időskorúak részaránya. Az ezredfordulón már minden tizedik Magyarországon tartózkodó bevándorló 60 éves és idősebb volt. A magyar állampolgárságot öregkorban nyert személyek aránya szintén töretlenül emelkedett és 12 százalék körüli részarányon állandósult az ezredforduló körüli években. A haszonelven nyugvó nemzetközi migrációs politika kialakulásával, az időskorú bevándorlók és új állampolgárok további aránynövekedése, a hatályos szabályrendszer keretei között nem kívánatos. Nagyobb mérvű öregkori bevándorlás esetén a spontán folyamatokba beavatkozás szükségeltetik. Fontos, hogy az érkezés irányától függően, a problémákat differenciáltan kell kezelni.

TÁRGYSZÓ: Vándorlás. Öregedés.

A Föld fejlettebb és gazdagabb fele az öregedési folyamat következményeire igyekszik felkészülni, a szegényebbik fele pedig a túlnépesedés ellen küzd (*Europe's...* [2002]). A hosszú távra szóló ENSZ-előrejelzések szerint, a jelenleg még rohamosan növekvő népességű országok népessége is öregedésnek indul, hiszen a demográfiai átmenet harmadik és negyedik szakaszába érve a népességnövekedés üteme lelassul és a születéskor várható átlagos élettartam folyamatosan emelkedni fog. Az öregedés tehát világproblémává válik (*World population...* [2001], *Hablicsek* [2003], *Ageing population...* [2003]).

Akár az öregedést, akár a túlnépesedést vizsgáljuk, felmerül a migráció (a népesség területileg és korszerkezetben megmutatkozó egyenetlen eloszlásának egyensúlyteremtő mechanizmusa), mint a fentebb említett feszültségek lehetséges levezető szelepe (*Becse* [1998]). A problémák kezelése és megoldása ennél a mechanikusnak tekinthető megoldásnál sokkal bonyolultabb. A kibocsátó és befogadó, a túlnépesedő és az elöregedő, a saját problémáit kivándoroltatással orvosolni próbáló és a bevándorlók befogadására kész területek között közel sem biztos, hogy rövid és középtávon létrejön a kiegyenlítő hatású vándorlás (*Rees et al.* [1996], *Boyle et al.* [1998], *Nemes Nagy* [1998], *Zamárdi* [2000],

* A kutatást az NKFP-5/0084/2002 (C.7.) program és a Miniszterelnöki Hivatal támogatta.

Bonifazi [2003]). Hosszú távon azonban a vándorló népesség sem állítható meg a fejlett országok határainál (*Hoffmann-Nowotny* [1999], *Fóti* [2001]), annál is inkább, mert a népesebb vákuumhelyzet és annak folyamánai szinte törvényszerűen kikényszerítik a vándorlók befogadását. A túlnépesebb a vándorlás egyik kiváltó oka lehet, amennyiben taszító tényezőként funkcionál a területre vetített népességfelesleg. Az öregebb és annak folyamánaként a népességcsökkenés népességvonzó hatást válthat ki (*Niessen-Schibel* [2002]). Ha a nemzetközi migrációban a területi (esetünkben földrészek és nagyrégiók) kiegyenlítésre irányuló folyamatok akadálytalanul zajlanának, akkor a fentebb említett két világprobléma sem létezne, hiszen a szegény országok népességfeleslegére a gazdag országok szükséglete jelentené a megoldást. A migráció kérdésköre tehát nem szigetelhető el hermetikusan a másik kettő problémától, a regionális túlnépesebbéstől, valamint a népesség öregebbésétől.

Az öregebb folyamatának felvázolása után magával a vándorló alnépességgel foglalkozunk. Az öregebbban Magyarországra bevándorló és Magyarországról kivándorló külföldiek számának és arányának vizsgálatával a vándoráramlások ezen új típusának jellegzetességeit próbáljuk meg kitapintani. Előre kell bocsátanunk, hogy e kutatás során is a státuszváltozások (*Langerné* [2001]) okozták a legnagyobb elemzési és értékelési problémát. A turistából menedékesbe, a menedékesből menekültbe, a menekültből bevándorlóba, a bevándorlóból állampolgárba való állapotváltozások és ezek tetszőleges kombinációi azok a státuszváltozások, melyek az áramlási (flow) és az állományi (stock) adatok összhangját is képesek felborítani, még szakszerű statisztikai munka esetén is. Ezen zavaró tényezők közül az állampolgárrá nyilvánítás jogi aktusa az, amely a legjelentősebb hatást képes kiváltani a magyar viszonylatok között. A torzító hatások által befolyásolt végeredményt az állományi, vagyis az év eleji állapotok adják vissza. Az öregebbban Magyarországon tartózkodó külföldiek állománya mutatja továbbá a demográfiai (a bevándorlók természetes magyarországi idősödése) és migrációs folyamatok (idős korban bevándorlók) összhatását is.

A népesség öregebbésének általános folyamata és a magyarországi vonatkozások

Az öregebb (az idős emberek arányának növekedése a fiatalabbak rovására) a XX. század legérdekesebb demográfiai folyamata volt, és még korántsem zárult le. Jelentőségét valószínűleg megőrzi e században is, mivel a fejlett országokban való megjelenése után napjainkban egyre terjed a Földön, még ha megjelenésének idejében, formájában és kibontakozásának mechanizmusában tapasztalhatók is különbségek (*Langerné* [2001]). Az adott populáció korszerkezetének elemzésével hamar kimutathatók az öregebb első jegyei. A születések számának csökkenése, a születéskor várható átlagos élettartam meghosszabbodása, az idősebb korúak arányának növekedése, a népesség átlagos életkorának növekedése jelzik a megjelenését. Mivel ezek a jelenségek pozitív természetes szaporodás, növekvő népesség mellett is előfordulhatnak, általában nem tűnik azonnal súlyosnak a helyzet. Nehéz a közvéleményt és a döntéshozókat meggyőzni arról, hogy a később elkerülhetetlenül megjelenő negatív folyamánok miatt, fel kell lépni az öregebb kezelésé érdekében (*Klinger* [2002]).

Az öregebb alapjában véve pozitív folyamán, igen jó indikátora a társadalmi-gazdasági fejlődésnek. A gyermek- és fiatalkorúak arányának visszaszorulása, a hagyo-

mányos demográfiai állapotból a modern felé tartó társadalmakban (Dányi [2002], Melegh–Öri [2003]) enyhíti az aktív korúakra nehezedő eltartási terheket, növeli az aktivitást, jótékonyan hat a munkaerő-kínálatra. Az öregedésnek ez a fázisa¹ önmagában jóléletteremtő és örömteli.

Európában és a Föld egyéb fejlett országaiban azonban az öregedés olyan mértékű lett és olyan régóta tartó folyamat már, hogy egyre inkább a negatívumok kerülnek előtérbe. Növekvő eltartási terhek (csökken az aktív, nő az inaktív népesség aránya), növekvő szociális és egészségügyi kiadások, csökkenő természetes szaporodás, népességfogyás stb.

Magyarországon is az öregedés tekinthető az egyik legjelentősebb demográfiai problémának, hiszen míg 1869-ben csak minden huszadik ember volt hatvan éves vagy idősebb, jelenleg már minden ötödik magyar lakos időskorú.² Az idősök eltartottsági rátája több mint három- és félszeresére növekedett a vizsgált időszak végére. Az ezredforduló idején száz aktív korú személynek 36 időskorút kell eltartania az 1869-es 11 idős emberhez képest, amennyiben csakis a kormegoszlásból eredő demográfiai tényezőket vesszük figyelembe. Az öregedési indexben, melyben az öregkorúakat a fiatalokéval vetik egybe még az előző mutatóhoz (eltartottsági ráta) képest is erőteljesebb változások történtek. 1869-ben száz 0–19 évesre tizenegy 60 és idősebb éves jutott. 2002-ben száz fiatalokúra már kilencven időskorú esett, tehát az index növekedése a kezdő értékhez képest több mint nyolcszoros.³

A születéskor és egyes későbbi életkorokban várható átlagos élettartam

Év	Születéskor			60 éves korban			70 éves korban			80 éves korban		
	férfi	nő	együtt	férfi	nő	együtt	férfi	nő	együtt	férfi	nő	együtt
1949	59,28	63,40	61,36	15,82	17,11	16,52	9,79	10,42	10,14	5,31	5,61	5,49
1960	65,89	70,10	68,03	15,60	17,55	16,67	9,40	10,39	9,96	5,03	5,45	5,27
1970	66,31	72,08	69,20	15,19	18,19	16,78	9,22	10,88	10,17	5,10	5,69	5,46
1980	65,45	72,70	69,02	14,58	18,32	16,56	8,88	11,19	10,17	5,03	5,92	5,59
1990	65,13	73,71	69,33	14,72	19,02	17,03	9,47	11,81	10,83	5,27	6,27	5,91
2000	67,11	75,59	71,33	15,29	20,04	17,90	9,94	12,59	11,59	5,85	6,90	6,53
2001	68,15	76,46	72,32	15,97	20,65	18,56	10,37	13,09	11,99	6,01	7,05	6,69
2002	68,26	76,56	72,43	15,98	20,74	18,61	10,39	13,12	12,01	6,05	7,05	6,70

Forrás: Demográfiai évkönyvek 1995–2002.

¹ A döntéshozókban azonban nem tudatosodott, és a demográfia tudományának művelői sem hangsúlyozták elég meggyőzően, hogy egy egyszerű és kivételes népességtörténeti szakaszt jelent az aktív és nem aktív korúak ilyen kedvező aránya. Ezen arány fennmaradásával hosszú távon nem szabad számolni.

² A népességi-népesedési problémáink rangsorolása függ az egyes szerzők értékítéletétől is, hiszen az egyes problémákhoz való relatív súlyok hozzárendelése, illetve bizonyos esetekben világnézeti tényezők döntik el végső sorrendet. Egy ma már klasszikusnak számító munka előszavában *Valkovics Emil és Tóth Pál Péter* ([1996] 2.) a tíz alapvető magyarországi demográfiai probléma közül „csak” a negyedik helyre sorolta az öregedési folyamatot és annak következményeit. Megelőzte azt a népességszám fogyása, az alacsony termékenységi szint és a halandóság szintjének romlása. Közben a halandóság romlása megállt, sőt folyamatos növekedés következett be. Tehát a rangsorban egy helyet előreugorva, az öregedés már az első három helyen áll a demográfiai problémák sorában.

³ Öregkorúaknak a hatvan éveseket és az idősebbeket tekintettük. Az aktív korúak alsó határának nem a tizenöt, hanem a huszadik betöltött életévet tekintettük. Ebből következően a fiatalok felső életkori határát a 19. betöltött évre toltuk fel. A hagyományostól eltérő megoldás magyarázata az volt, hogy a középfokú végzettség általánossá válásával, továbbá a felsőfokú oktatás kiterjedése következtében teljesen életidegen megoldás lenne a 15. életévet tekinteni az aktív életkor kezdetének. További indok az is, hogy ezzel a megoldással a fiatalok pontos húsz, az idősök pedig húsztól nem sokkal több születési évjártatba sorolhatók be, tehát összevetésük az eltérő évjáratszámokból eredő tényezők torzító hatását próbáltuk meg minimalizálni. Ennek megfelelően az öregkorúak eltartottsági rátájának kiszámításakor a 60 év felettiek a 20–59 évesekhez viszonyítottuk.

A táblából látható, hogy a születéskor várható átlagos élettartam 1949-hez képest 2002-re több mint 11 évvel javult, ami azt jelentette, hogy az újszülöttek életkilátásai jelentősen megnövekedtek. A javulás nem volt egyenletes a vizsgált időszakban, mert a növekedés legnagyobb része az 1950-es évtizedre esett és az 1970-es évtizedben az epidemiológiai válság hatására, még élettartam-csökkenés is bekövetkezett (Józan [2001], Daróczy [2003]). A 2002-ben hatvanadik életévüket betöltötték 2,09 évvel, a hetvenévesek 1,87 évvel és a nyolcvanévesek 1,21 évvel magasabb élettartamra számíthattak, mint az 1949-ben hasonló életkort betöltötték. A magasabb életkorokban folyamatosan nő az élettartam, tehát az időskorú alnépesség a saját összetétele szempontjából is egyre öregebbé válik.

Az öregedés és a migráció kapcsolata

A vándorlók korösszetételét modellező görbét a múlt évszázad hatvanas és hetvenes éveiből eredő európai vándorlási adatokból alkották meg (Rogers–Castro [1981]). Már a görbe publikálása idején is nagy feltűnést keltett az időskori hullámhegy. Teljesen új jelenségnek számított az időskorúak jelentős mértékű területi mobilitása, hiszen az öregekről a lakóhelyhez való merev kötődés képzete élt a tudományos és a közgondolkodásban egyaránt. Az időskori vándorlási hullámhegy tüzetesebb vizsgálata ezután kezdődött meg (Langerné [1989]). Sikerült kimutatni, hogy a megnövekvő időskori lakóhely-változtatás nem egyöntetű folyamat, hanem legalább két jellemző szakasza van. Az egyén életútja mentén szemlélve az első időskori hullámhegy a nyugdíjba menetel körüli években domborodik ki, a második pedig késő öregkorban, a halál közeledtével.⁴ A nyugdíjassá válás körüli mobilitás-növekedésben, a nyugállományba vonuláson kívül szerepe lehet még egyéb egyéni-családi életciklusokhoz kötődő eseményeknek, úgymint a gyermek a családi fészekből való kirepülésének, vagy akár az idős szülők halálának is. A legjelentősebb tényező azonban a jövedelemcsökkenés, hiszen az állam által garantált nyugdíjak mindenhol csak az aktív kori jövedelem töredékét jelentik.⁵ Ha esetleg egyéb források bevonása miatt nem is csökken a jövedelem, akkor sem szükséges már a munkahely közelében lakni. A gyermekek, a barátok és ismerősök közelébe is lehet költözni, vagy bármi más olyan tervet megvalósítani, amit addig a pénzkeresés primátusa miatt elhalasztottak. A hullámhegy második felének okai között szerepel a házastárs halála az azzal járó nem anyagi és anyagi megpróbáltatásokkal egyetemben, továbbá a törvénytől bekövetkező egészségromlás miatti családi, illetve intézményi ellátás közelébe költözés (Rogers [1992]).⁶

Az öregkori vándorlás jelentősége a fejlett országok népességének egyre hosszabb életkorával, elöregedésével, a nyugdíjasok számának és arányának rohamos emelkedésével összefüggésben az elmúlt évtizedekben egyre növekedett. Az alábbiakban csokorba szedjük azokat a tényezőket és jellemző folyamatokat, melyek lehetővé tették, elősegített-

⁴ Az évtizedes léptékekben egyre növekedő várható időskori élettartam is szerepet játszott abban, hogy az eredetileg egy-csúcsú kiemelkedés megkettőződött.

⁵ Ezáltal relatíve megnövekednek a lakásfenntartás költségei, más típusú addig megszokott kiadásokra kevesebb jut, sőt életkori sajátosságokból következően új típusú szolgáltatások megvásárlására kényszerülnek. Ezek a tényezők a lakóhely megváltoztatására készítik őket. Sok egyéb tényező figyelembe vétele mellett olyan célterületet választanak, ahol a szolgáltatásokat olcsó munkaerő képes biztosítani.

⁶ A szülőföldre, a gyökerekhez visszatérés motívuma mindkét öregkori hullámhegy kialakulásában szerepet játszhat. További kutatást igényelne, hogy az elsőben vagy a másodikban játszik-e nagyobb szerepet.

ték, és tömegjelenséggé transzformálták az öregkori vándorlást. Az első tényező mindenképpen a nem igazán magyaros műszóval kifejezett hosszabb életűség (*Vaupel* [1997], *Beets–Miltényi* [2000], *Dobossy–S. Molnár–Virágh* [2002]). A fejlett országokban mindkét nembeliek a 65 év felett várható élettartama közel 20 életév. Ez a közel negyedszázadnyi életszakasz önmagában is jelentőséggel bír az élet megélése, kitöltése vonatkozásában. Ha hozzátesszük, hogy az öregkor során nem egyszerűen csak az életkor kitolódásáról van szó, hanem a betegségek nélkül megélt egyre hosszabb egészséges élettartam megnövekedéséről is (*Józan* [2001]), akkor mindenki számára világossá válik, mekkora humán potenciál keletkezett. Az időskorúak egyre növekvő arányát az életkor meghosszabbodása mellett – a klasszikus demográfiai átmeneten túljutott országokban – elősegítette a másik természetes népmozgalmi jelenség, nevezetesen a termékenység csökkenése és az egyszerű reprodukciót sem biztosító szint alá süllyedése. Az időskorúak vándorlását elősegítő második tényező a nyugdíjából származó biztos jövedelmek, melyek nagyságrendje ugyan elmarad az aktív kori teljes jövedelmektől, azonban a pusztán létfenntartásnál még így is többre elegendők az ellátások. A nyugdíj lehetővé teszi az azt élvezők anyagi függetlenségét (*National Research Council* [2001]). Harmadik tényezőnek az egyre zsugorodó világ tünetegyüttese kívánczik. Ezen a mozgékonytábor lehetővé tetté a technikai eszközök eltömegesedését, a közlekedési hálózatok kiépülését értik (*Erdősi* [2002]). A nagy távolságokat átvélni képes közlekedési eszközök elterjedése lerövidítette a menetidőt, együtt járt a jegyárak egyre olcsóbbá válásával, ami következtében egyre többen voltak képesek megfizetni a viteldíjat. Negyedik tényező a turizmus általánossá és tömegessé válása (*Lengyel* [1994], *Mundruczó–Stone* [1996], *Michalkó* [2001]), mely során, a nyugdíjas éveket megelőzően, személyes tapasztalatok és élmények sokasága halmozódott fel a potenciális célterületekről. Tehát a felderítés már jóval korábban megtörténhetett, mielőtt nyugdíjas korba léptek volna. A turizmus jelenségének egyik jellegzetessége a holt szezon-problematika megoldási kísérletei is a nyugdíjasok malmára hajtotta a vizet. A főszezonhoz képest, a hosszabb tartózkodással mindig is együtt járó jóval olcsóbb árakat az apadó jövedelmeikből még ki tudták fizetni. Az idővel való gazdálkodásuk pedig rendkívül flexibilissé tette őket (*Williams–Hall* [2000]). Ötödik tényezőnek az egyes kontinenseken belüli integrációk (elsősorban Észak-Amerikára és Európára gondolva) szerepét kell megemlítenünk, hiszen az egyesülés-egységesülés megkönnyíti a belső határok átlépését, a máshol tartózkodás lehetővé válását (*Sik–Tóth* [1999], *Szónokyné* [2000], *Lukács–Borbély* [2001], *Salt* [2001]), az azonos fizetőeszköz használatát.

A nyugdíjasok között a felsorolt tényezők következtében jelentősen megnőtt a migrációs hajlam. Ennek a növekvő vándorlási kedvnek az egyik vetülete az országhatáron belül maradó költözések számának emelkedése, de sokkal nagyobb közfigyelmet és szakmai érdeklődést kap a külső vándorlás.

A nyugdíjas korú nemzetközi vándorok igen széles körű hatást gyakorolnak a fogadó terület életviszonyaira. Az először tapasztalható közvetlen hatás az, hogy megnövekedik a fogadó település állandó lakosainak száma. Kétségtelen, hogy érkezésükkel idősödik a fogadó terület korösszetétele, azonban az új lakók többnyire egészséges és mozgékony személyek. Mivel lakást vásárolnak, ezért azonnali tőkebefektetőként jelennek meg a helyiek szemében. Napi szükségletei kielégítése vásárlásaikkal növelik a keresletet, a helyi áruk és szolgáltatások iránti, igényt nem elhanyagolható mértékben munkahelyeket is lé-

tesítve a fogadó településen. Kétségtelen, hogy az ingatlanok iránti keresletükkel a divatos helyeken felverik az árakat, amely kedvez a helyi ingatlantulajdonosoknak, de gyengítik a szintén helybeliek és a környékbeli betelepülni kívánók ingatlanvásárlási szándékait.

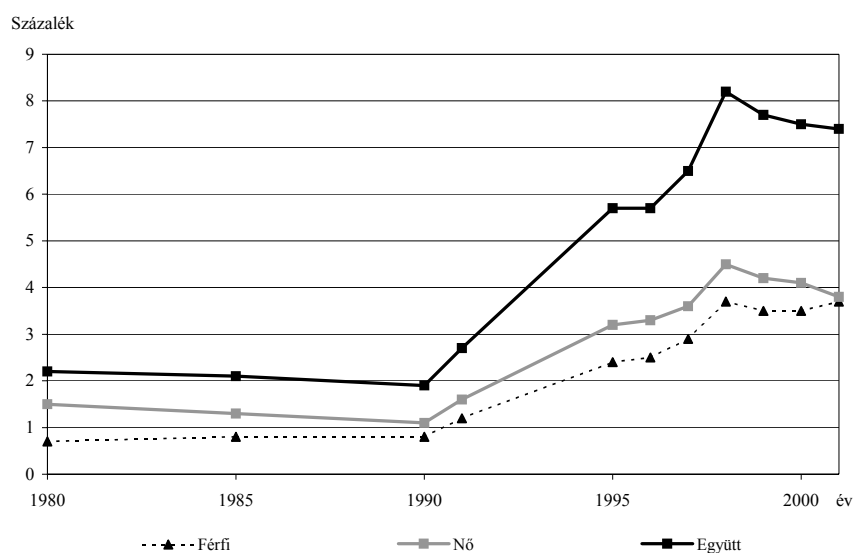
E konfliktusforrás megjelenik egy Balaton-felvidéki felvétel következtetései között is. A helyi polgármesterek egyöntetűen azt válaszolták, nem törekszenek arra, hogy minél több külföldi telepedjen le náluk. Azonban a jelenség ellenzésére sem található példa. A polgármesterek nem láttak okot arra, hogy az eredendően spontán folyamatokba beleavatkozzanak. A külföldiek és a magyarok betelepülésének legfőbb gátját a belterületeken kialakítható telkek, továbbá az eladó házak korlátozott száma jelentik a Balaton part menti településeiben. A parttól távol egészen más a vélemény. A sok üres parasztház az idő előrehaladtával egyre rosszabb állapotba került, egyre nehezebb lesz eladni, sőt a látogatók szemében a falu képét is rontja. Ezért kifejezetten előnyös az, ha megveszik az üres házat és gyorsan felújítják. Az elöregedés problematikája ismert volt minden egyes polgármester előtt. Mindenhol fiatal betelepülőket szeretnének látni. A szívesen látott betelepülő fiatal ideáltípusa a következő: házas, gyermekes, a településre visszanyúló rokonsággal. A parttól távolabbi települések számára az elöregedés már hűsbavágó probléma, ezért a gyors ellenszerkeresésre már kísérletek is történtek. Dörgicsén a „fecskeház projekt” keretében telkeket parcelláztak a fiatalok részére. Mencshelyen azoknak, akik állandó jelleggel szeretnének letelepedni, féláron értékesítik a telkeket. Tihanyban egyértelműen azt szeretnék, ha a volt tihanyi fiatalok költöznének vissza. A többi magyar, a németek és az ez után következett a helyiek ítélete alapján. Balatonfüreden semmiképpen sem szeretnék, ha hullámzásszerű bevándorlási szokások alakulnának ki. Az elöregedési folyamatot érzékelve, itt is fiatalokra lenne szükség. Balatonakaliban a polgármester teljes mértékben támogatja a faluba való betelepülést. Indoka egyszerűen az, hogy minél többen laknak egy faluban, annál inkább fejlődőképes a település. E vélemény közvetve arra is utal, hogy az eddigi betelepülőkkel nem voltak kirívó problémák, hiszen semmiféle válogatási kritériumot nem alakítottak ki. A „fecskeház-programról” tettek már említést, tehát oda is elsősorban fiatalokat várnának (Illés [2003]).

Időskorú bevándorlókként gyakran idegenek jelennek meg más nyelvvel, vallással, eltérő életmóddal és étkezési szokásokkal, ami gyanakvást és ellenszenvet ébreszthet a lakálpatriótákban. A legjelentősebb hatást mégis az egészségügyi és szociális ellátórendszerekre irányuló nyomásukkal fejtik ki, hiszen életkori sajátosságaik következtében e szolgáltatások iránt igen nagy a keresletük. Európai kontextusban uniós állampolgárként részt vehetnek a helyi önkormányzat és az Európai Parlament tagjainak megválasztásában, tehát választók és választhatók is egyben. A valóságban csak ott gyakorolhatnak érzékelhető hatást a helyi politikai viszonyokra, ahol jelentősebb számban telepedtek le, ahol érdekvédelmi szervezetet alapítottak, vagy valamilyen közös cél elérése érdekében fogtak össze. Ha politikai szempontból passzívak is maradnak a bevándorlók, mégis a tömegük és választási jogosultságuk folytán, a helyi jelölteknek nem lehet figyelmen kívül hagyni a nyugdíjas nemzetközi vándorok érdekeit sem. Élénk politikai aktivitásuk esetén előfordulhat az is, hogy beleszólnak a helyi hatalmi viszonyok alakulásába, sőt, ahogy ez már Spanyolország és Portugália egyes településeivel kapcsolatban előrevetítették, külföldi állampolgárok lesznek a helyi önkormányzatok vezetői (King *et al.* [1998]).

A Magyarországot érintő időskori nemzetközi migráció

Az öregkorban bevándorló és kivándorló külföldiek számának és arányának elemzésével a Magyarországot érintő vándoráramlásokban tapasztalható új tendenciákra szeretném felhívni a figyelmet, és sajátos összefüggéseket próbálunk meg feltárni. Az 1980-as évek elejének-közepének bevándorlói között rendkívül kicsi, 2 százalék körüli arányban fordultak elő idős korúak. Az 1980-as évek végének 1990-es évek elejének nagy volumenű bevándorlási hullámában sem emelkedett az öregkorú külföldi állampolgárok aránya a 3 százalék fölé. A relatív áttörés a kilencvenes évek közepétől következett be, mikortól 6 százalékot is megközelítette, majd meg is haladta az öregkorúak részaránya. A csúcspont 1998-ban volt, amit követően 7 százalék feletti szinten stabilizálódott az érték.⁷ Megállapíthatjuk, hogy a kilencvenes évtizedben a bevándorlók között egyre növekvő arányban voltak hatvan év felettek.

1. ábra. Az öregkorban bevándorló külföldiek aránya Magyarországon 1980 és 2001* között



* Előzetes adat.

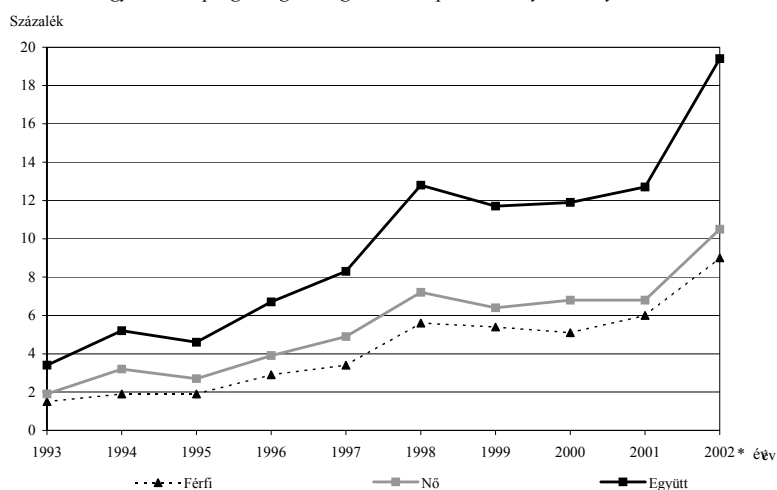
Forrás: Demográfiai évkönyv, 2001–2002.

A kilencvenes évek közepén megindult aránynövekedés azért érdemel figyelmet, mert egy újra feléledő bevándorlási hullámon belül alkottak egyre nagyobb részt a nyugdíjas korú bevándorlók. Az 1997-et követő négy évben összesen több mint 5800 fő feletti bevándorló külföldi állampolgár érkezett Magyarországra. Ugyanezen időszak alatt 296 fő idős vándorolt ki hazánkból, tehát az időskori nemzetközi vándorlási mérleg igen nagyarányú többlettel zárult. Leszögezhetjük, hogy a bevándorló időskorúak döntő részben Magyarországon telepedtek le és nem volt jellemző rájuk a kivándorlás.

⁷ A bevándorlók átlagéletkora 1990-ben 28 év volt. Az évtized közepéig ez az érték 33 évre szökkent fel, és ezen érték körül állandósult.

A jelenség magyarázatait kutatva úgy tűnik, igen nagy a valószínűsége annak, hogy a nyolcvanas évek végének kilencvenes évek elejének exodusában érkező fiatalok és középkorúak magukkal hozták szüleiket is. Másképpen fogalmazva a szülők döntöttek úgy, hogy követik Magyarországra áttelepedett gyermekeiket, rokonaikat, azaz egyfajta családgyesítési célzatú mozgások zajlottak le. Különlegességük az, hogy az egykori fiatal vendégmunkás apát nem a feleség és a gyermekek követték, ahogy a klasszikus nyugat-európai mintából ismerjük, hanem a rendkívül rövid idő alatt egyesített, vagy a már együtt bevándorolt nukleáris családot követték az idős hozzátartozók. A motivációk között szerepelhetett az, hogy az idős szülő áthozatalával, rászorultság esetén, közvetlen gondozása megoldhatóbb volt, mint több száz kilométeres távolságból, és betegség esetén az elvándorlás helyéhez képest – vélhetően – magasabb szintű egészségügyi ellátáshoz juthatott hozzá. Ha pedig egészséges, nemcsak az eredetországban eladott ingatlanjaiból⁸ származó tőkét bocsátja a fiatalok rendelkezésére, hanem az aktivitását is. Nyilván más típusai is vannak az időskori bevándorlóknak nem csak a gyermekeiket a családgyesítés keretében követő szülő. Számottevő része az időskori bevándorlóknak az egykor Magyarországról emigráltak is, akik vissza kívánnak térni a szülőhazájukba. Harmadik, jelentős csoport lehet még a magyar háttér nélküli külföldi nyugdíjasoké, akik az élet kellemesebb oldalát keresik nálunk (*Berényi–Illés–Michalkó* [2003]). Az egyes csoportok részarányainak becslését lehetetlen makro-statisztikák felhasználásával egyetlen adatforrás alapján elvégezni. Több adatforrás (regiszter) kombinációja vagy kérdőíves felvételek szükségesek ahhoz, hogy fel lehessen tárni az egyes jellemző alcsoportokat, a vándorlók motivációs rendszerét, kapcsolati hálóját, magyarországi életkörülményeit, jövőre vonatkozó szándékait.

2. ábra. A magyar állampolgárságot öregkorban kapott személyek aránya 1993 és 2002 között



* Előzetes adat.

Forrás: Demográfiai évkönyv, 2001–2002.

⁸ Jelentős anyagi erőforrásokkal bíró idős bevándorló esetén nem szükséges, hogy eladja a származási országban lévő ingatlanjait. Megtartva azokat, lehetőségük lesz és talán rokonaiknak, barátaiknak is a két ország közötti mozgásra.

A bevándorló idők számát a kivándorlásukon (amely visszavándorlás vagy egy harmadik országba tovább vándorlás is lehet) és elhalálozásukon kívül az állampolgárrá válás is jelentősen csökkenti. A magyar állampolgárság megszerzése iránti igény a rendszerváltozást követően megugrott, részben a bevándorlók, részben az egykori magyar állampolgárságukat elvesztett emigránsok igényének köszönhetően (*Parragi [2000]*).

Az 1990-es évtizedet megelőzően kevés külföldi állampolgár kérte a honosítását. A kérelmezők és az állampolgársághoz jutottak többsége korábban külföldre távozó magyar volt. Az emigránsok a nyugdíjas kor elérése után települtek haza. Számuk a kilencvenes évekig nem haladta meg a százas nagyságrendet (*Tóth [1997]*). A minőségi változást a kilencvenes évtized hozta meg. 1997 végéig minden egyes évben körülbelül tízezer fő kapott magyar állampolgárságot, ami az ország lakosságszámához képest jelentős nagyságrendnek tekinthető. A KSH-kiadvás alapján 1998-tól visszaesett a magyar állampolgárságot kapottak száma és csak 2001-ben ugrottak meg újra, majd az addig tapasztalt legalacsonyabb szintre esett vissza a 2002-es előzetes adatok szerint.⁹ Az abszolút számok hullámzásai mellett az idők arányának növekedése az új állampolgárok körében, szinte töretlenül növekvő folyamat volt 1993-tól. Az összlétszám csökkenésével párhuzamosan, 1998-ban figyelhető meg egy minőségi ugrás. Ezt követően 12 százalék körül állandósult az időskorban magyar állampolgárrá váltak részaránya. A 2002. évi előzetes adatok újabb minőségi ugrás lehetőségét vetítik előre. A kevéssel 20 százalék alatti részarányból következik, hogy minden ötödik új magyar állampolgár 60 év feletti volt. Ilyen magas részarányra még nem volt példa állampolgársági statisztikában. Vélhetően semmi tudatos, az időseket pozitívan diszkrimináló tényező nem játszott közre az idők egyre növekvő részarányának kialakulásában. A nagyságrenden azonban mindenképpen el kell gondolkodni. Ezeket az adatokat látva nyomatékosan meg kell cáfolnunk azt a bevándorlók és új állampolgárok összetételére vonatkozó, a közgondolkodásban igen gyakran fellelhető véleményt, miszerint a bevándorlók és új állampolgárok elsősorban fiatal munkaképes korú férfiak.

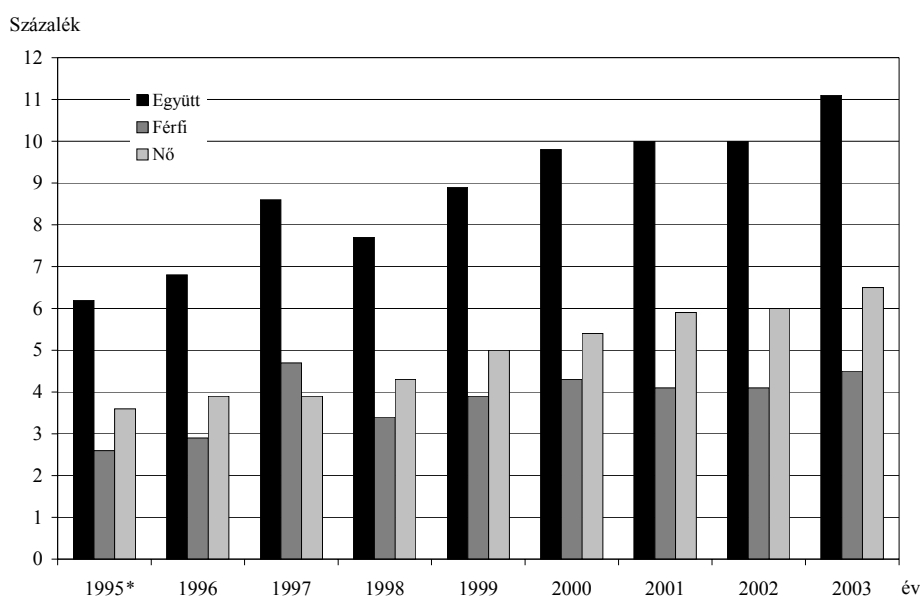
A Magyarországon tartózkodó öregkorú külföldiek száma és aránya függ a fentebb részletesen tárgyalt tényezőktől, a bevándorlások és a kivándorlások eredményétől, vagyis a nemzetközi vándorlási egyenlegtől, a státuszváltozásoktól, melyeken belül a magyarországi viszonyok között a legfontosabb az állampolgárság elnyerése. Függ még a Magyarországon tartózkodó bevándorlók természetes népmozgalmától, vagyis a bevándorló státusú nők szüleiinek számától és a bevándorlókon belüli összes halálozástól. Az itt-tartózkodók számának alakulásába még egy tényezőcsoport játszhat közre. Ez pedig a törvényi szabályozásból, illetve a közigazgatási (idegenrendészeti) gyakorlat változásából következik, már amennyiben ezt a statisztika a saját belső törvényszerűségeit figyelmen kívül hagyva, forráskritika és korrekció nélkül fogadja el (*Illés-Lukács [2002]*).

Az időskorúak aránya a Magyarországon tartózkodó összes bevándorló körében a kilencvenes évek közepére meghaladta a 6 százalékot. Folyamatosan növekedve, az ezredfordulón és után elérte, majd meg is haladta a 10 százalék körüli részarányt, tehát minden tizedik Magyarországon tartózkodó bevándorló státusú külföldi állampolgár 60 éves és

⁹ Meg kell említeni, hogy a Belügyminisztérium Bevándorlás és Állampolgársági Hivatala új állampolgárokra vonatkozó számai jelentősen eltérnek a KSH által közöltéktől, a trendek azonban, némi időbeli csúszással, hasonlóak. Az 1990-es évek második felében tapasztalható csökkenés 1999-ben ér véget és az ezredforduló körüli helyi maximum után az abszolút számok esése mindkét forrásban megjelenik (www.bmbah.hu).

azon felüli.¹⁰ A teljes állományban a 2000. évben férfitöbbség volt, majd 2001. január elsejétől nőttöbbség alakult ki. Az utolsó három évben tehát az adminisztratív beavatkozásoknak, az állomány természetes öregedésének, továbbá az egyre idősebb bevándorlói áramlatban folyamatosan nőttöbbséget mutattak ki. Az állomány idős korú tagjai (60 éves és idősebb) között azonban szinte mindig női túlsúlyt regisztráltak. Az idős nők aránya az összes bevándorló nő közötti hozzávetőlegesen három százalékponttal haladta meg a férfiakét az ezredforduló körüli években és a két nem közötti aránykülönbség fokozatosan növekszik.

3. ábra. Az öregkorban Magyarországon tartózkodó külföldiek aránya 1995 és 2003 között



* Április 1.

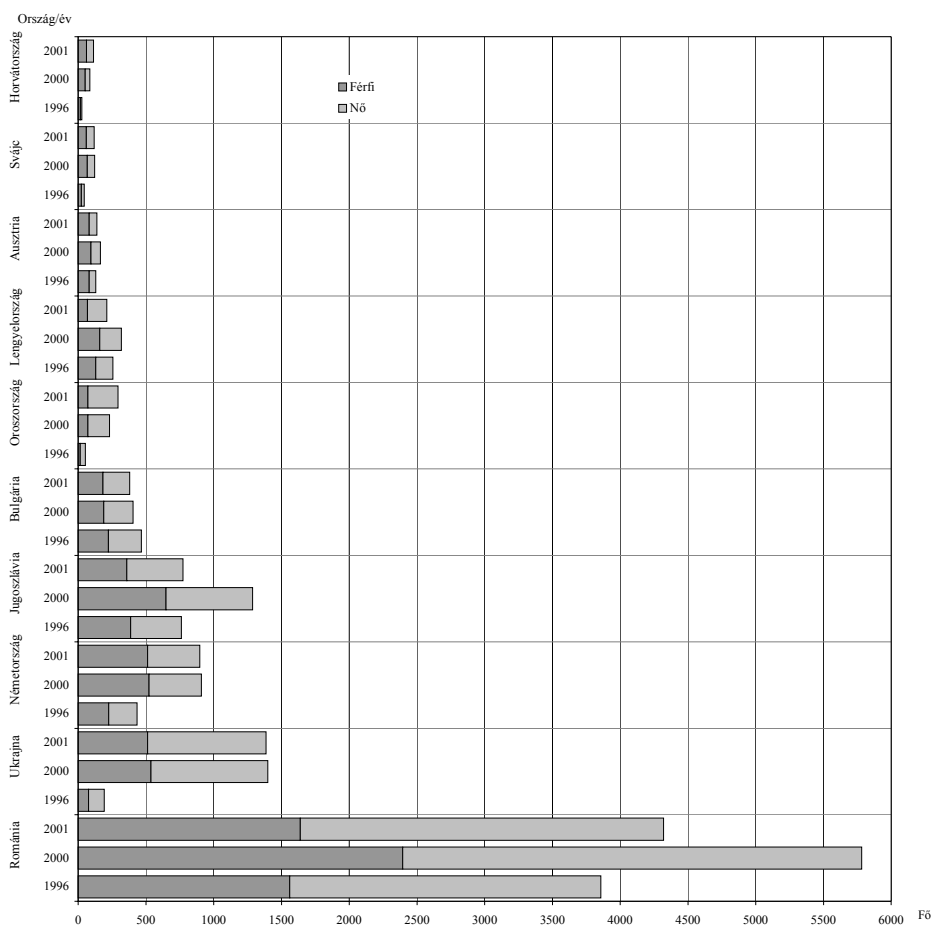
Forrás: Demográfiai évkönyv, 2001–2002.

A következő, 4. ábra alapján megállapítható, hogy a legtöbb hatvan éven felüli Magyarországon tartózkodó külföldi állampolgár Romániából érkezett (1996 elején 3858 fő, 2000 elején 5783 fő, 2001 elején 4320 fő). Az időskorú román állampolgárok aránya 2000-ig növekedve, a teljes létszám 41,9 százalékát érte el, majd enyhe csökkenéssel 39,4 százalékra esett vissza. Az ezredforduló után Romániát Ukrajna követte (a 2000. év kezdetén 1399 fő, a 2001. év kezdetén 1387 fő). A ukrán változás dinamikája figyelemre méltó, hiszen közel hétszeres növekedés tapasztalható röpké fél évtizednyi idő alatt. Az 1990-es évek közepén több egykori jugoszláv, bolgár, német, lengyel időskorú élt Magyarországon, mint Ukrajnából származó. A Németországból átkerültek esetében is növekedést regisztrálhattunk 2000-ig. Az időskorú németek száma megnégyszereződött a jelzett öt év alatt. A Kis-Jugoszláviából származó idős bevándorlók száma 2000 év fo-

¹⁰ Az arányok növekedésében akkor sem következett be változás, amikor 2000 után a jelentős nemzetközi vándorlási nyereség ellenére, az állományt az egyik évről a másikra több mint 40 ezer fővel csökkentették.

lyamán 40 százalékkal csökkent és elérte az 1990-es évek közepén mért nagyságot. A számban jelenleg ötödik helyen álló bolgár állampolgárok helyzete annyiban különleges, hogy számuk az általános trend ellenére, folyamatosan és jelentősen csaknem ötödrészre csökkent. Az orosz állampolgárok növekedése is jelentős (a németek és az ukránok közötti növekmény) közel ötszörös dinamikát mutat. A lengyelek száma is meghaladja a szomszédos osztrákokét, a horvátokét és a svájciakét. Kirívóan alacsony azonban a szomszédos jelentős számú magyar nemzetiséggel rendelkező Szlovákiából származók száma (2000. január 1-jén 36 fő, 2001. január 1-jén 34 fő).

4. ábra. Magyarországon tartózkodó 60 éves és idősebb külföldi állampolgárok száma a 10 legjelentősebb küldő állam szerint (1996, 2000, 2001)



A Magyarországon tartózkodó 60 éves kor feletti bevándorlók állományának egyre gyorsuló növekedését nemcsak a népességcsoport természetes idősödése okozta, hanem az egyre idősebb korösszetételű bevándorló áramlatok is jelentős szerepet játszottak a korösszetétel alakulásában. A bevándorló csoport „idősödése” a vizsgált időszak egészé-

ben nagyobb mértékű volt, mint a bármelyik „küldő” országban mért öregedés. Tehát a küldő országok népességének idősödése önmagában nem elégséges ok a jelenség magyarázatára. Az időskorúak bevándorlását kiváltó legjelentősebb oknak a családegyesítés tekinthető a kelet felől érkezők esetében. Nevezetesen a már korábban bevándorolt gyerekek a minimális beilleszkedéshez integrálódáshoz szükséges idő elteltével maguk után hozták szüleiket is. Ezt támasztja alá, hogy a hatvan éves és idősebbek eredetországbeli összetétele rendkívül hasonlít a hatvan évnél fiatalabbak eredetországbeli összetételéhez. Az időskorúak családegyesítés keretében történő vándorlásának további indoka, hogy túlnyomórészt Magyarországon magasabb szintű szociális és egészségügyi ellátásban részesülhetnek, mint a kibocsátó országban. Legnagyobb számban és arányban ugyanis Romániából és Ukrajnából érkeztek a nyugdíjas korú bevándorlók. Tehát abból a két országból, melyekkel (illetve elődükkel) Magyarországnak területi elven megkötött, érvényes és működő kétoldalú szociálpolitikai egyezménye van az 1960-as évek elejétől. Az egyezmények akkor alkalmazhatók, ha az érintett természetes személy állandó lakóhelye valamely szerződő fél területén van. Az ellátásokat mindkét fél területén szerzett szolgálati idő egybeszámításával annak az országnak a társadalombiztosítási szerve állapítja meg a saját belső jogszabályai alapján, amelynek területén a jogosult állandó lakóhelye van. Az egyezmények azon, a maga idejében reális, feltételezésen alapultak, hogy az országok között a nemzetközi vándorlás kismértékű és hozzávetőlegesen egyenlő nagyságú lesz. Az egyes államok közel azonos szintű szolgáltatást fognak nyújtani, így a szerződő államok terhei nagyvonalakban kiegyenlítődnek. Ez a feltételezés már a megkötést követő időben sem igazolódott, az 1990-es éveket követő időszakban pedig tovább nőtt az arányeltolódás Magyarország terhére (*Gazsó* [2003]).

Nagy valószínűséggel kijelenthető, hogy a Romániából, Ukrajnából és Oroszországból érkezett nyugdíjasok az érdekük felismerésén nyugvó, racionális döntést hoztak, amikor Magyarországra vándoroltak, hiszen a magyar jogszabályok alapján jóval magasabb összegű nyugdíjat kaphatnak, mint az eredetországban. Az Ukrajnából és Oroszországból itt tartózkodók száma hatszor-hétszer magasabb lett az 1990-es évek közepéhez képest. A 4320 fő Romániából, 1387 fő Ukrajnából és 293 fő a távoli Oroszországból 2001 elején Magyarországon tartózkodóhoz képest, a határos és jelentős magyar kisebbséggel bíró Szlovákiából mindössze 34 nyugdíjas korú élt Magyarországon. Igaz az egykori Csehszlovákia és Jugoszlávia utódállamaival, továbbá Bulgáriával és Lengyelországgal nem területi alapon működő, hanem időarányos teherviselés elvén nyugvó szociálpolitikai egyezményeink vannak. Ez azt jelenti, hogy a nyugdíjra vonatkozó igényt mindkét szerződő országban a saját belső jogszabályaik szerint bírálják el. A társadalombiztosítási szervek az ily módon megállapított nyugellátásnak a saját területén szerzett szolgálati idő tartamára számított arányos részét állapítják meg és folyósítják a jogosult részére. Tehát a jogosult a két országban megszerzett szolgálati idő egybeszámításával két országból kapja nyugdíját. Mivel az egykori Csehszlovákiában magasabbak voltak az átlagkeresetek, onnan nem érdemes Magyarországra vándorolni emiatt, hiszen nálunk alacsonyabb nyugellátást kapnának. További vándorlást hátráltató tényező, hogy a jelenlegi magyar árszínvonal a pusztá létfenntartás vonatkozásában lényegesen magasabb, mint Szlovákiában. A 379 Bulgáriából és a 211 fő Lengyelországból származó nyugdíjas korú bevándorlóhoz képest 773 fő Kis-Jugoszláviából és 113 fő Horvátországból jött Magyarországra a délszláv háború utóhatásaiként. A hazánktól nyugatra fekvő országok közül legna-

gyobb számban Németországból (898 fő), Ausztriából (137 fő) és Svájcban (118 fő) hatvan évnél idősebb élt Magyarországon 2001 elején bevándorló státusban. Talán nem véletlen, hogy e három országgal kötött az ezredforduló táján Magyarország korszerűnek és EU-konformnak értékelhető szociális biztonsági egyezményeket (*Gyulavári–Könczei* [2000]). A szolgálati időket egybeszámítják és lehetőség van a nyugellátásban részesülő áttelepülése esetén az ellátásoknak a másik szerződő fél területére történő átutalására (*Gazsó* [2003]).

A fentiekből megállapítható, a nyugatról érkezők egyértelműen a fogadó ország javát szolgálják, amennyiben ide folyósítják a nyugdíjukat, hozzájutnak egy ingatlanhoz és fenntartják azt, itt fogyasztanak, továbbá egészségügyi költségeiket saját biztosításukból fedezik (*Appleyard* [2001], *Niessen* [2002]). A keletről érkezők magyar nyugdíját és egészségügyi ellátását talán ellensúlyozza az általuk behozott tőke mennyiség, fogyasztói és aktivitási potenciál, mely saját maguk és gyermekeik javát szolgálja (*Tóth* [2000]). Az egyenleg közel sem látszik azonban annyira pozitívnak, mint a nyugatról érkezők esetében (*Valkovics* [1997], *Rodics* [1998], *Kőrös–Vörös* [2000], *Marosi–Miltényi* [2002]). Úgy véljük, hogy ebben a kérdéskörben modellszámításokra és hatásvizsgálatokra lenne szükség a tisztán látás érdekében, bár az új évezred első éveiben a magyar állampolgárok több mint húsz százaléka 60 éves és annál idősebb volt, ami jóval meghaladja a 7 százalékos körüli beáramló és a 11 százalékos körüli tartózkodó részarányt.

*

A vándorlók többségét a fiatal korosztályok adják, mégis van a migrációnak egy, kevésbé elemzett válfaja, az ún. öregkori vándorlás, amely a XX. század utolsó évtizedeinek új jelensége. E jelenség magyarországi vonatkozásai a dolgozat főbb témakörei.

A magyarországi öregedési folyamat felgyorsulásával egyidejűleg a huzamosan itt tartózkodó külföldi állampolgárok körében is folyamatosan növekedett az időskorúak részaránya. Az ezredfordulón már elérte a 10 százalékos körüli részarányt, tehát minden tizedik Magyarországon tartózkodó bevándorló 60 éves és idősebb. Durva közelítésben legalább két tényezőre vezethető vissza az időskorúak növekedése a bevándorló státusú tartózkodók körében. Az egyik maguknak a korábban bevándorlóknak a természetes öregedése. A második tényező pedig az egyre idősebb bevándorlók hatásából ered. (Harmadik tényező lehetne az idős bevándorlók kedvezőbb egészségi állapotával összefüggő alacsony halandóságuk, azonban kutatások hiányában ez az összefüggés egyelőre csak hipotézisként fogalmazható meg.)

A magyar állampolgárságot öregkorban nyert személyek aránya – a kisebb fluktuációktól eltekintve – folyamatosan emelkedett a kilencvenes évek közepétől, és 12 százalékos körüli részarányon állandósult az ezredforduló körüli években. Ez az arány jóval magasabb az évenkénti bevándorló áramlaton belül mért aránynál, illetve a tartózkodók állományán belüli részaránynál. Levonhatjuk tehát azt a következtetést, hogy a 60 éves kor felettiek felülreprezentáltak voltak az állampolgárságot nyert személyek körében, amennyiben a bevándorlókkal vetjük egybe számukat és arányukat. Azonban részarányuk meg sem közelítette az összes magyar időskorú állampolgár arányát, ami 20 százalékos körül volt. A bemutatott értékek alapján látható, hogy az időskorúak magas részaránya, a bevándorlók és különösen az új állampolgárok között, figyelmet érdemlő kérdés. E részterületek további alapos és kimerítő kutatása, megítélésünk szerint, jelentős tudományos

eredményeket ígér. A politikaformálók számára pedig a vázolt problémák kezelése tovább nem halasztható feladat.

A családgyejesítés keretében a környező országokból betelepült nyugdíjasok jövedelmi helyzete önmagában közel sem látszik kielégítőnek. Bár áttelepülésük valószínűleg tőketranszfert jelent az ország számára, azonban a családi (közösségi) burok nélkül életképtelenek lennének az új környezetben. Ők, a közpénzekből finanszírozott egészségügyi és szociálpolitikai ellátási rendszerek (több problémát felvető) igénybevétele mellett, mindenképpen rászorulnak a családi kapcsolatokból származó jövedelmi transzferekre is. Nagy valószínűséggel megjósolható, hogy a közeljövő legjelentősebb társadalombiztosítási feszültségei között fog szerepelni a családgyejesítések keretében Magyarországra költözött és gyakran magyar állampolgárrá vált idős szülők jelentős számából eredő többlet-finanszírozási igény. Ez a spontán folyamat hosszú távon minden bizonnyal nem kívánatos és nem is tartható fenn Magyarország számára, ha haszonelven alapuló migrációs politikát kívánunk működtetni. Vélhetően nagyobb nyereség származik a nyugati emigrációból visszatelepült magyar nyugdíjasokból és a betelepült nem magyar idős korú vándorokból, akiknek tisztas megélhetéséhez szükséges nyugdíja is külföldről származik.

Végső konklúzióként elmondható, hogy semmiképpen sem lenne kívánatos az idős korú bevándorlók további aránynövekedése a jelenlegi szabályrendszer keretei között. Nagyobb mérvű öregségi bevándorlás esetén a spontán folyamatokba szükséges lesz az esetlegesen felmerülő problémákat az érzézés irányától függően, differenciáltan kezelni.

IRODALOM

- Ageing populations.* [2003] Opportunities and challenges for Europe and North America. United Nations. New York–Geneva.
- APPLEYARD, R. [2001]: International migration policies: 1950–2000. *International Migration*. 39. évf. 2. sz. 7–20. old.
- BECSEI J. [1998]: *Fejezetek az általános társadalmi földrajz tanulmányozásához*. Ipsilon Kiadó. Budapest. 161 old.
- BEETS, G. – MILTÉNYI K. (szerk.) [2000]: Population ageing in Hungary and the Netherlands: a European perspective. In: *Population Studies*. Thela-Thesis. Amsterdam.
- BERÉNYI I. – ILLÉS S. – MICHALKÓ G. [2003]: *A turizmus és a migráció magyarországi összefüggései*. (Kézirat.)
- BONIFAZI, C. [2003]: Central and Eastern European countries and the new reality of European international migration. In: *Kotowska, I. – Jozwiak, J. (szerk.) Population of Central and Eastern Europe*. Challenges and opportunities. Statistical Publishing Establishment. Warsaw.
- BOYLE, P. – HALFACREE, K. – ROBINSON, V. [1998]: *Exploring contemporary migration*. Longman. New York.
- DÁNYI D. [2002]: Demográfiai átmenetek. (Valóság, tudomány, politika.) In: *Faragó Tamás (szerk.) Szerkezetek, folyamatok, összefüggések*. (Demográfiai szöveggyűjtemény.) Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest.
- DARÓCZI E. [2003]: A várható élettartam Magyarországon európai összehasonlításban. In: *Spéder Zs. (szerk.) Család és népesség – itthon és Európában*. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet – Századvég Kiadó. Budapest.
- DOBOSSY I. – S. MOLNÁR E. – VIRÁGH E. [2002]: Öregedés – nyugdíjba lépés, nyugdíjas lét – öregségi. In: *Spéder Zs. (szerk.) Demográfiai folyamatok és társadalmi környezet*. Gyorsjelentés. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet. Budapest.
- EKÉNYI ZAMÁRDI I. [2000]: A belső vándorlás és a munkaerőpiac összefüggései a fejlett nyugati országokban és Magyarországon. In: *Dövényi Z. – Csapó T. (szerk.) Alföld és Nagyvilág. Tanulmányok Tóth Józsefnek*. MTA Földrajztudományi Kutató Intézet. Budapest.
- ERDŐSI F. [2002]: Néhány gondolat az európai közlekedési tér, a közlekedési nagyszerkezet és az elérhetőség alakulásáról. In: *Abonyiné Palotás J. – Becsei J. – Kovács Cs. (szerk.) A magyar társadalomföldrajzi kutatás gondolatvilága*. Szegedi Tudományegyetem Gazdaság- és Társadalomföldrajzi Tanszék. Szeged.
- Europe's response to World ageing.* [2002] Promoting economic and social progress in an ageing World. European Commission. Bruxelles.
- FÓTI K. [2001]: Nemzetközi migráció: esély vagy globális veszélyforrás? In: *INFO-Társadalomtudomány* 55. sz. Világproblémák. Országgyűlési Könyvtár. Budapest.
- GAZSÓ K. [2003]: *A migráció jelenségének kapcsolata a nyugellátásokkal Magyarországon*. (Kézirat.)
- GYULAVÁRI T. – KÖNCZEI GY. [2000]: *Európai szociális jog*. Osiris Kiadó. Budapest.
- HABLICSEK L. [2003]: A magyarországi népesség jövője nemzetközi összehasonlításban. In: *Spéder Zs. (szerk.) Család és népesség – itthon és Európában*. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet – Századvég Kiadó. Budapest.
- HOFFMANN-NOWOTNY, H.-J. [1999]: International migration: demographic, sociological and political aspects. In: *Kuijsten, A. – de Gans, H. – de Feijter, H. (szerk.) The joy of demography..... and other disciplines*. Thela Thesis. Amsterdam.

- ILLÉS S. – LUKÁCS É. (szerk.) [2002]: *Migráció és statisztika*. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet. Budapest.
- ILLÉS S. [2003]: A turizmus és a migráció összefüggései. (Balaton-felvidéki felvételek eredményei.) (Kézirat.)
- JÓZAN P. [2001]: A századvég halálozási viszonyainak néhány jellegzetessége Magyarországon. In: *Cseh-Szombathy L. – Tóth Pál P.* (szerk.) Népesedés és népességpolitika. (Tanulmányok.) Századvég Kiadó. Budapest.
- KING, R. – WARNES, A. M. – WILLIAMS, A. M. [1998]: International retirement migration in Europe. *International Journal of Population Geography*. 4. évf. 4. sz. 91–111. old.
- KLINGER A. [2002]: A munkapiac válasza a népesség öregedésére és más társadalmi-gazdasági változásokra. *Demográfia*. 45. évf. 2–3. sz. 191–223. old.
- KÓRÓS E.-NÉ – VÖRÖS O. [2000]: Külföldiek ingatlanszerzésének Somogy és Fejér megyei tapasztalatai. *Területi Statisztika*. 3. (40.) évf. 2. sz. 187–194. old.
- LANGERNÉ R. M. [1989]: Szabályszerűségek és specialitások a magyar kohorszspecifikus vándorlási arányszámok alakulásában. *Demográfia*. 32. évf. 1–2. sz. 49–77. old.
- LANGERNÉ R. M. [2001]: *Demográfia*. ELTE Eötvös Kiadó. Budapest.
- LENGYEL M. [1994]: A turizmus általános elmélete. In: *A turizmus kérdései*. KIT Képzőművészeti Kiadó. Budapest.
- LUKÁCS É. – BORBÉLY A. [2001]: *A személyek szabad mozgása az Európai Unióban – munkavállalási, letelepedési és tanulási lehetőségek a magyar állampolgárok számára az uniós csatlakozás előtt és után*. Külügyminisztérium. Budapest.
- MAROSI GY. – MILTÉNYI K. [2002]: A nyugdíjaskorúak vándorlásának néhány kérdése – a külföldön élő magyar nyugdíjasok. In: *Illés S. – Lukács É.* (szerk.) *Migráció és statisztika*. Kutatási jelentések 71. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet. Budapest.
- MELEGH A. – ÖRI P. [2003]: A második demográfiai átmenet elmélete. In: *Spéder Zs.* (szerk.) *Család és népesség – itthon és Európában*. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet – Századvég Kiadó. Budapest.
- MICHALKÓ G. [2001]: A földrajzi típusalkotás és rangsorolás idegenforgalmi megközelítése. *Földrajzi Közlemények*. 49. évf. 3–4. sz. 205–218. old.
- MUNDRUCZÓ GY.-NÉ – STONE, G. [1996]: *Turizmus*. Elmélet és gyakorlat. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- National Research Council* [2001]: *Preparing for an aging World: The case for cross-national research*. National Academy Press. Washington. D.C.
- NEMES NAGY J. [1998]: *A tér a társadalomkutatásban. Bevezetés a regionális tudományba*. Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület. Budapest.
- NIESSEN, J. – SCHIBEL, Y. [2002]: *Demographic changes and the consequences for Europe's future. Is immigration an option?* The Migration Policy Group. Manuscript. Brussels.
- NIESSEN, J. [2002]: *The management and managers of immigration*. The Migration Policy Group. Manuscript. Brussels.
- PARRAGI M. [2000]: A magyar állampolgársági jog és a külföldön élő magyarság. *Kisebbségkutatás*. 9. évf. 1. sz. 37–50. old.
- REES, P. – STILLWELL, J. – CONVEY, A. – KUPISZEWSKI, M. [1996]: *Population migration in the European Union*. John Wiley and Sons. Chichester.
- RODICS G. [1998]: Betelepülés vagy nyaralóvásárlás? In: *Sik E. – Tóth J.* (szerk.) *Idegenek Magyarországon*. MTA Politikai Tudományok Intézete. Budapest.
- ROGERS, A. – CASTRO, L. J. [1981]: *Model migration schedules*. International Institute for Applied Systems Analysis. Laxenburg.
- ROGERS, A. (szerk.) [1992]: *Elderly migration and population redistribution*. Belhaven Press. London.
- SALT, J. [2001]: Az európai migrációs térség. *Regio*. 12. évf. 1. sz. 177–212. old.
- SIK E. – TÓTH J. (szerk.) [1999]: *Átmenetek*. MTA Politikai Tudományok Intézete. Budapest.
- SZÓKONYÉNÉ ANCSIN G. (szerk.) [2000]: *Határok és régiók*. Szegedi Tudományegyetem Természettudományi Kar Gazdaság- és Társadalomföldrajzi Tanszék. Szeged.
- TÓTH J. (szerk.) [2000]: *Schengen. A magyar-magyar kapcsolatok az uniós vízumrendszer árnyékában*. Lucidus Kiadó. Budapest.
- TÓTH PÁL P. [1997]: *Haza csak egy van? Menekülők, bevándorlók, új állampolgárok Magyarországon, (1988–1994)*. Püski Kiadó. Budapest.
- VALKOVICS E. – TÓTH PÁL P. (szerk.) [1996]: *Demography of Contemporary Hungarian Society*. Columbia University Press. New York.
- VALKOVICS E. [1997]: Néhány gondolat a bevándorláspolitikai stratégiánk kialakításáról. In: *Sik E. – Tóth J.* (szerk.) *Migráció és politika*. MTA Politikai Tudományok Intézete. Budapest.
- VAUPEL, J. W. [1997]: *The remarkable improvements in survival at older ages*. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. B series 352.
- WILLIAMS, A. M. – HALL, C. M. [2000]: Tourism and migration: new relationship between production and consumption. *Tourism Geographies*. 2. évf. 2. sz. 5–27. old.
- World population ageing: 1950–2050*. [2001] Department of Economic and Social Affairs. Population Division. United Nations. New York.
- www.bmbah.hu [2003]: Statisztikák 1–14. lap. Letöltés dátuma: 2003. 09. 30.

SUMMARY

In general, younger cohorts dominate in the international migration flows, but a new form of migration is developing, namely, the elderly migration. Parallel to the accelerating ageing process, the share of long-term elderly immigrants has been growing since the middle of nineties in Hungary. In the millennium every tenth long-term immigrants staying in Hungary was 60 years old and over. The share of persons over 60 gaining

Hungarian citizenship also increased and stabilised around 12 per cent. The expansion of old-aged immigrants and new citizens is not advantageous under the prevailing legal rules. If the elderly migration to Hungary becomes greater in level, it will be necessary to intervene into the spontaneous process. The problems indicated above must be managed with means differentiated according to the sending countries.

A KÖNYVTÁRI TÁJÉKOZTATÁS ESZKÖZEI – A KÖNYVLAJSTROMTÓL AZ INTEGRÁLT KÖNYVTÁRI RENDSZERIG

NEMES ERZSÉBET – RETTICH BÉLA

A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat 2003 márciusában élénk szakmai érdeklődést kiváltó rendezvényen mutatta be új integrált számítógépes könyvtári rendszerét, az OLIB 7.1-es verzióját. Az új rendszer minőségi előrelépés a könyvtári munka valamennyi területén. Ugyanis, egyrészt a dokumentumok feltárása sokoldalúbb az eddigi tájékoztatási eszközökhöz képest, másrészt lehetővé vált általa könyvtárunk internetes elérése.

Az esemény kapcsán felmerült, hogy tanulmányban tekintsük át a százharminchetedik évében járó Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat gyűjteményének és gyűjteményfeltárásának történetét, állományának fejlődését és tájékoztatási eszközeit az első könyvlajstromtól az online katalógusig. A történeti áttekintés után az írás számba veszi az 1868-ban közreadott első könyvlajstrom és az OLIB 2003-as bevezetése közötti időszakban használt, az állomány feltárását és az állományban való tájékozódást szolgáló eszközöket, érzékeltetve a könyvtári munka ezen szegmensének folyamatos és fokozatos fejlődését és ismerteti az új rendszer bevezetésének folyamatát.

TÁRGYSZÓ: Tájékoztatás. Könyvtártörténet. OLIB 7.1.

Az első könyvlajstromtól a könyvtár interneten történő megjelenéséig eltelt több emberöltő alatt könyvtárunk is, hasonlóan mindennapi életünkhöz, nagy változást élt meg. De alapításától kezdve méltó otthona volt az itt gyűjtött szellemi kincseknek, mindazon könyveknek, dokumentumoknak, amelyek által ma már nemcsak hazánk, hanem Európa egyik legrégebbi és állományát tekintve legnagyobb statisztikai szakkönyvtárává vált.

A KÖNYVTÁR GYŰJTŐKÖRE

Könyvtárunk több mint százharminc éve teljességre törekvően gyűjti a magyar, válogatva a külföldi statisztikai és demográfiai szakirodalmat. Kiemelt fontosságú a közgazdaságtudomány, a szociológia, a jog, a politika, valamint az összes tudományterület gazdasági és statisztikai vonatkozású irodalma.

Jelentős állománycsoportot képvisel a klasszikus és a kortárs magyar- és világirodalom, a helytörténet, a néprajz, a vallás- és egyháztörténet, a történelem, az informatika, a

sport, a könyvtártudomány és a művészetek irodalma, valamint a különböző tudományterületek alapvető kézikönyvei. A gyűjtemény sokszínűsége segíti a statisztikai munka tartalmi sokoldalúságát, és lehetővé teszi más tudományterületek művelői vagy az érdeklődő olvasók számára a sokoldalú tájékozódást. A gyűjtőkör kapcsán érdemes megjegyezni, hogy a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálaté az egyetlen közgyűjtemény Magyarországon, amely a statisztika, a demográfia valamint minden egyéb tudományterület statisztikai vonatkozású irodalmát a teljesség igényével gyűjti. A statisztikai szakirodalmi ellátás területén a könyvtár országos feladatkörű.

A könyvek mellett a gyűjtemény fontos részei a folyóiratok (évente közel kilencszáz hazai és ötszáznál több külföldi napi- és hetilap, illetve folyóirat jár jelenleg), a térképek (több mint tízezer), a kéziratok (több mint 1400), a muzeális értékű dokumentumok (1867 előtti publikációk tartoznak ebbe az állománycsoportba), a miniatűr dokumentumok és az egyre gyarapodó számban megjelenő elektronikus dokumentumok.

Állományának forrásait vizsgálva, rá kell mutatnunk arra, hogy a gyűjtőkör alakulásában fontos szerepük volt és van a kötelezpéldányként beérkezett dokumentumoknak, valamint a cserekapcsolatoknak, hiszen már az 1869-es nemzetközi statisztikai kongresszus, majd az 1874-es statisztikai törvény indítványozta az ilyen kapcsolatteremtést más országok statisztikai hivatalaival.

(Nem tartozik szorosan a gyűjtőkör problémaköréhez, de fontos az 1896. évi XX. törvénycikk azon előírása, amely a magyar hivatalos statisztika intézménye számára önálló épület létrehozását kezdeményezte, benne könyvtári célokat szolgáló helyiségekkel. A törvényi előírás alapján, a Központi Statisztikai Hivatal és Könyvtára 1898-ban költözött jelenlegi helyére (1024 Budapest, Keleti Károly u. 5.) (*Visi Lakatos* [1998]).

Az 1897. évi XXXV. törvénycikk (a második statisztikai törvény) hangsúlyozta a könyvtár nyilvános jellegét és egyúttal kötelezpéldány-gyűjtési joggal ruházta fel intézményünket. (Ezt a jogkört az 1929. évi XI. számú (harmadik statisztikai) törvény megerősítette, majd az 1952. évi VI. számú (negyedik statisztikai) törvény újjólág jóváhagyta.) A döntések a könyvtárt a legnagyobb hazai könyvtárak sorába emelték, sőt ma már Európa legrégebbi és leggazdagabb állományú statisztikai szakkönyvtára a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálaté.

A könyvtár állományának alakulásában jelentős szerepe volt és van a nemzetközi kapcsolatok kiépítésének. Az erre vonatkozó első törvényi jóváhagyás 1929-ből való. A miniszterelnök 1929. évi 3600. rendeletének 14. §-a a cserekapcsolatokhoz szükséges kiadványmennyiség felhasználását a Hivatal elnöke hatáskörébe sorolta. 1929 és 1946 között a nemzetközi kapcsolatoknak köszönhetően 16 753 kötettel gyarapodott a könyvtár állománya. A második világháborút követően számottevő emelkedés jelentős késéssel, csak 1953-tól indult meg.

1957-ben mintegy 20 nemzetközi intézménnyel és 48 országgal, közülük több ország (Egyesült Államok, Ausztria, Belgium, Brazília, Csehszlovákia, Franciaország, Hollandia, Japán, Lengyelország, Nagy-Britannia, NDK, NSZK, Norvégia, Olaszország, Svájc, Svédország, Szovjetunió) egynél több könyvtárával, 1985-ben 418 külföldi intézménnyel, illetve statisztikai hivatallal vagy annak könyvtárával jött létre cserekapcsolata a könyvtárnak.

Jelenleg a világ több mint száz országával és az ismert nemzetközi gazdasági és politikai szervezetekkel kialakított, folyamatosan fenntartott kapcsolat eredményeként a kül-

földi szakirodalom beszerzését jelentős arányban a több mint négyszáz cserepartner biztosítja. (Közöttük az ENSZ, az OECD, az Európai Unió, a FAO, a GATT, a Világbank stb.) A világ számos országának hivatalos, nemzeti statisztikai évkönyvei megtalálhatók könyvtárunkban. A külföldi cserekapcsolatok a KSH és a könyvtár kiadványaira épülnek, amelyek egyben elősegítik Magyarország jobb megismerését külföldön.

A KÖNYVTÁR ÁLLOMÁNYÁNAK ALAKULÁSA A KEZDETEKTŐL 1990-IG

A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat története akkor kezdődött, amikor 1867-ben *Keleti Károly* megbízást kapott az önálló, hivatalos magyar statisztikai szolgálat megszervezésére. Keleti bölcsességét jelzi, hogy azonnal kezdeményezte az önálló statisztikai szakkönyvtár létrehozását. Szükségesnek tartotta a statisztikai és államtudományi munkák, folyóiratok és térképek gyűjtését, kiemelte a tisztviselők könyvtárhasználatának fontosságát.¹

Az 1869. évi hágai nemzetközi statisztikai kongresszus megállapodást hagyott jóvá a résztvevő országok statisztikai szervezetei kiadványainak nemzetközi szintű cseréjéről.

A könyvtár alapítási évének végén 150 dokumentum volt a könyvtár állományában.² Folyamatos adatsorokkal azonban csak 1871-től rendelkezünk az állományról. A kezdeti időszak állománygyarapodását a következő számsor mutatja (*Findura* [1885]).

A könyvtár állománya az 1871 és 1884 közötti időszakban

Év	Állomány (kötet)
1871	2 054
1872	2 489
1873	4 717
1874	5 391
1875	6 308
1876	8 153
1877	9 424
1878	10 522
1879	12 416
1880	Rovancsolás miatt nincs adat!
1881	11 355
1882	13 176
1883	15 340
1884	17 239

Findura (Farkasfalvi) Imrének köszönhető, hogy a fenti időszakról folyamatos adatok állnak rendelkezésünkre. Ő mint a könyvtár első vezetője, példamutató pontossággal és rendszerességgel regisztrálta az állomány gyarapodását. A tárgyidőszakban nyolcszorosára növekedett a gyűjtemény, amelyben szerepet játszottak *Keleti Károlynak*, a nemzetkö-

¹ Az Országos Magyar Királyi Statisztikai Hivatal ügyköre és ügyviteli szabályzata dokumentumot 1871-ben a király szentesítette. A szabályzat 29. §-a rendelkezett a könyv- és térképgyűjteményről. „A statisztika tudományos művelése végett könyv- és térképgyűjteményt szerez be, mely gyűjteménynek a statisztikai tanács és hivatal tagjai, valamint a tisztviselők általai használata iránt külön könyvtári utasítás rendelkezik.” (*Dr. Csahók – Dr. Gyulay* [1994])

² Hivatalos statisztikai közlemények [1868]. 3. füzet. Vegyes anyagok között „A statisztikai szakosztály könyv- és térképgyűjteménye 1867–1868.” (193–203. old.)

zi kiadványcserét szorgalmazó törekvései. A könyvtár a mai napig őrzi ennek a korszaknak, elsősorban német nyelvterületről származó igen értékes dokumentumait. Az 1880. évi rovincsolást ma állományellenőrzésnek nevezzük, amelynek során a könyvtár és a hivatal vezetői jól átgondolt, szelektív válogatást végeztek az állományban. Ennek tulajdonítható, hogy az 1879. évi adat magasabb kötetszámot jelez, mint az 1881. évi. A vizsgált időszakot az állomány folyamatos, egyenletes mértékű gyarapodása jellemezte.

Sajnos az 1885 és 1893 közötti időszakról nincs adatunk. 1894-től, ha nem is folyamatos, de értékelhető adatsorunk van az állomány gyarapodásának alakulásáról. Ennek megfelelően a következő adatsor majdnem egy évszázad gyarapodási folyamatáról ad képet.

A könyvtár állománya az 1894 és 1990 közötti időszakban

Év	Állomány (kötet)
1894	14 790
1895	66 000
1910	110 572
1913	123 000
1918	134 819
1920	136 384
1928	157 147
1933	178 495
1944	256 000
1951	160 000
1956	280 000
1970	400 000
1985	600 000
1990	613 000

A felsorolt, összesített állományadatok jól mutatják, hogy a XIX. századi könyv- és folyóirat-kiadás lényegesen szerényebb mértékű volt, mint a következő századbeli. Tizenhárom év alatt bő hatvanezerrel nőtt a dokumentumok száma. Ugyanez a szám 1910 és 1990 között meghaladja az ötszázazretet. Feltűnő, hogy az 1894. évi állomány nagysága nem éri el az 1884. évét. Csak feltételezhetjük, hogy több, az 1880. évihez hasonló állományrevízió történt a könyvtárban. A következő időszak látványosan gyors gyarapodásában döntő szerepe van a könyvtár 1898 óta törvényben biztosított kötelezpéldány jogsultságának. (2. 862/1898 k.m. eln. rendelet.)

Szembeötlő a különbség az 1944. és az 1951. évi számok között. A második világháború folyamán előbb 1945. január 25-én kapott gyújtóbomba találatot a hivatal épülete, majd 1945. február 11-én a folyóirattár két helyisége égett ki. Minden bizonnyal ezek az események is közrejátszottak abban, hogy 1951-ben csaknem százezerrel kevesebb dokumentuma volt a könyvtárnak, mint hét évvel korábban. A számsorból világossá válik, hogy 1951 óta a gyarapodás mértéke egyenletes és folyamatos.

Az összesített állományadatokon túl részletes adataink vannak az 1931 és 1956 közötti gyarapodásról is. (Lásd az 1. táblát.) Más könyvtárakétól eltérően, nem a vétel dominál a gyarapítás formái között, hanem elsősorban a kötelezpéldányok és a csere útján kapott dokumentumok. Kivételt képez az ötvenes évek első fele, amikor a vétel meghaladta a csere és az ajándékozás útján történő gyarapodást.

1. tábla

*A könyvtár állományának gyarapodása és annak forrásai az 1933 és 1956 közötti időszakban
(kötet)*

Év	Az állomány forrása				Összesen
	Vétel	Csere	Ajándék	Kötelespéldány	
	révén került a könyvtárba				
1931	89	1 475	602	2 625	4 791
1932	91	1 548	616	2 496	4 751
1933	99	1 172	603	1 620	3 494
1934	90	1 532	312	2 323	4 257
1935	181	1 396	451	3 340	5 368
1936	181	1 288	369	5 498	7 336
1937	99	1 625	459	6 774	8 957
1938	77	1 405	652	6 631	8 765
1939	83	1 355	612	5 609	7 659
1940	42	762	349	5 799	6 952
1941	167	524	409	5 507	6 607
1942	78	439	450	5 968	6 935
1943	114	558	544	6 866	8 082
1944	54	243	578	6 622	7 497
1945		282	188	3 632	4 102
1946	43	724	202	3 104	4 073
1947	87	709	207	3 804	4 807
1948	12	551	78	2 343	2 984
1949	62	548	897	1 138	2 645
1950	16	574	993	1 893	3 476
1951	1 147	867	1 503	4 548	8 065
1952	2 324	163	846	6 137	9 470
1953	1 997	1 055	249	9 948	13 249
1954	1 925	1 143	823	7 073	10 964
1955	1 080	1 186	1 104	4 730	8 100
1956	751	862	628	9 873	12 114

AZ ÁLLOMÁNY FEJLESZTÉSE 1990 UTÁN

A fejezet címe nem pontos, mert valójában sajnos csak 1992-től rendelkezünk részletes és egységes szerkezetű gyarapodási adatsorokkal. A következő táblák az 1992 és 2002 közötti időszak állományfejlesztéséről adnak tájékoztatást.

A Könyvtár gyűjteményének legfontosabb dokumentumtípusa a könyv, ezért a 2. táblában ezek számának alakulását, az állomány gyarapításának formáit és forrásait mutatjuk be.

Tizenegy esztendő alatt csaknem százezer könyv került az állományba. Ebből közel 75 ezres számával meghatározó a kötelespéldány. A könyvekhez kerültek az egyetemi és főiskolai jegyzetek, amelyek döntő többségét szintén kötelespéldányként kapja a könyvtár.

A kötelespéldányokból származó gyarapodás ugrásszerű emelkedése 1994-től kezdődően figyelhető meg. A könyvpiac kiszélesedett, ami tematikailag is színesebbé tette a kínálatot. Megnőtt a magán- és az intézményi kiadványok száma, közöttük a történelmi, társadalomtudományi munkák, helyismereti kiadványok, és ez a folyamat ma is tart. Könyvtárszakmai szempontból nagyon fontos a kutatómunkában jól hasznosítható hely-

ismereti és helytörténeti dokumentumok megjelenése. (Ezek a megjegyzések nemcsak a könyvkiadásra, hanem a hírlap- és folyóirat-kiadásra is érvényesek.)

2. tábla

A könyvállomány gyarapodása és annak forrásai 1992-től
(kötet)

Év	Magyar				Külföldi				Összesen
	könyvállomány forrása								
	ajándék	csere	köteles	vétel	ajándék	csere	köteles	vétel	
1992	1 029	16	2 013	16	53	1 028		79	4 234
1993	428		2 459	11	256	1 035		48	4 237
1994	610		7 631	63	537	1 174		66	10 081
1995	523	1	7 331	58	247	1 187		74	9 421
1996	600	15	7 320	89	138	923		80	9 165
1997	549	137	7 788	102	332	799		66	9 773
1998	787	21	6 814	159	285	756		115	8 937
1999	784	44	8 790	287	196	520		237	10 858
2000	923	50	8 489	127	194	657		441	10 881
2001	636	19	8 639	295	244	541	4	327	10 705
2002	667	13	7 000	37	56	430	1	141	8 345
<i>Összesen</i>	<i>7 536</i>	<i>316</i>	<i>74 274</i>	<i>1 244</i>	<i>2 538</i>	<i>9 050</i>	<i>5</i>	<i>1 674</i>	<i>96 637</i>

A könyvek mellett a Könyvtár gyűjteményében fontos szerepet játszanak az időszaki kiadványok, melyek gyarapodását az 3. tábla mutatja. Az „időszaki kiadvány” fogalma magyarázatra szorul. A KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat napi munkájában a gyűjtemény megkülönböztetett fontosságú részét képezik a statisztikai évkönyvek és az évkönyv jellegű kiadványok. Ezek kerülnek ebbe a kategóriába. Az időszaki kiadvány az a dokumentum altípus, amely markánsan megkülönbözteti a KSH Könyvtárának állományát más hazai könyvtárakétól.

3. tábla

Az időszaki kiadványok gyarapodása és annak forrásai 1992-től 2002-ig
(kötet)

Év	Magyar				Külföldi				Összesen
	időszaki kiadványok forrása								
	ajándék	csere	köteles	vétel	ajándék	csere	köteles	vétel	
1992	794	2	307	33	30	1 076		81	2 323
1993	439	1	374	7	108	902		66	1 897
1994	621	2	708	10	235	887		82	2 545
1995	584	2	611	6	161	957		62	2 383
1996	443		671	4	106	977		28	2 229
1997	532	2	670	3	156	1 270		62	2 695
1998	611	3	667	12	139	822	1	95	2 350
1999	690	12	786	12	128	645		58	2 331
2000	697	3	620	4	117	704		233	2 378
2001	688	2	592	5	158	610		103	2 158
2002	551	3	519	4	82	433		165	1 757
<i>Összesen</i>	<i>6 650</i>	<i>32</i>	<i>6 525</i>	<i>100</i>	<i>1 420</i>	<i>9 283</i>	<i>1</i>	<i>1 035</i>	<i>25 046</i>

A KSH könyvtárának tehát meghatározó dokumentumtípusa az időszaki kiadvány. A magyar időszaki kiadványok esetében az ajándék a leggyakoribb gyarapodási forma, ami nem véletlen. A KSH minden kiadványából öt példányt kap a könyvtár, ami hosszú távon biztosítja ezek megőrzését és hozzáférhetőségüket a legszélesebb nyilvánosság számára is. A kötelespéldányok jelentős mértékben emelték, és emelik ma is a magyar időszaki dokumentumok számát. A nagy hagyományú, folyamatosan ápoltt nemzetközi kapcsolatok a vizsgált időszakban több mint kilencezer külföldi dokumentummal gazdagították az állományt. Más könyvtárakéhoz, illetve a teljes gyarapodáshoz képest nagyon alacsony a vétel útján beszerzett időszaki kiadványok száma. (A vásárlásokon belül szembetűnő a különbség a külföldi beszerzések javára: 100 magyar, illetve 1035 külföldi időszaki dokumentum.)

4. tábla

*A folyóirat-állomány gyarapodása, a gyarapodás forrásai 1992-től 2002-ig
(kötet)*

Év	Magyar				Külföldi				Összesen
	folyóiratállomány-gyarapodás forrása								
	ajándék	csere	köteles	vétel	ajándék	csere	köteles	vétel	
1992	26		350	100		242		75	793
1993	53		541	221	73	358		266	1 512
1994	395		855	172	75	489		223	2 209
1995	164		95	39	68	667		174	1 207
1996	153	1	996	240	28	431		176	2 025
1997	288		495	85	101	442		196	1 607
1998	253		1 152	257	112	989		327	3 090
1999	378		939	127	144	541		364	2 493
2000	359		773	146	4	447		243	1 972
2001	303		958	159	29	584		308	2 341
2002	285		895	146	14	313		129	1 782
<i>Összesen</i>	<i>2 657</i>	<i>1</i>	<i>8 049</i>	<i>1 692</i>	<i>648</i>	<i>5 503</i>		<i>2 481</i>	<i>21 031</i>

A könyvek mellett a folyóirat a legfontosabb könyvtári dokumentumtípus. A tudományos kutatómunka szempontjából a könyvekhez képest meghatározó az a „sajátossága”, hogy gyorsabban képes reagálni a tudomány, a gazdaság és a társadalom változásaira. Az új kutatási eredmények, elméletek általában először folyóiratokban látnak napvilágot, és csak később, letisztult, kikristályosodott állapotban jelennek meg könyvekben.

A könyvtár legtöbb hazai folyóirata kötelespéldányként kerül a gyűjteménybe, de nem elhanyagolható a vétel sem. (A tárgyidőszakban 1692 kötettel gyarapodott vétel útján az állomány.)

A külföldi folyóiratok esetében a cserekapcsolatok nagyon sokat segítenek az állomány gyarapításának folyamatosságában. Szembetűnő ugyanakkor, hogy milyen jelentős a külföldi folyóiratok területén a vétel aránya.

Meg kell említeni egy új jelenséget, az elektronikus folyóiratok térhódítását, ami a kilencvenes évek második felében kezdődött meg igazán intenzíven. Az elektronikus folyó-

iratok száma évről évre nő, a jövő egyik fontos dokumentumtípusa lesz. Ma még számos olyan folyóiratot ismerünk, amely hagyományos, nyomtatott formában is megjelenik.

Az első elektronikus dokumentumok (többnyire floppy mellékletek) már a nyolcvanas évek második felében megjelentek. Ezek abban az időben a kimondottan számítástechnikai tematikájú kiadványok mellékleteként kerültek kiadásra. Minőségileg más, és igazán jelentős információhordozóvá akkor váltak az elektronikus dokumentumok, amikor elszakadva a számítástechnikai tematikától, nagymennyiségű szöveget vagy numerikus adatot tárolva, elérhetővé tették azok számítógépes tanulmányozását és feldolgozását. A könyvtárban csak 1999-től szerepelnek önálló dokumentumtípusként az elektronikus dokumentumok. Ez az adathordozó a gyűjtemény egyre fontosabb része lesz, hiszen számos kiadvány, adattár ma már kizárólag elektronikus formában jelenik meg. (Az 5. tábla nem tartalmazza a mellékletként közreadott elektronikus adathordozókat.)

5. tábla

*Elektronikus dokumentumok gyarapodása és annak forrásai 1992-től 2002-ig
(darab)*

Év	Magyar				Külföldi				Összesen
	dokumentumok gyarapodási forrásai								
	ajándék	csere	köteles	vétel	ajándék	csere	köteles	vétel	
1999	54	–	15	71	19	23	–	263	445
2000	43	–	6	29	49	25	–	301	453
2001	58	–	3	51	22	20	–	148	302
2002	37	–	2	19	9	43	–	140	250
<i>Összesen</i>	<i>192</i>	<i>–</i>	<i>26</i>	<i>170</i>	<i>99</i>	<i>111</i>	<i>–</i>	<i>852</i>	<i>1450</i>

6. tábla

*Az összes gyarapodás és annak forrásai 1992-től 2002-ig
(darab)*

Dokumentum	Magyar				Külföldi				Összesen
	dokumentumok gyarapodásának forrása								
	ajándék	csere	köteles	vétel	ajándék	csere	köteles	vétel	
Folyóirat	2 657	1	8 049	1 692	648	5 503		2 481	21 031
Időszaki	6 650	32	6 525	100	1 420	9 283	1	1 035	25 046
Könyv	7 536	316	74 274	1 244	2 538	9 050	5	1 674	96 637
Elektronikus dokumentum	192	–	26	170	99	111	–	852	1 450
<i>Összesen</i>	<i>17 035</i>	<i>349</i>	<i>88 874</i>	<i>3 206</i>	<i>4 705</i>	<i>23 947</i>	<i>6</i>	<i>6 130</i>	<i>144 252</i>

A magyar elektronikus dokumentumoknál az ajándék dominál, de nem sokkal marad el mögötte a vétel útján történő gyarapítás. Sajnos kötelesepéldányként viszonylag kevés elektronikus adathordozót kap a könyvtár. A külföldi dokumentumok esetében dominál a vétel, viszonylag kevés az ajándék, és a könyvekhez, időszaki kiadványokhoz és folyóiratokhoz képest kevés az ajándékozás és a csere útján kapott CD-ROM.

Az elektronikus adathordozók között a legfontosabbak és legértékesebbek a Központi Statisztikai Hivatal és az Eurostat kiadványai.

Végezetül, az egyes részállományok összesítéseként, a 6. tábla az összes gyarapodást mutatja 1992 és 2002 között.

A tizenegy év alatti gyarapodást összesítő 6. tábla megmutatja, hogy a nagykönyvtárrakra jellemző nemzetközi trendekhez hasonlóan a hazai dokumentumok gyarapításában a kötelezpéldány (88 874 könyvtári egység), a külföldi dokumentumok esetében pedig a cserekapcsolatok (23 947 könyvtári egység) vannak túlsúlyban.

AZ ÁLLOMÁNY FELTÁRÁSA

Egy könyvtár annyit ér, amennyit olvasói használni tudnak belőle. Éppen ezért a könyvtárnak közvetítő szerepet kell betöltenie az általa létrehozott gyűjtemény és annak használói, az olvasók között. Azaz megőrző funkciója mellett a könyvtárnak kommunikációs, közvetítő feladata is van. Olyan közös nyelvet kell teremtenie, amely alkalmas a dokumentumokban őrzött információk visszatükrözésére, feltárására, az információk több szempontú visszakeresésére, ugyanakkor az aktív befogadó, az olvasó számára is érthető és használható. Minél nagyobb egy gyűjtemény, minél jobban közelítünk napjainkhoz, annál bonyolultabb és összetettebb a könyvtár kommunikációs feladatának teljesítése. A következőkben ezt a folyamatot mutatjuk be. Az első állomás a könyvlajstrom, amely pusztán a könyvtár állományába került dokumentumok elemi szintű formai azonosítását teszi lehetővé. A pillanatnyi „végállomás” egy olyan számítógépes integrált rendszer, amely az internet segítségével a világ legkülönbözőbb pontjain élők számára is tájékozódási lehetőséget biztosít könyvtárunk állományában.

Az első címjegyzékeket, könyvlajstromokat Findura (Farkasfalvi) Imre, a Hivatal első könyvtárnoka állította össze. A *Hivatalos Statisztikai Közlemények* első évfolyamának 3. füzetében jelent meg 1868-ban „A statisztikai osztály könyv- és térkép-gyűjteményének lajstroma 1867/8-ról” (193–203. old.). 1872-ben a negyedik évfolyam 4. füzetében az 1869 és 1870 közötti könyv- és térképgyarapodást tették közzé (123–148. old.), majd a hatodik évfolyam (1874) 4. füzetében az 1871. és 1872. évi gyarapodást jelentették meg (89–165. old.). Mindezek összegzéseként az 1881-ben megjelent „Az Országos Magyar Királyi Statisztikai Hivatal kiadványai, 1867–1881” című dokumentum, amelyet 98 oldal terjedelemben a Hivatalos Statisztikai Közleményekben publikáltak 1881-ben. Ezt a „katalógust” tárgymutató egészítette ki. A könyvtár első vezetője állította össze név- és tárgymutatóval ellátott hivatalos statisztikai kiadványjegyzékét, amely „Az Országos Magyar Királyi Statisztikai Hivatal könyvtárának és térképgyűjteményének címjegyzéke, 1867–1884” címen jelent meg 1885-ben, a *Hivatalos Statisztikai Közleményekben*. A címjegyzék tíz csoporton belül 32 alcsoportba osztva tárja fel a könyvtár állományát. Külön fejezetben szerepel a könyvtár térképgyűjteménye. Ez a kiadvány már betűrendben sorolja fel a könyvtári állományban szereplő dokumentumokat.

Az 1898. évi 8339/1897. rendelet 7. §-a részletesen előírta, hogy „...a könyvtár teljes állományáról és értékéről bármikor meggyőződést lehessen szerezni ...”. Rendelkezett a könyvtári katalógus tízévenkénti kiadásáról. Ez nem valósult meg, a második és egyben az utolsó kiadás 1898-ban látott napvilágot.

Az 1898-as címjegyzék folytatás nélkül maradt, legalábbis, ami annak nyomtatott változatát illeti, ugyanis az a címjegyzéknek megfelelő rendszerben tovább épült, csak már cédulakatalógus formájában.

1898-ban jelent meg a könyvtár szakkatalógusa: „A Magyar Királyi Központi Statisztikai Hivatal Nyilvános Könyvtárának és Térképgyűjteményének címjegyzéke.” Budapest. 1898, Pesti nyomda. XIV old., 594 old.³ A következő nyomtatott katalógus megjelenésére meglehetősen sokat kellett várni, hiszen csak jóval később, 1915-ben jelent meg „A Magyar Királyi Központi Statisztikai Hivatal Nyilvános Könyvtárának könyvjegyzéke” (I. köt. Budapest. 1915. V, 138 old.), amely a hivatalos statisztikai kiadványokat 26 szakcsoportban tárta fel. A szakcsoportokon belül az országok és a városok kiemelve szerepelnek. A folytatás, a nem hivatalos kiadványokat tartalmazó címjegyzék 1919-ben látott napvilágot (II. köt. Budapest. 1919. XXI, 944 old.), 95 szakcsoportra bontva a feltárni kívánt anyagot. Ezekhez a címjegyzékekhez még két pótfüzet járult 1920-ban és 1934-ben. (A Magyar Királyi Központi Statisztikai Hivatal nyilvános könyvtárának könyvjegyzéke. I. pótfüzet. (lezáratott 1920. június 30-án.) Budapest. 1920. VIII, 122 old., illetve II. pótfüzet Budapest. 1934. VIII, 658 old.) Minden kötetben szerepelt névmutató, továbbá a kötetek közötti és a kötetben belüli utalórendszer.

Az 1933 és 1956 közötti állomány hivatalos és nem hivatalos statisztikai és egyéb anyagát negyedéves „cédulákon” (amelyek inkább lapoknak nevezhetők) dolgozták fel. (Ez 50 ezer féloldalnyi, A/5-ös méretű „cédulát” jelent.) Az 1946 és 1956 közötti időszak nem statisztikai tárgyú állománya szabványos kartonokon került feldolgozásra. A cédularendszer felépítése megegyezik az előbb említett nyomtatott katalógusokéval.

1955 előtt, *Kovacsics József* (1955 és 1959 között volt a könyvtár vezetője) szerint, könyvtártudományi értelemben vett feldolgozás nem folyt a könyvtárban. Az állomány feldolgozása addig 95, a müncheni és a göttingai rendszerhez igazodó szakcsoportban történt.

1947-től jelentek meg a hagyományos katalóguscédulák. A tartalmi feltárás szempontjából fontos, hogy *Gombás Géza*, a könyvtár akkori igazgatója elviekben egyetértett az Egyetemes Tizedes Osztályozás (ETO) bevezetésével, de azt – elsősorban személyzeti okok miatt – nem tartotta megvalósíthatónak. Csak jóval később, 1956-ban döntöttek az ETO bevezetéséről. Előtte, még 1955 őszén, a könyvtár kérte feldolgozási rendszerének átvilágítását. Az eredmény: a hibák fő oka a szakozás dokumentálásának hiánya. „A szakozás szóbeli hagyományok alapján épült fel és folyik mind a mai napig”, írta *Goriupp Alisz* (*Hajós* [1958] 16. old.), az Országos Széchényi Könyvtár munkatársa, és ez számos következetlenséghez vezetett. A vizsgálat idején a könyvtárnak nem volt betűrendes katalógusa. A névkatalógusban a szerző nélküli művek – márpedig ebből volt a legtöbb a statisztikai kiadványok között – nem szerepeltek, csak a szakkatalógusba kerültek be. A helyzetet rontotta, hogy az 1915-től kiadott könyvjegyzékek a raktári jelzetet nem közölték. Ráadásul 1934 után nem jelent meg nyomtatott katalógus. Az egyetlen tájékoztatósi pont az 1946-47-ig a kézzel írt, papír alapú „cédula” volt. Csak ezt követően tért át a könyvtár a nemzetközi szabványnak megfelelő méretű katalóguscédulák használatára.

1955-ben megkezdődött a külföldi kiadványcsere és a vásárlás útján beérkezett könyvek gyarapodási jegyzékeinek összeállítása („Beérkezett külföldi könyvek jegyzéke”).

³ Az első világháború kitörése előtt a könyvtár állománya 120 ezer darab, hatodik a nagykönyvtárak között.

Még ugyanebben az évben egy-egy főállású címleíró és szakozó került a könyvtárba. Rájuk hárult a könyvtár dolgozóinak betanítása a modern könyvtári munkába. Megindult a rekatalogizálás (az állományban levő, de fel nem dolgozott dokumentumok címleírása és osztályozása), amely érthetően nem terjedt ki a teljes állományra, a határvonalat az 1934. év jelentette. Elkezdődött az 1934 után beszerzett statisztikai és közgazdasági szakirodalom feldolgozása. Az új, betűrendes katalógusban szerepelt a szerző, a cím első szava és a címben szereplő földrajzi nevek. A szakkatalógus az Egyetemes Tizedes Osztályozás (ETO) elvére épült.

1956-ban megkezdődött a külföldi folyóiratok bibliográfiai feldolgozása. A „Folyóiratcikkek bibliográfiája” az Egyetemes Tizedes Osztályozásra épülő, havonta, kéthavonta megjelenő kiadvány volt. 1957-ben egyesült a könyveket és folyóiratokat feltáró két kiadvány, Külföldi könyv- és folyóiratcikk bibliográfia címen negyedévenként jelent meg. Itt jegyezzük meg, hogy a *Statisztikai Szemlében*, a Könyvtár összeállítására alapján 1956-tól az Irodalom rovatban megjelent a Könyvtárban található statisztikai folyóiratok tartalomjegyzékének ismertetése, 1963-ban pedig a szerkesztőség, ugyancsak a Könyvtárral együttműködve Statisztikai Irodalmi Figyelő rovatot indított, mely a folyóiratszemlén kívül, kéthavonta váltva tartalmazza a Könyvtárba érkezett legújabb anyagok válogatott bibliográfiáját, valamint a külföldi szakirodalomból válogatott könyv- és tanulmányismertetéseket. (A szerk. megjegyzése.)

1958-tól a külföldi statisztikai irodalom bibliográfiai feldolgozásában részt vett a Marx Károly Közgazdaságtudományi Egyetem és a Közgazdaságtudományi Intézet Könyvtára is. Havonta publikálták a Közgazdasági és Statisztikai Irodalmi Tájékoztató című bibliográfiát. Ez a kiadvány már nem az ETO rendszerére épült, hanem a statisztika elméletének és a szakstatisztikák elvárásainak megfelelő bontásban tárta fel a szakirodalmat.

GÉPESÍTÉS

A gépesítés első lépéseit magyar viszonylatban igen korán, már 1968-ban megtette a könyvtár. Az első eredmény 1969-re született meg: a KWIC (keyword in context) indexes kiadvány az 1960 és 1968 közötti munkabérekre, keresetekre, jövedelmekre vonatkozó adatsorokat tárta fel. Hasonló kiadvány jelent meg 1972-ben az Árak-árindexek és 1973-ban a Mezőgazdaság-élelmiszergazdaság témakörökben.

A könyvtári személyi számítógépeken kezdetben a MicroISIS program futott. A programot az egyes dokumentumtípusok feldolgozásában, gyarapodási jegyzékek készítésében használták. Ebből az adatbázisból épült például az 1986 után megjelent, könyvkereskedelmi forgalomba is került KSH-kiadványok bibliográfiája. (Statisztikai adatforrások. Bibliográfia, 1986–1992.)

MicroISIS alatt futott az 1985 óta épülő főiskolai és egyetemi jegyzetek adatbázisa is, hasonlóan az *Aktuális információk* című sajtófigyelő adatbázishoz, amely 1986 és 1992 között épült és 18 396 dokumentumot dolgozott fel.

TEXTPAC

A Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat az első számítógépes feldolgozó és tájékoztató rendszerét még 1977-ben kezdte el építeni, kezdetben közösen a Magyar Nemzeti Bank

Szakkönyvtárával. Az adatbázis a KSH IBM 4361-es központi számítógépén futott és szabadszöveges visszakeresést biztosított. A TEXTPAC 280 magyar és külföldi folyóirat analitikus feltárását szolgálta az akkor legfontosabb témakörökben. Az analitikus feltárás tartalmazta a tanulmány magyar és idegen nyelvű címét, a forrásadatokat, a publikáció nyelvét, a szerzőségi adatokat, a dokumentum (többnyire folyóirat) raktári azonosító jelzetét, a tanulmány tárgyát képező földrajzi hely és időtartam megjelölését, valamint az írás tartalma szerint tárgyszavakat és kategóriákat, ugyanakkor szabadszavas keresést is lehetővé tett. A rekordok minden adatmezőjére, vagy azok kombinációjára kérdezve lehetőséget nyújtott az SDI (Selective Dissemination of Information) és a retrospektív jellegű adatszolgáltatásra. 1999-től biztosította a könyvtár az adatbázis online elérhetőségét. Amikor 2002-ben elkeztünk az OLIB bevezetéséhez, a TEXTPAC 91 688 szerzőtől 158 728 címet tartalmazott. Az állományban való visszakeresést 5 937 tárgyszó segítette.

A későbbiekben ismertetett OLIB bevezetése előtt sor került a TEXTPAC adatbázis konverziójára. A könyvtár vezetése a több mint két évtized anyagát olyan gazdagnak és jól feltártnak tartja, hogy az a jövőben is sok segítséget nyújthat a kutatóknak. Az eredetileg kialakított témakörök nem veszítették el aktualitásukat, tehát az adatbázis jól szolgálhatja a mai és a jövőbeni kutató- és tervezőmunkát. Az adatbázis tovább épül, de a 2001. évi folyóiratokat már az OLIB integrált rendszerében, a többi dokumentumtípussal együtt dolgozzák fel.

TEXTAR

A nyolcvanas évek végén született meg az integrált könyvtári rendszer bevezetésének gondolata. Olyan programot keresett a könyvtár, amely a deziderálástól (beszerzési javaslat) a kölcsönzésig minden munkafolyamatot egységes rendszerben kezel. Ilyen integrált rendszert nem talált az akkori vezetés, így 1989-ben a hazai fejlesztésű TEXTAR-program mellett döntöttek, arra számítva, hogy a programot továbbfejlesztik. (Ez nem következett be. A TEXTAR fejlesztése helyett az Infoker egy új, windows-felületű rendszer, a TEXTLIB kidolgozásába fogott.) A program megvásárlásakor a tervekben a következő modulok szerepeltek: deziderálás, érkeztetés-állománybavétel, katalogizálás, folyóiratok főlapszintű feldolgozása, olvasói katalógus és kölcsönzés.

A TEXTAR éles indítása 1990-ben kezdődött, egy év próbamunka után, és néhány munkafolyamatot kivéve egészen 2002 végéig ezt a rendszert alkalmazta a könyvtár. A ténylegesen használt modulok a rendelés-leltár, a katalogizálás (külön adatbázisban a könyvek, folyóiratok, térképek, kéziratok, egyetemi és főiskolai jegyzetek) és az online katalógus (a felsorolt adatbázisokban külön-külön való keresést biztosítva) voltak. Mind ezt egy statisztikatörténeti adatbázis egészítette ki, amely a Központi Statisztikai Hivatal 125 éves évfordulójára készült jubileumi bibliográfia anyagát tartalmazta.

Az első évben nyolcezer könyvtári egység volt a gyarapodás. A katalogizálás egyedi, hálózatba nem kapcsolt gépeken történt. Egészen 1991-ig a tárgyszavazás mellett ETO-jelzetet is kaptak a feldolgozott dokumentumok. 1992-től a dokumentumok feltárása már kizárólag tárgyszavazással történt.

A TEXTAR Pentium II-es Novell szerveren, húsznál több hálózati gépen futott. A megbízható, üzembiztos rendszert használó könyvtárosok számára a program kezelése könnyen elsajátítható, jól kezelhető volt. Felhasználói szempontból hátrányos volt, hogy

dokumentumtípusonként külön-külön lehetett benne keresni. Jól használható, összetett kereső kérdések szerkesztésére adott lehetőséget, amelyek pontos találati listát eredményeztek, bár a keresési idő kicsit hosszú volt.

A TEXTAR menüsora olvasói-felhasználói szempontból nem volt igazán sikeres. Olyan fogalmak, műveleti nevek szerepeltek a keresőfelületen, amelyek az olvasó számára alig érthetően, könyvtári vagy programozói zsargonban fogalmazódtak. A kereső képernyőn tíznél több mező jelent meg, a keresési művelet végrehajtása négy-öt műveletet igényelt.

Amikor a Könyvtár döntött az OLIB-ra való átállásról, a TEXTAR rendszerében 155 000 dokumentumot dolgozott fel.

A TEXTAR-ral egyidőben indult a dokumentumok tárgyszavazása. A tárgyszórendszer alapját a korábban említett TEXTPAC-adatbázis felépítése során szerzett tapasztalatok, illetve annak meglevő tárgyszójegyzéke szolgáltatta. A tárgyszavak az olvasók számára az online katalógus révén közvetlen segítséget nyújtottak az irodalomkutatásban. Külön állományban szerepeltek a főiskolai, egyetemi jegyzetek, a hivatali kiadványok, a könyvek, az időszaki kiadványok, a folyóiratok, a kéziratok és a térképek. A DOS alatt futó rendszert a könyvtárosok gyorsan megismerték, megtanulták kezelését. Az olvasók számára már több nehézséget jelentett a katalógus használata, viszonylag kevesen jutottak el a keresőfelület önálló használatának szintjére.

Itt kell megemlíteni, hogy a számítógépes fejlesztéssel párhuzamosan elkezdődött a tárgyszójegyzék revíziója is. A TEXTAR több mint háromezer, és a TEXTPAC csaknem hatezer tárgyszavának felülvizsgálata mellett számbavételre került a Magyar Nemzeti Bank Szakkönyvtárának tárgyszórendszere és az OSZK teaurusza is. A cél a tárgyszójegyzék korszerűsítése, és így az állomány jobb, pontosabb visszakereshetőségének biztosítása. A revízió 2003 decemberére fejeződött be, ami természetesen nem végleges állapot, hiszen a tárgyszójegyzék (mint a tartalmi feltárás legfontosabb eszköze) folyamatos fejlesztést kíván.

KILÉPÉS A VILÁGHÁLÓRA

Már a kilencvenes évek első felében felmerült a változtatás igénye, a TEXTAR helyett egy korszerűbb integrált könyvtári rendszer telepítésének szükségessége. Olyan rendszert kívánt a könyvtár bevezetni, amely kiküszöböli a párhuzamosságot, egységében kezeli az összes könyvtári munkafolyamatot és lehetővé teszi a kilépést a világhálóra. 1995-ben felvette a könyvtár a kapcsolatot az IQSoft-tal, az OLIB magyarországi forgalmazójával. Megkezdődött a betanítás és meghatározták a konvertálandó adatok körét. Öt gépen megindult a próbamunka, és úgy tervezték, hogy 1997-ben „élesben” indulhat a munka. Akkor a könyvtár 31 PC-vel rendelkezett (10 db AT 486-os, 2 db AT 386-os, 16 db AT 286-os és 3 db XT terminállal). A 31 gépből 20 működött a könyvtári hálózatban. Azonban az OLIB telepítésére ekkor nem került sor.

A gépesítés minőségi továbbfejlesztése szempontjából meghatározó volt a 2001. év, amikor hatvan PC-ből és önálló szerverből álló Windows 2000-es gépparkot kapott a Könyvtár, ami már lehetővé tette egy modern, számítógépes integrált rendszerben dolgozó könyvtár kialakítását.

Ezek után a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat 2001-ben pályázatot írt ki integrált könyvtári számítógépes rendszer telepítésére. Alapkövetelmény volt, hogy a rendszer a könyvtári munka minden folyamatát gépesítse, és tegye lehetővé az elektronikus katalógus intranetes és internetes elérését. A pályázatot az IQSoft Kft. nyerte az OLIB 7.1-es programmal. (Az OLIB (Oracle Libraries) fejlesztője a brit Fretwell-Downing cég több mint tíz éves múltra tekint vissza. Az OLIB könyvtári rendszert nemzetközi viszonylatban több száz intézménynél használják.)

Az OLIB a helyi hálózatban integrálja az összes könyvtári munkafolyamatot, csatlakoztatható a hazai könyvtári rendszerekhez, biztosítja az adatok szabványos letöltését (egyelőre csak az OLIB használó könyvtárak között) és cseréjét, illetve az interneten keresztül lekérdezhető bárki számára. A könyvtár a 7.1-es verziót Magyarországon elsőként vásárolta meg, annak minden moduljával (pénzügyi, gyarapítási, feldolgozási, kölcsönzési, katalógus, statisztika) együtt. A programhoz tartozó VDX (Virtual Document eXchange) a könyvtárközi kölcsönzés és az elektronikus dokumentumszolgáltatás modulja, de alkalmazása a jelenleginél több hazai OLIB-felhasználót igényel. A modulok párhuzamos indítása megnehezítette a bevezető, előkészületi munkát, a betanulást, a telepítést és üzembe helyezést egyaránt, de célravezetőbb volt ez az út a felaprózott, a modulok egymást követő alkalmazásánál.

Az OLIB nagy kihívás volt és az is marad még jó ideig a könyvtár számára. A gyakorlat, a rendszer mélyebb megismerése, a tapasztalatok halmozódása, az újfajta felhasználói-olvasói igényeknek való megfelelés számos új problémát vet majd fel, amelyekre válaszolni kell.

A betanulás 2002. január 14-én kezdődött. Ezzel párhuzamosan az első feladat volt a TEXTAR-ban feldolgozott 155 ezer tétel konvertálása az új integrált rendszerbe. A monografikus művek konverziója bizonyult egyszerűbbnek. A többkötetes művek, az időszaki kiadványok és a folyóiratok bibliográfiai leírásának OLIB-kompatibilissá tétele sok időt és programozói tudást, energiát igényelt. A TEXTAR-ban feldolgozott állomány sikeres konverziója 2002 novemberére fejeződött be, azóta a könyvtár az OLIB katalógizáló moduljával dolgozik. Az adatok bevitele, tárolása és cseréje a HUNMARC, USMARC, UK-MARC és Dublin Core-szabványokkal biztosított.

2003 januárjára üzemkész állapotban volt a többi modul is, és a megfelelő előkészületek (az alapadatok meghatározása és bevitele, a szükséges nyomtatványok elkészítése stb.) után megkezdődött a gépi kölcsönzés. Szorosan a kölcsönzéshez kapcsolódik a „gyorskatalógizálás”, amely a rendszerben nem szereplő példányok azonosításához feltétlenül szükséges adatok bevitelét jelenti, így a teljeskörűen fel nem tárt dokumentumok kölcsönzését is lehetővé teszi, illetve az így „feldolgozott” dokumentum a cím alapján visszakereshető az adatbázisban, akár a kliens-, akár a web-felületen.

A számítógépes katalógusnál ugyanis külön kell választani az ún. kliens- és a web-felületen történő keresést. Az előbbi természetesen sokkal részletesebb, sokoldalúbb kutatást tesz lehetővé. (További előnye, hogy a kliens kiadványszerkesztő segédprogramja lehetővé teszi a találati listák tetszőleges alakítását, más dokumentumokban való elhelyezését.) A keresőfelület használata némi jártasságot igényel, de ettől függetlenül az olvasók számára is biztosított a kliens felület használata, ha kell, akár könyvtárosi segítséggel. Könyvtári-nyilvántartási szempontból meg kell említeni, hogy minden modulhoz statisztikai segédprogram rendelhető. A web öt keresési menüponttal rendelkezik: cím

és/vagy szerző, egy tárgyszó, egy-négy tárgyszó, kulcsszó és sorozatcím. A kliens-felület ennél pontosabb, árnyaltabb keresést biztosít. A cím keresése például tíznél több szempont szerint lehetséges. Szerzőkre vezetéknév, teljes név, testületi név, konferencia név alapján lehet keresni. A tárgyszavas keresés egyszerre maximum négy tárgyszó ÉS-kapcsolatát engedi meg. Nagyon fontos a kulcsszavas keresés, mivel a keresőrendszer a kulcsszó fogalmát tágan értelmezi, így növeli a keresés hatékonyságát. A találati listák szűrhetők mind a web-, mind a kliens-felületen.

A helyi hálózat ma hatvan gépből áll. Ezek egy része a könyvtárosok munkagépe, de húsz számítógép csakis olvasói célokat szolgál. Ezekon a gépeken az olvasók egy órás ingyenes internetezési lehetőséggel rendelkeznek.

2003 decemberében megvalósult az 1990 óta számítógépen feldolgozott állomány internetes elérése, ami távoli felhasználók számára is lehetővé teszi a keresést a gyűjteményben szerző, cím, tárgyszó, sorozatcím és kulcsszó szerint. Azt várjuk, hogy a könyvtári katalógus megjelenése az elektronikus világhálón minőségi változást jelent majd a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat Országos Dokumentumellátó Rendszerben betöltött szerepében. A könyvtár honlapja, és azon belül az online katalógus a következő internet címeken érhető el: <http://konyvtar.ksh.hu> vagy <http://lib.ksh.hu> és a <http://www.ksh.hu> (az Intézmények menüponton keresztül).

IRODALOM

- AJTAY K. [1958]: Adalékok a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtára történetéhez (1867–1944). In: *Kovacsics József* (szerk.) *A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtárának évkönyve, 1956-57*. Statisztikai Könyvtár. Budapest. 57–81. p.
- DR. CSAHÓK I. – DR. GYULAY F. [1994]: Az önálló magyar hivatalos statisztikai szolgálat kronológiája. I. köt. (1867–1948) KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. Budapest.
- FINDURA I. [1885]: *Az Országos Magyar Királyi Statisztikai Hivatal Könyvtárának és Térképgyűjteményének címjegyzéke, 1867-1884*. Athenaeum Nyomda. Budapest.
- GOMBÁS G. [1941]: Könyvtári gyarapodás és forgalom 1940-ben. *Magyar Statisztika Szemle*. XIX. évf. 3–4. sz. 241–244. old.
- HAJDÚ E-NÉ [1958]: Nemzetközi kiadványcsere a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtárában (1867-1957). In: *Kovacsics József* (szerk.) *A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtárának évkönyve, 1956-57*. Statisztikai Könyvtár. Budapest. 40–56. old.
- HAJÓS I-NÉ [1958]: Új raktározási és feldolgozási rendszerünk. In: *Kovacsics József* (szerk.) *A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtárának évkönyve, 1956-57*. Statisztikai Könyvtár. Budapest. 15–26. old.
- HUNYADINÉ NASZÁDOS E. [1992]: A KSH Könyvtár számítógépes feldolgozási és tájékoztatási rendszere. *Tudományos és Műszaki Tájékoztató*. 39. évf. 3. sz. 111–117. old.
- KISS J. [1996]: A KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat számítógépes fejlesztésének története. In: *Tanulmányok Dányi Dezső 75. születésnapjára*. KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. Budapest. 216–223. old.
- KÓTAI K. – NEMES E. – RETTICH B. [2004]: Az első könyvlajstromtól az Internetig. *Tudományos és Műszaki Tájékoztató*. 51. évf. 1. sz. 30–33. old.
- KOVACSICS J. [1957]: A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtára. *Statisztikai Szemle*. XXXV. évf. 6. sz. 478–486. old.
- LÁNG I. [1958]: A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtárának tájékoztató és bibliográfiai tevékenysége. In: *Kovacsics József* (szerk.) *A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtárának évkönyve, 1956-57*. Statisztikai Könyvtár. Budapest. 27–39. old.
- A M. Kir. Központi Statisztikai Hivatal munkássága, (1871–1911) [1911]. In: *Magyar Statisztikai Közlemények*. 36. köt. M. kir. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- MIKE G. [1947]: A központi Statisztikai Hivatal 1945–1946. évi munkássága. *Magyar Statisztikai Szemle*. XXV. évf. 1–2. sz. 51–58. old.
- NEMES E. [2000]: A KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. *Tudományos és Műszaki Tájékoztató*. 47. évf. 4. sz. 185–189. old.
- DR. NEMES E. – RETTICH B. [2003]: Az ODR a tagkönyvtárak szemszögéből: a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. *Könyvtári Levelezőlap*. 15. évf. 5. sz. 3–10. old.
- REISZ L. [1987]: Fejezetek a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtárának történetéből (1867–1956). *Statisztikai Szemle*. 65. évf. 11. sz. 1126–1133. old.
- THIRRING G. [1894]: Budapest Székesfőváros Statisztikai Hivatalának története. 1869–1894. Budapest Székesfőváros Statisztikai Hivatala. Budapest.
- VISI LAKATOS M. [1998]: Százéves a statisztika háza. *Statisztikai Szemle*. 76. évf. 4–5. sz. 418–432. old.

SUMMARY

The Library and Documentation Centre of the Hungarian Central Statistical Office presented to the public its new integrated system, the OLIB 7.1 version in March 2003. The presentation attracted a very large professional audience. The installation of the new integrated system has been an important step in all fields of the library activities. On the one hand with the processing of the documents into the OLIB database the reference tools have become more professional and effective, and on the other hand the catalogues and a variety of information about the library became available on the Internet.

Among others the above mentioned presentation has also reinforced the idea to overview the history of the one hundred and thirty-seven years old library in a study: the history of its collections and of the reference tools from the first book-list to the online catalogue. After the historical survey the study describes the reference tools used from the first published book-list in 1868 until the installation of the OLIB integrated system in 2003. It takes into account the different tools used in the cataloguing and classifying the collection and it demonstrates the ongoing development of the library and presents the process of the use of the new integrated system.

ROBERT F. ENGLE ÉS CLIVE W. J. GRANGER, A 2003. ÉVI KÖZGAZDASÁGI NOBEL-DÍJASOK

DARVAS ZSOLT

A Svéd Tudományos Akadémia a 2003. évi Nobel-díjak odaítélését két fő alkotással indokolta: Robert F. Engle esetén az időben változó volatilitás modellezésére kidolgozott ARCH-modellt, Clive W. J. Granger esetén a nem-stacionárius változók vizsgálatára vonatkozó kointegrációt. Tanulmányunkban bemutatjuk e két módszertan lényegét, főbb előzményeiket és utóéletüket, valamint egy-egy magyarországi alkalmazásukat. A cikk végén pedig röviden felsoroljuk a díjazottak további fontos hozzájárulásait az ökonometriához.

TÁRGYSZÓ: Nobel-díj. Kointegráció. Hibakorrekció. Autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás – ARCH.

A közgazdasági Nobel-díjat a svéd jegybank támogatásával 1969 óta ítélik oda.¹ Az elmúlt három és fél évtizedben a közgazdaságtudományokon belül rendkívül változatos szakterületek kiemelkedő képviselőinek adományozták (lásd Függelék). 2002-ben olyan kutatók kapták a díjat (*D. Kahneman* és *V. L. Smith*), akik a közgazdaságtan és a pszichológia határterületén alkottak kiemelkedőt. A 2003. évi díjazottak, az amerikai *Robert F. Engle* (New York University) és az angol származású *Clive W. J. Granger* (University of California, San Diego), viszont a közgazdaságtan kvantitatív módszereinek területén végeztek korszakalkotó kutatásokat.² A díjazottak az ökonometria (*Econometrics*) tudományterületén belül az idősorlemzés (*Time series analysis*) területén dolgoztak ki olyan módszereket, amelyek megreformálták mind az ökonometriaelméleti, mind pedig az alkalmazott gazdasági kutatások irányait, például a bankrendszer kockázatkezelési szabályozásában is szerepet kaptak.

Mint ismeretes, az ökonometria a közgazdaságtan, a matematika, és a statisztika tudományterületeinek ötvöződése. A tudományterületek összekapcsolódását a 2003. évi díjazottak tanulmányai kitűnően illusztrálják.³ Granger egyetemi tanulmányait matematika szakon végezte és doktori oklevélét statisztikából kapta, míg Engle fizikusként tanult és

¹ A díj hivatalos elnevezése a következő: „The Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel”. A díj történetéről lásd *Lindbeck* [2001].

² A két díjazott évtizedeken át ugyanazon a tanszéken dolgozott, hiszen *Engle* főmunkahelye 1975 és 1998 között szintén a University of California San Diego volt. Társszerzőként 20 tudományos közleményt jelentettek meg együtt és társszerkesztőként két könyvet szerkesztettek.

³ Az életrajzi utalások forrásai: Engle, Robert F. honlapja: <http://pages.stern.nyu.edu/~rengle/>; Granger, Clive W. J. honlapja: <http://www.econ.ucsd.edu/~cgranger/>.

közgazdaságtanból doktorált. Az ökonometria multidiszciplináris jellegét az is jól szemlélteti, hogy számos itt kifejlesztett módszer más tudományágakban is használatos, például a társadalomtudományok közül a szociológiában vagy politológiában, de társadalomtudományokon kívül is minden olyan tudományágban felhasználhatók, ahol a megfigyelt adatok alapján adódik lehetőség következtetések levonására, mint például az orvostudományban.

A két díjazott az ökonometria elméleti területén, azaz a módszeralkotásban hozott létre maradandó eredményeket. Mindketten több száz tudományos cikket adtak közre különböző témakörökben, amelyek a legnevesebb lapokban is helyet kaptak. Granger például összesen mintegy 230 tudományos közleményt jelentetett meg, amelyből nyolc az *Econometrica* című és huszonhárom a *Journal of Econometrics* című lapokban jelent meg, hogy csak a két legnevesebb ökonometriai lapot említsük. Engle mintegy 150 tudományos közleményt mondhat magáénak, melyből az említett két vezető ökonometriai folyóirat 12, illetve 17 cikket közölt. A folyóiratcikkek mellett számos könyvet is írtak, illetve szerkesztettek. A különböző munkáik alapján a legidézettebb szerzők közé tartoznak. A rendkívül sokrétű tudományos teljesítmény mellett mindkettőjük nevéhez kapcsolható egy-egy kiemelkedő alkotás, melyet a Svéd Tudományos Akadémia kiemelt a díj odaítélésének indoklásaként. Az indoklás alapján Engle „a gazdasági idősorok időben változó volatilitását (ARCH) vizsgáló módszerekért”, míg Granger „a közös trendeket⁴ (kointegráció) követő gazdasági idősorokat vizsgáló módszerekért” kapta.⁵ Jelen áttekintés elsőként e két módszertan lényegét mutatja be és illusztrálja hazai adatokkal, majd pedig a díjazottak sokrétű, gazdag tevékenységének néhány további fontos eredményét vázolja fel.

CLIVE W. J. GRANGER ÉS A KOINTEGRÁCIÓ

A két Nobel-díjas munkásságának bemutatását az abc-sorrendtől eltérve Grangerrel kezdjük, részben, mert a kettőjük közötti nyolc év korkülönbség miatt Granger pályafutása korábban kezdődött, részben pedig azért, mert egyes, mindkét témakörnél használatos fogalom definiálása jobban kapcsolódik a kointegráció témaköréhez.

A kointegráció közgazdasági háttere

A kointegráció (*cointegration*) fogalmának bemutatását, amelyhez Clive W. J. Granger alapvető kutatásokkal járult hozzá, kezdjük talán egy szemléletes példával. Képzeljünk egy éppen táncolásba kezdő párt a táncteremben. Vajon a tánc elején meg tudjuk-e jósolni, hogy a terem melyik sarkánál fognak megállni a tánc befejezésekor? Erre valószínűleg nemleges a válaszunk, mert akár olyan mértékben is belefeledkezhetnek a táncolásba, hogy csak önfeledten bolyonganak a teremben. Azt viszont jól meg tudjuk jósolni, hogy ezt a bolyongást együtt végzik, tehát bárhol is kötnek ki a teremben, egymáshoz

⁴ Közös trendeken nem közös determinisztikus trendek értendők, hanem úgynevezett közös „sztochasztikus trendek”. A sztochasztikus trend fogalmának definiálására a 6. lábjegyzetben visszatérünk.

⁵ A nyolcvanas években kibontakozó kointegrációs technika hamar bekerült a hazai szakirodalomba is. Kovács [1989] például átfogó helyzetképet ad a különböző kointegrációs technikákról, Kőrösi *et al.* [1990] ökonometria könyvének 4. fejezete pedig didaktikusan mutatja be a módszertant. Az első hazai empirikus alkalmazások között Király [1989] a fogyasztást és a megtakarítást vizsgálta kointegrációs módszerekkel, Király–Kőrösi [1990] pedig a fogyasztás, lakásberuházás, és pénzkereslet összefüggéseit.

nagyjából olyan távolságban lesznek, mint a tánc elején voltak. A kointegráció szabatosan definiált ökonometriai fogalmának hétköznapi szinonimájaként használhatjuk a fenti „közös bolyongás” kifejezést.

A hetvenes években már egyre több kutató vizsgálta a gazdasági idősorok természetét, és rámutattak arra, hogy a gazdasági változók jelentős része nemstacionárius.⁶ Granger előtt hagyományos statisztikai-ökonometriai módszerekkel vizsgálták a nemstacionárius idősorokat is, az ő általa kidolgozott eszközök azonban alapvetően megváltoztatták ezen idősorok, azaz a gazdasági idősorok többségének elemzési kereteit. Bemutatta ugyanis, hogy egymástól függetlenül generált nem-stacionárius folyamatok egymásra vonatkozó regresszióiban, a szokásos hipotézisvizsgálati eszközök alapján, túl gyakran utasítjuk vissza a kapcsolat hiányának igaz nullhipotézisét. A kutatásainak továbbfejlesztésével jutott el a kointegráció fogalmához, amely azon a felismerésen alapul, hogy nemstacionárius idősorok meghatározott kombinációi viselkedhetnek stacionárius módon.

Mit is értünk kombináción? A kérdés megválaszolásához vegyünk ismét egy hétköznapi példát. Ha valaki befejezi tanulmányait és dolgozni kezd valamilyen kezdő fizetés ellenében, akkor ehhez a fizetéséhez igazítja a vásárlásait, például jövedelmének kilencven százalékát elfogyasztja és tíz százalékát félreteszi tartaléknak. Egy kezdő munkavállalónál nehezen jósolható meg, hogy milyen életpályát fog befutni: vajon idősebb korára egy vállalat igazgatója lesz-e nagy fizetéssel, netán egy középvezetői pozícióig jut közepes jövedelemmel, vagy esetleg éveken át a munkanélküliséget váltja rosszul fizetett állásokkal. Ezért azt mondjuk – amit adatokon végzett ökonometriai tesztek is alátámasztanak –, hogy a bérjévedelem nemstacionárius folyamatot követ, amelyet a táncospár végső helyzetéhez hasonlóan nehezen tudunk előre jelezni. Azt viszont jó eséllyel meg tudjuk jósolni, hogy az illető vásárlásai igazodni fognak jövedelméhez: vezérigazgatóként sokkal több dologra fog költeni, mint munkanélküliként, így a fentebb említett kombinációként gondolhatunk a vásárlásnak és a jövedelemnek a hányadosára.⁷

Természetesen nem ezért a kézenfekvő, korábban is számtalan kutató által tanulmányozott közgazdasági összefüggésért kapta Granger a Nobel-díjat, hanem annak az ökonometriai fogalomnak a megalkotásáért és a módszernek a kifejlesztéséért, amely a

⁶ Egy idősört gyengén stacionáriusnak nevezünk, ha várható értéke, varianciája, és autokovarianciái függetlenek az időponttól. Az erős stacionaritás pedig az egymást követő megfigyelések együttes valószínűség-eloszlásának időbeni állandóságát követeli meg. Egy idősornak egy konkrét dátumnál felvett értékére úgy tekintünk, mint az adott időponthoz tartozó eloszlás egy realizációja. Amennyiben az idősorunk stacionárius, akkor a különböző időpontbeli konkrét megfigyeléseket könnyen fel lehet használni az idősor eloszlásának becslésére. Nemstacionárius esetben azonban más a helyzet. A legegyszerűbb nemstacioner folyamat az (eltolás nélküli vagy eltolásos) véletlen bolyongás (*random walk with/without drift*), azaz (eltolás nélküli esetben) $y_t = y_{t-1} + u_t$, ahol $u_t \sim \text{FAE}(0, \sigma_u^2)$, és a kezdeti érték, y_0 , konstans vagy szintén valamely eloszlású változó. Könnyen belátható, hogy y_t a kezdeti érték plusz az innovációk (azaz az u_t -k) (súlyozatlan) összegével egyenlő, és ezért varianciája és autokovarianciái változnak, nevezetesen korlátlanul növekednek az időben. Mivel a folyamat alakulását nem a determinisztikus komponensek (például konstans vagy determinisztikus trend) dominálják, hanem a sztochasztikus sokkok, ezért időnként a „sztochasztikus trend” kifejezést használják a nemstacioner folyamat szinonimájaként. Részletesebben lásd: *Hunyadi* [1994] és *Neményi* [1994].

⁷ Néhány további példa a hazai szerzők publikációi közül az 5. lábjegyzetben említettek mellett: *Mellár-Rappai* [1998] a fogyasztóiár-index különböző komponensei között vizsgálják a kointegrációt. *Darvas* [2001b] a nominális árfolyamnak az árra gyakorolt hatását elemzi egy olyan modellben, amelyben a reálárfolyam egyensúlyi értékét makrogazdasági változók határozzák meg egy kointegrációs kapcsolat keretében, míg az árrak rövid távú alakulására a reálárfolyamnak az egyensúlytól való eltérése – hibakorrekcióként – is hatást gyakorol. *Darvas-Simon* [2002] az egyensúlyi kibocsátási szint modellezésére állít fel kointegrációs-hibakorrekciós modellt. A modellkeretet *Várpalotai* [2003] az infláció előrejelzéséhez használja. A technika a különböző nominális kamatlábak közötti kapcsolat vizsgálatára is alkalmas, *Horváth et al.* [2004] például a jegybanki kamatoknak a piaci kamatokba való átgyűrűzését vizsgálják ilyen módszerekkel.

nemstacionárius idősorok kezelésére alkalmas. Mint Granger rámutatott, nemstacionárius változók esetén a hagyományos statisztikai-ökonometriai módszerek félrevezetők lehetnek, ezért ha például két idősor között a hagyományos módszerek alapján kapcsolat látszik kirajzolódni, akkor nem lehetünk biztosak abban, hogy a felhasznált adataink valóban kapcsolatban állnak-e egymással, vagy pedig csak a módszernek köszönhető és így hamis az eredmény. Ha az eredmény valódinak bizonyul, akkor egy megfelelően specifikált modell segítségével a változóknak mind a hosszú távú együttmozgását (kointegráció), mind pedig a rövid távú mozgásaikat – melyekre a hosszú távú kapcsolattól való eltérés (hibakorrekciónak) is hatással van – jellemezni lehet, és akár előrejelzésre, akár különböző szimulációs vizsgálatokra fel lehet használni a modellt. Mivel a gazdasági idősorok jelentős része nemstacionárius, ezért a hetvenes-nyolcvanas évek fordulóján kifejlesztett új módszertan átütő hatást gyakorolt mind az elméleti, mind pedig az empirikus ökonometriai kutatásokra.⁸

A modell

A hatvanas-hetvenes években a gazdasági idősorok statisztikai-ökonometriai vizsgálataiban gyakran használták az egyszerű lineáris regressziós módszert vagy valamely szimultán becslőeljárást, és a legjobb esetben is mindössze egy determinisztikus trendet tettek az egyenletbe időben növekvő idősorok esetén. A becslést paramétereket vizsgáló hipotézisvizsgálatnál pedig a hagyományos eloszlások (például t - vagy F -eloszlás) voltak használatosak. Granger–Newbold [1974] tanulmánya azonban, amelyben egy számítógépes kísérlet eredményeit mutatták be, új megvilágításba helyezte a nemstacionárius változókra vonatkozó hipotézisvizsgálatot. Mesterségesen létrehoztak nemstacionárius idősorokat olyan módon, hogy az őket létrehozó innovációk egymástól teljesen függetlenek voltak, azaz

$$\begin{aligned} y_t &= y_{t-1} + u_t, & u_t &\sim \text{FAE}(0, \sigma_u^2) & /1/ \\ x_t &= x_{t-1} + v_t, & v_t &\sim \text{FAE}(0, \sigma_v^2) & /2/ \end{aligned}$$

$$E(u_t v_s) = 0 \quad \forall t, s; \quad E(u_t u_{t-k}) = E(v_t v_{t-k}) = 0 \quad \forall k \neq 0.$$

Így a két változó (egymással korrelálatlan innovációk nyomán kialakuló) véletlen bolyongás. Mivel egyik változó sincs hatással a másikra, az

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad /3/$$

regresszióban azt várnánk, hogy β_1 valószínűségben konvergál nullához és a determinációs együttható (R^2) szintén nullához tart. Granger–Newbold Monte Carlo-vizsgálatokkal igazolták, hogy nemstacionárius változók esetén azonban nem ez a helyzet, hanem az igaz nullhipotézist a hagyományos tesztek gyakrabban fogják elvetni, (azaz hamis kap-

⁸ A kointegrációs technika az átfogó makromodelleket is alaposan megváltoztatta: manapság a becslést ökonometriai makromodellek többnyire kointegrációs-hibakorrekciónak egyenletekre épülnek. Lásd például *Jakab–Kovács* [2002]. A Magyar Nemzeti Bankban jelenleg készülő Negyedéves Előrejelző Modell (NEM) egyenletei is ezt a specifikációt követik, lásd *Jakab et al.* [2003].

csolatot kimutatni), mint amekkora a felhasznált szignifikanciaszint.⁹ Ezt a jelenséget *hamis regresszió*nak (*spurious regression*) nevezték el, amely a kointegráció fogalmának kifejtése terén tett első kiemelkedő lépés volt. Granger és Newbold szimulációs vizsgálatokkal azt is kimutatták, hogy amennyiben a Durbin–Watson-statisztika kisebb az R^2 -nél, akkor a regresszió nagy valószínűséggel hamis. A legfontosabb tanulság, amelyet a Granger–Newbold-tanulmány a felszínre tárt az, hogy a szokásos hipotézisvizsgálati eszközök nem alkalmazhatóak nemstacionárius folyamatoknál.

Granger professzor egyik előadásában erről az időszokról azt mesélte, hogy kollegái a London School of Economics-ban nem akartak hinni az eredményeinek, hanem azt gondolták, hogy a számítógép programozásában vétett valamilyen hibát. Ma már természetesen tudjuk, hogy igaza volt, és egy alapvető tudományterületnek fektette le az alapjait.

A hamis regresszió problémájának elkerülésére gyakran alkalmazták a növekményekre felírt regressziót, hiszen nemstacioner változók növekményei gyakran már stacionáriusok. Ez azonban nem feltétlenül helyes eljárás. Egyrészt, ha az adatok valójában stacionáriusak (például $I(1)$ -ben az autoregresszív paraméter nem 1, hanem mondjuk 0,9), akkor téves specifikációjú ez a regresszió. Másrészt, ha y_t és x_t *kointegrált folyamatot* (*cointegrated processes*) alkotnak, akkor téves specifikációjú a dinamikus kapcsolat felírására szolgáló egyenlet, ha egyszerűen csak a növekmények idősoraira vonatkozik (azaz Δy_t -re és Δx_t -re), és nem szerepel benne a későbbiekben bemutatandó hibakorrekciós tag.¹⁰ Harmadrészt a közgazdasági elméletek általában a változók szintjére, és nem pedig a növekményekre fogalmazznak meg állításokat, ezért a szintek modellezése is elengedhetetlenül fontos.

Az integráció és a kointegráció fogalmait Granger [1981] definiálta. Egy x_t nemstacionárius folyamatot d -ed rendű integráltnak nevezünk és $I(d)$ -vel jelölünk, ha d -ik növekménye stacionárius (de a $d-1$ -ik növekménye még nem az)¹¹; a stacionárius változókat az $I(0)$ szimbólummal jelöljük. A legegyszerűbb esetet a véletlen bolyongás, azaz $x_t = x_{t-1} + v_t$ jelenti, ahol v_t stacionárius, azaz $x_t \sim I(1)$. Ekkor a növekmény:

$$\Delta x_t \equiv x_t - x_{t-1} = v_t \sim I(0).$$

A kointegráció kifejezés „közös integráltságra” utal. Formálisan, két idősort akkor nevezünk kointegráltnak, ha mindkettő azonos rendben integrált (például $I(1)$), de létezik egy olyan lineáris kombinációjuk, amely alacsonyabb rendben integrált (például stacionárius). Tekintsünk például egy egyszerű regressziót: $y_t = \beta x_t + u_t$, ahol legyen y_t és x_t $I(1)$. Ekkor u_t előállítható y_t és x_t lineáris kombinációjaként: $u_t = y_t - \beta x_t$, amely ha teljesíti a stacionaritás feltételeit, akkor y_t és x_t kointegráltak az $(1, -\beta)$ kointegráló vektorral.

⁹ A fenti példa két változója eltolás nélküli véletlen bolyongás, azaz időben nem növekvő folyamatok. Időben növekvő folyamatok esetén még könnyebben elképzelhető a hamis regresszió problémája. Képzünk el, például, hogy a cipőgyártás és a búzatermelés növekvő idősort alkotnak, mindkettő véletlenül ingadozik a saját növekedési üteme által meghatározott pályája körül. Ha regressziót illesztünk a két idősorra, akkor nagy valószínűséggel „jó” statisztikákat kapunk, hiszen egy időben növekvő idősort egy konstanssal magyarázva nagy valószínűséggel magasabb eltérés-négyzetösszegeket kapnánk, mint egy másik (bár tőle független) időben növekvő idősor lineáris kombinációjaként. Eredményül magas R^2 , F és t -hányadosértékeket kapunk annak ellenére, hogy elméletileg semmilyen oksági viszony sem állítható fel a két idősor között.

¹⁰ Igazolható, hogy kointegrált idősorok esetén nem létezik véges késleltetésű felírása a pusztán növekményeket tartalmazó modellnek.

¹¹ Granger [1981] mind az integráció, mind pedig a kointegráció fogalmát tört d -re is definiálta (egész számokon túlmenően), amelyet frakcionálisan integrált/kointegrált folyamatoknak nevezünk. A hazai szerzők közül például Hornok et al. [1999] tanulmányozták e folyamatok tulajdonságait.

Az általános definíció szerint két $I(d)$ ($d > 0$) idősort akkor nevezünk kointegráltnak, ha létezik olyan lineáris kombinációjuk, amely $I(d-b)$ ($d \geq b > 0$), azaz az integráltsági fok csökken. Mivel a legtöbb gazdasági idősor $I(1)$, ezért az első egyszerűbb definíciót szokás használni. Könnyen belátható, hogy kétváltozós esetben (a konstással való szorzástól eltekintve) maximum egy kointegráló vektor lehet, és általánosabban, n darab integrált változó között maximum $n-1$ egymástól lineárisan független kointegráló vektor lehet.¹²

A *Granger–Newbold* [1974] által bevezetett hamis regresszió ismertetésénél megemlítettük, hogy ha y_t és x_t azonos rendű integrált folyamatok és kointegráltak, akkor téves specifikációjú a dinamikus kapcsolat felírására szolgáló egyenlet, ha egyszerűen csak az idősorok növekményeire vonatkozik. Ennek oka az, hogy ha a változók kointegráltak és ezért létezik közöttük hosszú távú kapcsolat, akkor a változók rövid távú dinamikus alakulását befolyásolja a hosszú távú egyensúlytól való előző időszaki eltérés. Azaz a különbségekre felírt rövid távú dinamikus egyenletet ki kell egészíteni a hosszú távú kapcsolat hibátényezőjének késleltetett értékével. Ennek alapját Granger reprezentációs tétel adja. A tétel teljes kimondását és bizonyítását lásd például *Engle–Granger* [1987] 255–258. oldal. Itt csak a szintekre felírt vektor-autoregresszív (VAR) modell és a növekményekre felírt hibakorrekciós modell kapcsolatát vázoljuk (VECM). Tekintsük két változó p -ed rendű VAR reprezentációját:

$$\begin{aligned} y_t &= c_1 + \sum_{i=1}^p \gamma_{11,i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12,i} x_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \\ x_t &= c_2 + \sum_{i=1}^p \gamma_{21,i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22,i} x_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}, \quad /4/$$

ahol $\varepsilon_{1,t}$ és $\varepsilon_{2,t}$ (potenciálisan korrelált) fehér zaj folyamatok. Ha mindkét változó $I(1)$ és kointegráltak, akkor a rendszer átírható az alábbi *vektor hibakorrekciós (vector error correction – VECM)* alakba:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \xi_1 + \alpha_1 (y_{t-1} - \beta x_{t-1} - \delta) + \sum_{i=1}^{p-1} \xi_{11,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \xi_{12,i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta x_t &= \xi_2 + \alpha_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1} - \delta) + \sum_{i=1}^{p-1} \xi_{21,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \xi_{22,i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}, \quad /5/$$

amelynél legalább az egyik α_i nem nulla.¹³ Az /5/ egyenlet mindkét oldalán azonos rendben integrált változók szerepelnek – ezért *kiegyensúlyozottnak (balanced)* hívjuk –, nevezetesen mindegyik változó stacionárius, hiszen a két folyamat kointegráltságából követke-

¹² A kointegráció értelmezhető olyan többváltozós modellben is, amelyben eltérő integráltságú változók is vannak. Egy példa: legyen három változónk, x_t és $y_t \sim I(2)$ és $z_t \sim I(1)$. Ha létezik két kointegráló vektor, hogy $w_t = x_t - \beta_1 y_t \sim I(1)$ és $z_t - \beta_2 w_t \sim I(0)$, akkor a három változó kointegrált.

¹³ A /5/ egyenletben azért szerepel két helyen is konstans (ξ_i és $\alpha_i \delta$), hogy a hibakorrekciós tag szemléletesen jelezze az egyensúlytól való eltérést, azaz a „hibát”, ugyanis egyensúlyhiányt akkor tudunk jól értelmezni, ha annak a várható értéke nulla. Természetesen, ha $y_{t-1} - \beta x_{t-1} - \delta \sim I(0)$, akkor $y_{t-1} - \beta x_{t-1} \sim I(0)$ is, és az /5/ egyenlet konstansai összevonhatók; viszont erre az összevont konstansra egy megfelelő megkötésnek kell teljesülnie ahhoz, hogy a változók valóban együtt haladjanak.

zik, hogy $y_{t-1} - \beta x_{t-1} - \delta \sim I(0)$, és a változók első rendű integráltságából az, hogy a növekmények stacionáriusak. Az /5/ egyenletet azért nevezik hibakorrekciós modellnek, mert az $y_{t-1} - \beta x_{t-1} - \delta$ kifejezés értéke éppen azt mutatja meg, hogy az $y_t = \delta + \beta x_t$ által megtestesített hosszú távú kapcsolattól az előző időszakban mekkora eltérés mutatkozott. Az /5/ egyenletben tehát az egyik változó megváltozása nemcsak a másik változó megváltozásától (például fogyasztás növekedésének nagysága nemcsak a jövedelem növekedésétől) és saját múltbeli növekményeitől függ, hanem az előző időszaki hiba nagyságától is (azaz attól, hogy az előző időszaki fogyasztásunk összhangban állt-e jövedelmünkkel).

A kointegrációs technika kidolgozásában talán a leggyakrabban hivatkozott cikkben Granger társszerzője az ideai másik Nobel-díjas, *Robert F. Engle* volt (lásd *Engle–Granger* [1987]), így sokszor „Engle–Granger-módszerként” utalnak a kointegráció tesztelésére és becslésére vonatkozó legalapvetőbb módszerre. Ennek két változata van: ha közgazdasági megfontolások alapján előre ismerjük a kointegráció vektort, illetve ha nem ismerjük és a mintából kell azt becsülni.

Elméleti megfontolások alapján gyakran *a priori* ismert a kointegráló vektor. Ha a vizsgált változók például egymás azonos arányai, amely logaritmizálás után azonos különbséget jelent,¹⁴ akkor a kointegráló vektor azonos abszolút értékű számokat tartalmaz. Például, (1,-1) a kointegráló vektor a (logaritmizált) fogyasztás és jövedelem, valamint a nominális kamatláb és az infláció esetén (reálkamatláb), vagy (1,-1,-1) a kointegráló vektor a (logaritmizált) belföldi árak, külföldi árak, és az árfolyam esetén (vásárlóerő-paritás). Ha ismert a kointegráló vektor, akkor egyrészt meg kell győződni arról, hogy a változók azonos rendben integráltak-e, és ha igen, akkor elő kell állítani ezek lineáris kombinációját, $z_t = \beta y_t$, és z_t stacionaritását kell megvizsgálni az erre vonatkozó módszerekkel.

Ha elméleti megfontolások alapján nem állapítható meg a kointegráló vektor, akkor a mintából kell becsülni azt az

$$y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 y_{2t} + \beta_2 y_{3t} + \dots + \beta_{n-1} y_{nt} + u_t \quad /6/$$

egyenlet illesztésével. Engle és Granger bemutatták, hogy a kointegráló vektor becslése – ha fennáll a kointegráció – konzisztens még akkor is, ha u_t autokorrelált, vagy ha u_t korrelált $\Delta y_{2t}, \Delta y_{3t}, \dots, \Delta y_{nt}$ -vel. Sőt a konvergencia sebesség T , azaz gyorsabb, mint stacionárius változók közötti regressziós paramétereknél szokásos $T^{0.5}$, ezért a becslést szuperkonzisztensnek nevezik. (A gyorsabb konvergencia sebesség biztosítja a konzisztenciát az autokorrelált és a késleltetett növekményekkel való korreláció eseteire.)

A vizsgálat második lépése a hibakorrekciós modell becslése. Az eljárás alapját *Engle–Granger tétele* adja. A hosszú távú egyensúly és a hibakorrekciós modell kétlépéses becslése egy kointegráló vektor esetén, amelynél a hibakorrekciós modellben a becsült kointegráló vektor szerepel a tényleges vektor helyett, azonos határeloszlású azzal a maximum likelihood becsléssel, amely a tényleges vektort használja.

A kointegráció teszteléséhez az első lépésben becsült hibataragok stacionaritását kell tesztelni.¹⁵ Mivel itt mintából becsült reziduuumokat vizsgálunk, ezért az ezekre alkalma-

¹⁴ Például, ha C_t jelöli a fogyasztás és Y_t a jövedelem reálértékét valamely pénzegységben, és $C_t/Y_t = 0,9$, akkor logaritmizálás után $c_t - y_t = -0,105 (= \ln(0,9))$.

¹⁵ Pontosabban Engle–Granger hét lehetséges tesztstatisztikát vizsgáltak a kointegráció tesztelésére, de ezek közül a szimulációs vizsgálataik alapján a becsült hibataragokra illesztett kibővített Dickey–Fuller-féle teszttegyenlet nyújtotta a legkedvezőbb tulajdonságokat.

zott egységgyökteszteknek más lesz az eloszlása, mint amelyek megfigyelt idősorok esetén érvényesek. Például, a Dickey–Fuller-teszt esetén az eloszlás kritikus értékei függenek a változók számától és abszolút értékben magasabbak a Dickey–Fuller kritikus értéknél.

Előzmények és továbbfejlesztések

Az előzményeket, amelyek a hibakorrekciós modellre vonatkoznak, *Engle–Granger* [1987] is számba veszik. *Phillips* [1957] és *Sargan* [1964] már használtak hibakorrekciós modelleket, melyben azt feltételezték, hogy az egyensúlytalanság bizonyos hányada korrigálódik a következő periódusban. *Davidson–Hendry–Srba–Yeo* [1978] fogyasztási modelljében pedig a (logaritmizált) fogyasztás–jövedelem különbség késleltetett értéke, mint hibakorrekciós tényező, gyakorolt hatást a fogyasztás megváltozására.

Az idősorelemzés nagyarányú fejlődése is kedvező környezetet teremtett a további kutatásokhoz. *Box–Jenkins* [1970], *Fuller* [1976], *Dickey–Fuller* [1979], és *Nelson–Plosser* [1982], hogy csak néhány nevezetes művet emeljünk ki, mind a stacionárius, mind a nemstacionárius egyváltozós idősormodellek területén fontos eredményeket értek el és gyakran hivatkozott szerzőkké váltak.

A továbbfejlesztések egyik iránya a kointegráció–hibakorrekció kifejlesztése során Monte Carlo-szimulációkkal tanulmányozott eloszlások (például *Garnger–Newbold* [1974], *Engle–Granger* [1987]) analitikus levezetése. Ebben *Peter C. B. Phillips* játszott úttörő szerepet az úgynevezett *függvénytereken értelmezett központi határeloszlás tétel* (*functional central limit theorem*) és a *folytonos leképezési tétel* (*continuous mapping theorem*) alkalmazásával.¹⁶ Például a hamis regresszióval kapcsolatban *Phillips* [1986] kimutatta, hogy a $1/3$ -ban sem β_0 -nak, sem β_1 -nek nincsen t -eloszlása, nincsen semmilyen határeloszlása, sőt a mintaelemszám növekedésével divergálnak valószínűségben, ezért bármilyen rögzített kritikus érték esetén a nullhipotézis visszautasításai százaléka növekszik a mintaelemszám növekedésével. Ez másként fogalmazva azt jelenti, hogy „a nincs kapcsolat” nullhipotézis visszautasításának gyakorisága növekszik a mintaelemszám növekedésével, azaz úgy tűnhet, mintha a $1/3$ -as regressziónál y és x szignifikáns kapcsolatban állnának, holott a valóságban teljesen függetlenek. Az F teszt sem konvergál egy véges értékhez hamis regresszióval a mintaelemszám növelésével. *Phillips* elméleti tanulmánya azt is levezette, hogy hamis regresszió esetén a DW-statisztika nullához tart a mintaelemszám növekedésével, míg amikor a két változó valóban oksági kapcsolatban áll, akkor a DW egy pozitív értékhez konvergál. Így a DW-statisztika hasznos eszköz lehet a hamis regresszió felderítésében, azonban ennek a statisztikának rosszak a kisminta-tulajdonságai. A $DW < R^2$ hüvelykujjszabály így hasznos információt szolgáltat, kisminta esetén azonban célszerű ennek eredményét sejtésként kezelni, és más módszerekkel is tesztelni a regresszió valódiságát, illetve hamisságát.

A másik fő továbbfejlesztési irány a kointegrációra vonatkozó alternatív becslőfüggvények kidolgozása és azok statisztikai tulajdonságainak elemzése. Szinte megszámlálhatatlan az ezen irányba történt továbbfejlesztéseknek a száma. Ezek közül csak a leggyakrabban használt, *Johansen* [1988], [1991] által kifejlesztett FIML-becslést tekintjük át.

¹⁶ *Phillips* [1987] ezt a technikát alkalmazva analitikusan levezette egy nem-stacionárius változó autoregresszív modelljének különböző eloszlásait is, mint például a *Dickey–Fuller* által Monte Carlo-szimulációval előállított eloszlásokat.

Az Engle–Granger-módszer egyik problémája az volt, hogy érzékeny lehet a változók normalizálására, ugyanis a statikus hosszú távú regresszióban az egyik változó paraméterét 1-re kell normalizálni és azt az egyenlet bal oldalára helyezni. Másrészt, ha több mint két változó között keresünk hosszú távú kapcsolatokat, akkor több mint egy kointegráló vektor lehet közöttük, míg az egy egyenletes Engle–Granger-módszerrel csak egyet lehet megbecsülni.

Harmadrészt, bár a kointegráló vektor becslése szuperkonzisztens, az aszimptotikus eloszlása függ olyan zavaró paramétereiktől (*nuisance parameter*) amelyek az endogenitás és az autokorreláció folytán merül(het)nek fel. Végül, bár a kointegráló vektor becslése szuperkonzisztens, a kismintában igen jelentős torzítás lehetséges. Számos Monte Carlo-vizsgálat igazolta, hogy kisminták esetén kedvezőtlenek az Engle–Granger eljárás tulajdonságai. Ezen problémákra nyújt megoldást *Johansen* eljárása, amely a kointegráló vektorok által kifeszített teret becsli meg. Ennek a térnek a dimenziója a kointegráló vektorok számával egyenlő¹⁷, és azért az általuk kifeszített teret, és nem a vektorok kokrét paramétereit becsli, mivel azok több kointegráló vektor esetén (a skalárral való szorzáson túlmenően) nem egyértelműen meghatározottak, hiszen két (vagy több) kointegráló vektor lineáris kombinációja is kointegráló vektor.¹⁸

A Johansen-féle eljárás a VECM-reprezentáción alapul, azaz az /5/ egyenleten, melyet n változóra paramétermátrixokkal az alábbi formában írhatunk:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad /7/$$

ahol \mathbf{y}_t $I(1)$ idősorokból álló $(n \times 1)$ -es vektor, $\boldsymbol{\gamma}$ a konstansok $(n \times 1)$ -es vektora, az $(r \times n)$ -es $\boldsymbol{\beta}'$ mátrix a kointegráló vektorok mátrixa (az általuk kifeszített tér bázisvektorai), azaz a mátrix sorai lineárisan függetlenek és a $\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_t$ $(r \times 1)$ -es vektor stacionárius, az $(n \times r)$ -es $\boldsymbol{\alpha}$ mátrix a hibakorrektációs paraméterek mátrixa, és $\boldsymbol{\Gamma}_i$ pedig $(n \times n)$ -es paramétermátrixokat jelöli. A számítások kezdetén természetesen nem tudjuk, hogy hány kointegráló vektor van, azaz nem tudjuk az $\boldsymbol{\alpha}$ és $\boldsymbol{\beta}'$ mátrixok dimenzióit. Korlátolatlan becsléskor csak a két mátrix szorzatát, azaz az $(n \times n)$ -es $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'$ mátrixot becsüljük, és ennek a rangja határozza meg, hogy van-e és ha van, akkor hány kointegrációs kapcsolat a változók között. Ahhoz, hogy az egyenlet mindkét oldalán stacionárius változók álljanak, $\boldsymbol{\Pi}$ -nek nem lehet teljes rangja. Ha ugyanis teljes rangja lenne, akkor $\boldsymbol{\Pi} \mathbf{y}_{t-1}$ nem lenne stacionárius, ezért a Johansen által kifejlesztett teszteljárás elsőként e mátrix rangját vizsgálja, melyet követően különböző hipotézis-vizsgálatok végezhetők a modellben.

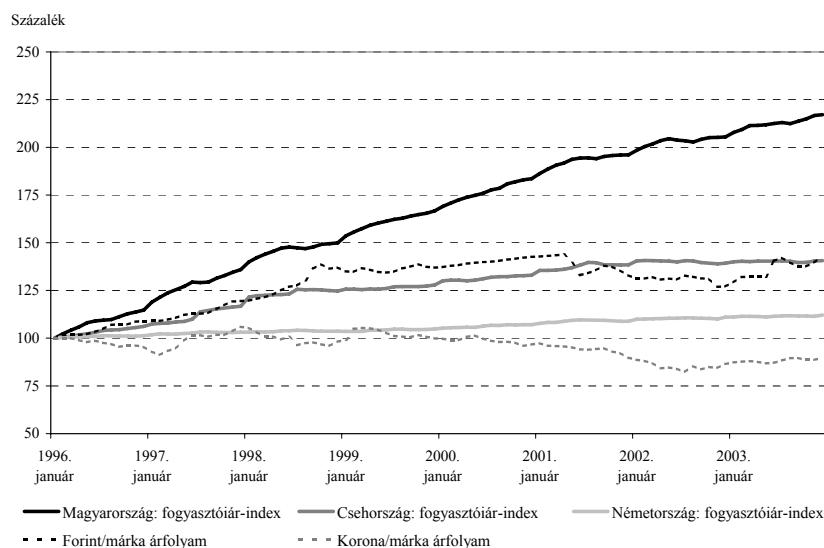
¹⁷ Mint említettük, n darab integrált változó között maximum $n-1$ egymástól lineárisan független kointegráló vektor lehet.

¹⁸ Egy példa: tekintsünk öt változót és feltételezzük, hogy mindegyik $I(1)$ folyamatot követ: hazai árszínvonalváltozás (Δp), külföldi árszínvonalváltozás (Δp^*), a devizaárfolyam változása (Δe), hazai kamatláb (i), külföldi kamatláb (i^*). Elméleti ismereteink alapján az alábbi két paritásos kapcsolat fennállása feltételezhető: (1) vásárlóerő paritás: $\Delta p - \Delta p^* - \Delta e = u$, (2) kamatparitás: $i - i^* - \Delta e = v$ (ahol u és v nulla várható értékű stacionárius folyamatok). Azaz a két kointegráló vektor az $(1, -1, -1, 0, 0)$ és $(0, 0, -1, 1, -1)$, és ezek a kointegráló vektorok egymástól lineárisan függetlenek. A kointegráló vektorok lineáris kombinációja is kointegráló vektor, hiszen két stacionárius folyamat kombinációjáról van szó. Például vonjuk ki a második vektorból az első, amely közgazdaságilag jól értelmezhető összefüggéshez vezet: $(-1, 1, 0, 1, -1)$, azaz kiírva: $(i - \Delta p) - (i^* - \Delta p^*) =$ nulla várható értékű stacionárius változó, tehát a hazai és külföldi realkamatláb nem tér el tartósan egymástól. Ezen három kointegráló vektorból azonban csak kettő független, hiszen bármelyik kettőnek a lineáris kombinációjából előállítható a harmadik.

Alkalmazás

A kointegráció fogalmának egyik szépsége, hogy illusztrálásához nem is feltétlenül kell bonyolult számításokat végezni, hanem néhány jól kiválasztott ábrával is sokat el lehet mondani róla. Erre az árak és a valutaárfolyamok kapcsolata is kitűnő lehetőséget ad. Az 1. ábra a magyar, a cseh, és a német fogyasztóiár-indexeket, valamint magyar forintnak és a cseh koronának a német márkával szembeni árfolyamát mutatja. (Az euró bevezetése után a rögzített euró-márka árfolyam alapján származtattuk a márkával szembeni árfolyamokat.) Az összehasonlíthatóság kedvéért mindegyik idősor értékét 100-ra normáltuk az 1996-os mintakezdetnél.

1. ábra. Fogyasztóiár-indexek és valutaárfolyamok, 1996. január – 2003. december
(Index: 1996. január = 100)



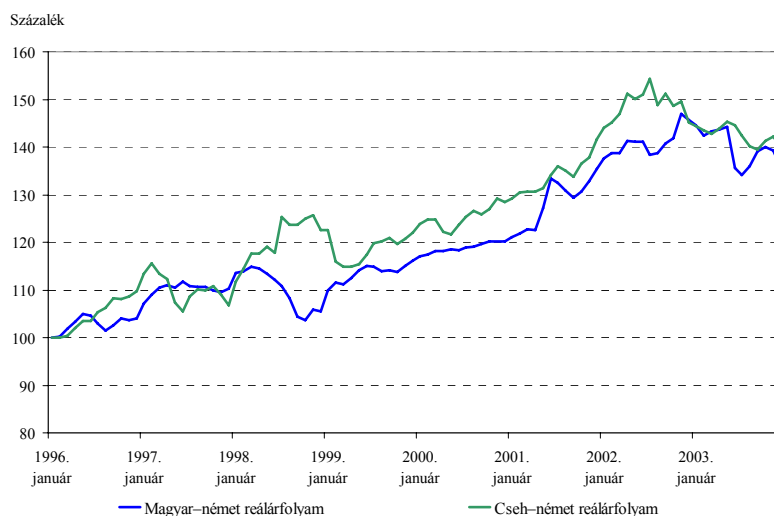
Forrás: IMF – International Financial Statistics.

Mint az ábráról leolvasható, a magyar árak több mint megkétszereződtek, a cseh árak közel 40 százalékkal, míg a német árak mintegy tíz százalékkal emelkedtek a vizsgált nyolc év alatt. A forintnak a márkával szembeni árfolyama kezdetben gyengült, azaz egyre több forintot kellett adni egy márkáért, de 2001 óta az értéke némi hullámszám után viszonylag stabilan alakult. Ezzel szemben a cseh korona értéke gyakorlatilag stabil volt az időszak nagy részében, sőt 2001 után még erősödött is a márkával szemben, azaz egyre kevesebb cseh koronát kellett adni egy márkáért.

Ezek után képezzük a belföldi árak, a német árak, és az árfolyam kombinációját olyan módon, hogy a belföldi árakat elosztjuk a német árak és az árfolyam szorzatával. A külföldi árak és az árfolyamnak a szorzata azt mutatja meg, hogy hazai pénzben (például forintban) mennyibe kerül a külföldi termék, így ha ezzel osztjuk el a belföldi árakat, ak-

kor a hazai és a külföldi termékek egymáshoz viszonyított relatív árát kapjuk meg, melyet reálárfolyamnak nevezünk. A 2. ábra mutatja a magyar-német és a cseh-német reálárfolyam alakulását, amelyeket az 1. ábrán látható alapadatokból számoltunk.

2. ábra. Németországgal szembeni reálárfolyamok, 1996. január – 2003. december
(Index: 1996. január = 100)



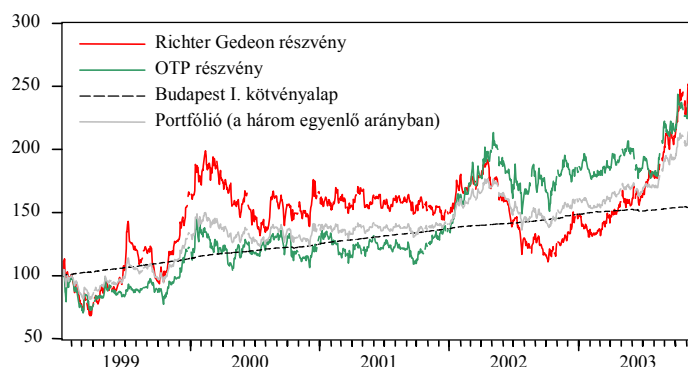
Forrás: Saját számítás az 1. ábra adatai alapján.

Annak ellenére, hogy a magyar árak és a forint árfolyamának időbeli pályája alapvetően eltért a cseh árak és a korona árfolyama pályájától, a két országnak a Németországgal szembeni reálárfolyama nagyon hasonló: a hét és fél év alatt mintegy negyven százalékkal emelkedtek, amelynek közgazdasági magyarázatát (a termelékenységekülönbségen alapuló reálfelértékelődés) meg tudjuk adni (lásd például Kovács [2002]), további integrált változókat tartalmazó modellből konstans várható értékű kointegráló kapcsolatot is ki tudunk mutatni. Azaz az árak és az árfolyamok akár tetszőlegesen is elbolyonghatnak, a közöttük levő összefüggés előbb vagy utóbb a felszínre tör, amelyet a kointegráció vizsgálatára kifejlesztett módszerekkel szabatosan lehet tanulmányozni.

ROBERT F. ENGLE ÉS A FELTÉTELES HETEROSZKEDASZTICITÁS

A gazdasági változók ingadozásai fontos szempontot jelentenek a különböző közgazdasági döntések meghozatalakor. Képzeljük el például, egy tőzsdén forgalmazott részvény árfolyamát, amely napról napra jelentős mértékben megváltozhat, vagy egy állampapírokba történő befektetés alapbefektetési jegyeinek értékét, amely stabilabb investíciót testesít meg. Az 3. ábra például két részvény (Richter Gedeon és az OTP), egy kötvényalap (Budapest I. befektetési alap), valamint ezen három pénzügyi eszköz együttes tartásából álló befektetés — azaz egy portfólió — értékét mutatja.

3. ábra. 100 forint kezdeti befektetés értékének alakulása
1999. január 3. és 2003. december 3. között



Forrás: Részvényárfolyamok: CA-IB Rt.; Kötvényalap: Budapest Befektetési Rt.

A portfólió összeállításánál azt feltételeztük, hogy a befektető azonos összeget fektetett be mindhárom pénzügyi eszközbe. Az áralakulásokat könnyebb összehasonlíthatóságának érdekében az 3. ábra azt mutatja, hogyan alakult volna száz forint 1999. január 3-i befektetés értéke az egyes eszközökbe, illetve a portfólióba az idő előrehaladtával. Az ábráról leolvasható, hogy a részvényárfolyamok igen nagy mértékben ingadoztak, míg a kötvényalap-befektetés értéke sokkal egyenletesebben gyarapodott a részvényekhez képest.

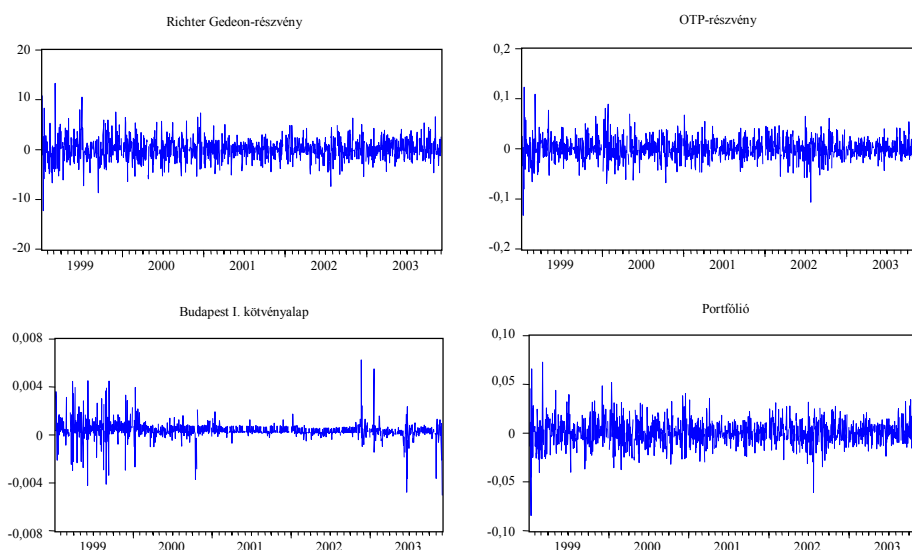
A feltételes heteroszkedaszticitás közgazdasági háttere

Gazdasági döntések meghozatalakor a változékonyság, melyet a pénzügyi szaknyelvben gyakran volatilitásnak (*volatility*) neveznek, kvantitatív mérése elengedhetetlen. A kellően általános „gazdasági döntések” kifejezés alatt legegyszerűbb esetben gondolhatunk például arra, hogy a megtakarításainkat milyen eszközökbe fektessük. Általánosabban, a változékonyság ismerete nélkülözhetetlen a részvények és egyéb pénzügyi eszközök árának meghatározásához. Emellett bármilyen statisztikai–ökonometria számítást is végzünk, ismernünk kell annak pontosságát. Például, ha egy előrejelzést készítünk arra vonatkozóan, hogy mennyi lesz egy részvény értéke holnap, két nap múlva, vagy egy hónap múlva, akkor ismernünk kell az előrejelzésünk megbízhatóságát, amelynek kiszámításához szintén a változékonyság valamely mérőszámát hívjuk segítségül.

Robert Engle munkássága előtt többnyire a szórás használták a változékonyság mérőszámaként. A szórás azonban akkor lehet jó mérőszáma a változékonyságnak, ha értéke stabil, azaz maga a szórás nem változik. Számos gazdasági változónál ugyanakkor helytelen feltételezés lenne a szórás állandósága: ehhez elég csak a 3. ábra részvényárfolyamaira pillantanunk, melyről látható, hogy vannak időszakok, amelyeket erősebb változékonyság jellemez és vannak csendesebbek. A változékonyságról személetesebb képet ad a 4. ábra, amely a 3. ábrán bemutatott befektetések hozamainak (azaz az egyik napról a másik napra történő árváltozásainak) százalékos értékét mutatja. Ezen az ábrán jól kive-

hető a „változékonyság csoportosulása” (*clusters of volatility*), azaz vannak periódusok, amikor alacsony a változékonyság, míg más időszakokban ez magas, vagy másképpen fogalmazva, egy adott napi magas változékonyságot jó eséllyel követ a következő napon is magas változékonyság, míg egy csendes napot valószínűleg egy másik csendes nap fog követni.

4. ábra. A befektetések értékének napi százalékos változása, 1999. január 3. – 2003. december 3.



Forrás: Saját számítások a 3. ábra adatai alapján.

Engle modelljének kifejlesztése előtt ezt a jelenséget úgy próbálták meg kezelni, hogy a szórás számításakor nem az egész mintaperiódust használták fel, hanem például csak a legfrissebb pár hét adatait. Ezzel az egyszerű módszerrel szemben azonban számos probléma vethető fel. Például, hogyan határozzuk meg, hogy hány nap adatait használjuk fel a számításokhoz? Másrésztől az ilyen módon való számítás azt feltételezi, hogy a hólnapi volatilitás számításában ugyanolyan szerepe a mai változékonyságnak, mint a sokkal korábbiaknak, amelyhez nem könnyű közgazdasági alátámasztást találni. Harmadrészt, mivel egy rövid megfigyelési időszaktól történik a becslés, így az jelentős becslési bizonytalansággal terhelt, hiszen hosszú idősorokból általában megbízhatóbb becsléseket lehet adni.

A nyolcvanas évek elején Engle [1982] egy elegáns ökonometriai modellt javasolt ezen problémák kezelésére, amelyet „autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitásnak” (*autoregressive conditional heteroskedasticity – ARCH*) nevezett el.¹⁹ Az elnevezésben a „heteroszkedaszticitás” kifejezés a volatilitás változását jelenti, a „feltételes” arra utal, hogy valaminek a függvényében határozzuk meg a volatilitást, az „autoregresszív” pedig arra, hogy a mai volatilitás függ a volatilitás múltbeli értékeitől. Ez a modell, amelyet

¹⁹ Bár Engle az infláció modellezését választotta empirikus illusztrációul, az alkalmazások iránya hamar áttért a pénzügyi idősorokra.

számtalan további irányban fejlesztettek tovább, megoldást kínál az előző bekezdésben felvetett három problémára. Egyfelől nem határoz meg egy konkrét időtartamot a volatilitás mérésére, hanem elvileg az összes múltbeli értéket felhasználja, ezért egyben egy hosszú időszak alapján készülhet a számítás. Másfelől azonban nem egyenlő szerepet veszi a múltbeli értékeket figyelembe, hanem súlyozással: a közelmúltbeli eseményeknek nagyobb hatásuk van, mint a régieknek. A nagyságrendeket, azaz a súlyozást pedig az adatokra bízva: a modell bizonyos paraméterei határozzák meg a súlyokat, és ezeket a paramétereket egy-egy konkrét idősor alapján becsülni lehet. Azt talán meg sem kell említeni, hogy Engle kifejlesztette a paraméterek becsülésének technikáját is.

A modell

Az ARCH-modellek tehát nem a változó várható értékét, hanem annak varianciáját modellezik. Jellemezze például egy elsőrendű autoregresszív folyamat (AR(1)) a vizsgált változó várható értékét:

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + u_t \quad /8/$$

A hibagról, u_t -ről feltettük, hogy független és azonos eloszlású (FAE) fehér zaj, azaz $E(u_t) = 0$ és $E(u_t^2) = \sigma^2$, $E(u_t u_{t-s}) = 0$, $s \neq 0$. Ezen feltételekből könnyen levezethető, hogy ha $|\varphi_1| < 1$, akkor $E(Y_t) = \mu = \varphi_0 / (1 - \varphi_1)$ és $E[(Y_{t-k} - \mu)^2] = \gamma_k$, tehát sem a várható érték, sem a második momentumok nem függenek t -től, így Y_t stacionárius.

Ha a hibatag ARCH(m) folyamatot követ, akkor a /8/ összefüggés helyett az alábbi három egyenlettel írható le a folyamat:

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + u_t \quad /9/$$

$$u_t = v_t \sqrt{h_t} \quad /10/$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 \quad /11/$$

ahol $\{v_t\}$ független és azonos eloszlású változó nulla várható értékkel és egységnyi varianciával. Ekkor a hibatag varianciájának feltételes várható értéke:

$$E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-m}) = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 \quad /12/$$

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

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2 + w_t \quad /13/$$

ahol w_t FAE fehér zaj, $E(w_t) = 0$ és $E(w_t^2) = \lambda^2$, $E(w_t w_{t-s}) = 0$, $s \neq 0$. Az α_i paramétereknek olyanoknak kell lenniük, hogy $E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-m}) > 0$ mindig fennálljon, amely $\alpha_0 > 0$ és $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, m$ együttes feltétel esetén teljesül. Ha emellett még /13/ stacioná-

rius folyamatot követ, azaz ha $\sum_{i=1}^m \alpha_i < 1$, akkor meghatározható u_t^2 (nem feltételes) várható értéke:

$$E(u_t^2) = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_m) . \quad /14/$$

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

A feltételes/feltétel nélküli variancia kézenfekvő analógiája a feltételes/feltétel nélküli várható értéknek. Amennyiben Y_t folyamat stacionárius, amely a /8/ egyenletben feltételezett AR(1) parametrizálás mellett a $|\varphi_1| < 1$ feltétellel írható le, akkor Y_t -nek konstans a várható értéke, amely $\varphi_0 / (1 - \varphi_1)$, de feltételes várható értéke, amely $E(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}) = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1}$, időben változik.

Ha egy AR-ARCH specifikációban mind a várható érték, mind pedig a variancia egyenlet stacionárius, akkor a modellezett folyamatnak mind a feltétel nélküli várható értéke, mind a feltétel nélküli varianciája állandó, viszont mind a feltételes várható értéke, mind pedig a feltételes varianciája változik.

ARCH hatások tesztelésére alapvetően két módszer létezik, de egyikhez sem szükséges a modell ARCH-ként való becslése, hanem egy megfelelő (várható értékre vonatkozó) regresszió becslést hibatajait kell vizsgálni.

1. Ha jelen vannak ARCH-hatások, akkor az ARCH nélkül becslést egyenletünkben, bár a hibatarok autokorrelálatlanok, de a hibatarok négyzete autokorrelált.²⁰ Így a hibatarok négyzetének korrelogramjára pillantva, valamint a *Box–Pierce* és a *Ljung–Box* statisztikákat a hibatarok négyzeteiből számított autokorrelációra alkalmazva tesztelhetünk.

2. ARCH LM-teszt: a várható értékre becslést egyenlet becslést hibatarjainak négyzetére (\hat{u}_t^2) egy AR(m) modell illesztése:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \hat{u}_{t-m}^2 + e_t , \quad /15/$$

amelynél belátható, hogy a $T \cdot R^2$ -statisztika, ahol T a megfigyelésszámot és R^2 a determinációs együtthatót jelenti, a $\chi^2(m)$ eloszláshoz tart azon nullhipotézis mellett, hogy $u_t \sim \text{FAE } N(0, \sigma^2)$.

A /9/–/10/–/11/ képletekkel jellemzett modell maximum likelihood becslése kézenfekvő. Egy standard regressziós egyenletben a hibatarról, u_t -ről, többnyire feltesszük, hogy normális eloszlású, így egy ARCH-modellben is kézenfekvő feltevésnek látszik v_t standard normális eloszlása. Ekkor a folyamat likelihood függvénye könnyen felírható. Az egyszerűség kedvéért jelöljük a várható érték egyenletét $Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + u_t = \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\beta} + u_t$ -vel, ahol \mathbf{X} mátrix a magyarázó változókat – jelen esetben a konstans és a késleltett Y -t – tartalmazza. Ekkor a megfigyelt y_t feltételes sűrűségfüggvénye:

$$f(y_t | \mathbf{x}_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \exp\left(-\frac{(y_t - \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\beta})^2}{2h_t}\right) \quad /16/$$

²⁰ Az empirikus munkánál figyelni kell arra, hogy az ARCH-hatások tesztelése előtt a hibatarokban ne legyen autokorreláció, azaz ennek megfelelő modellt kell felállítani a várható értékre.

ahol $h_t = \alpha_0 + \alpha_1(y_{t-1} - \mathbf{x}'_{t-1}\boldsymbol{\beta})^2 + \alpha_2(y_{t-2} - \mathbf{x}'_{t-2}\boldsymbol{\beta})^2 + \dots + \alpha_m(y_{t-m} - \mathbf{x}'_{t-m}\boldsymbol{\beta})^2$. A fenti sűrűségfüggvény logaritmusát véve és t -szerint összegezve adódik a log-likelihood függvény, melynek numerikus értéke konkrét α és β paramétervektorok, valamint a variancia megfelelő számú kezdőértékei mellett (hiszen ez m késleltetett hibatagból számolódik ki²¹) meghatározható, ezért a szokásos módszerek alapján numerikusan maximalizálható.

Előzmények és továbbfejlesztések

A pénzügyi változók főbb jellemezőit már Engle előtt is ismerték a közgazdászok, például Mandelbrot [1963] lejegyezte, hogy „nagy mozgást többnyire nagy mozgás (tetszőleges előjelű) követ, míg kicsit többnyire kicsik”, de sem ő, sem a pénzügyi piacokat vizsgáló többi közgazdász nem modellezte ezt a jelenséget.²² Ezért Engle modellje valódi áttörést jelentett a pénzügyi változók modellezésében, és egy hatalmasra duzzadó irodalmat indított el. Az ARCH(m)-modellt számtalan irányba fejlesztették tovább. A legátfogóbb továbbfejlesztés Bollerslev [1986] munkájához fűződik, amely az ún. általánosított ARCH, azaz GARCH (*generalized ARCH*) specifikációt javasolta. Fő motivációja az volt, hogy az ARCH(m) modellek gyakorlati vizsgálatai során meglehetősen hosszú késleltetés számra, és így becslendő paraméterre volt szükség a modell megfelelő illeszkedéséhez. A GARCH(p,q) specifikáció a /11/-es egyenletet az alábbival helyettesíti:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} . \quad /17/$$

Ekkor végtelen számú késleltetett hibatag-négyzet határozza meg h_t -t, ami rekurzív visszahelyettesítéssel könnyen belátható. Legyen $e_t = u_t^2 - h_t$, azaz a variancia előrejelzésének hibája. Ekkor a fenti egyenlet megfelelő átrendezésével

$$u_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)u_{t-1}^2 + \dots + (\alpha_{\max(p,q)} + \beta_{\max(p,q)})u_{t-\max(p,q)}^2 - \beta_1 e_{t-1} - \dots - \beta_p e_{t-p} + e_t \quad /18/$$

adódik, amelynél értelemszerűen $\alpha_i = 0 \quad \forall i > q$ és $\beta_j = 0 \quad \forall j > p$. Azaz, u_t^2 felfogható egy olyan folyamatként, amely egy ARMA($\max(p,q),p$) folyamatot követ.

Az alkalmazások során számtalan esetben az adódott, hogy egy GARCH(1,1) specifikáció kellően jó illeszkedést adott a legkülönbözőbb idősorokra, így ezzel a specifikációval valóban számottevően lehetett csökkenteni a becslendő paraméterek számát.

Pénzügyi adatoknál, pontosabban a részvény- és devizaárfolyam-változásoknál azonban egy olyan empirikus megfigyelés adódott eredményül, hogy az eloszlások szélei vastagabbak, mint amelyet a normális eloszlás implikálna (*fat tails*), azaz a nagy változások (bármely irányba) relatíve gyakrabban alakulnak ki. Ezért /10/-es egyenletben standard normális eloszlás helyett sokszor a t -eloszlást feltételeznek v_t -re, és az eloszlás szabad-

²¹ Például u_t feltételes varianciájának kiszámolásához szükséges $u_0, u_{-1}, \dots, u_{-m+1}$ varianciáinak ismerete, amelyet variancia-kezdőértékeknek nevezünk. A leggyakrabban használt eljárás szerint az m darab kezdőértéket a hibatag átlagos varianciájával tesszük egyenlővé. Egy másik, ritkábban alkalmazott megoldás szerint a kezdeti feltételes varianciát is becslendő paraméternek tekintik.

²² A hivatkozás és idézet forrása: The Royal Swedish Academy of Sciences [2003].

ságfok-paraméterét is becsülendő paraméternek tekintik.²³ Mivel a t -eloszlás nagy szabadságfok mellett közelít a normálishoz, így a szabadságfok-paraméter becsült értékéből és konfidencia-intervallumból arra is következtethetünk, hogy az adott idősorra a normális eloszlás feltevése mennyire lehet helytálló.²⁴

Ezekén túlmenően is számtalan továbbfejlesztés látott napvilágot, amelyek rövidítése egy-két betűvel tér el az Engle által bevezetett ARCH-rövidítéstől, például TARCH, IGARCH, EGARCH, ARCH-M, AGARCH, NGARCH, QARCH, QTARCH, STARCH, SWARCH, FIGARCH. (Lásd például *Bollerslev–Engle–Nelson* [1994].)²⁵

Alkalmazás

A módszer nemcsak a múlt leírására, hanem a változékonyság előrejelzésére is alkalmas, amely forradalmi áttérésnek is tekinthető a pénzügyi termékek árainak értékeléséhez.²⁶ A részvényeknél például általánosan elfogadott eredmény az úgynevezett „véletlen bolyongás” (*random walk - RW*) hipotézise. Az előrejelzés szempontjából ennek az a jelentősége, hogy a holnapai árfolyam értékéről csak annyit tudunk mondani, hogy az várhatóan annyi lesz, mint a mai, illetve, ha van egy tartós növekedési tendencia, akkor az előrejelzés a mai árfolyamnak az egy napra jutó átlagos növekedéssel növelt értéke. Ennek egyébként kézenfekvő közgazdasági magyarázata is van: ha mindenki tudná, hogy holnap a részvényárfolyam emelkedni fog, akkor már ma mindenki bevásárolna a részvényből, így az ár már ma megemelkedne. Tömören fogalmazva azt mondhatjuk, hogy a részvényárakat nem lehet előre jelezni, ugyanakkor a gyakorlati tapasztalatok alapján az ARCH-modell és továbbfejlesztései alkalmasak arra, hogy az árfolyam volatilitását előre jelezzék, ami rendkívül fontos eredmény a pénzügyi piacok működése szempontjából.

A volatilitás előrejelzéséhez kapcsolódik egy konkrét, jogszabályban is kodifikált felhasználás is. 1996 óta ugyanis egy nemzetközi egyezmény, amelyet bázeli szabályoknak is neveznek, előírja az úgynevezett *kockázatosított érték* (*value at risk*) használatát a bankok tőkekövetelményeinek meghatározásánál.²⁷ Például az 1 százalékos kockázatosított érték azt jelenti, hogy mekkora az az összeg, amely 99 százalékos valószínűséggel nagyobb a következő napi veszteségnél. A szabályozás természetesen úgy szól, hogy minél nagyobb a kockázatosított érték, annál nagyobb biztonsági tartalékot kell a bankoknak képezniük. Ha a volatilitás állandó lenne, akkor a kockázatosított érték sem változna. A korábbiakban ugyanakkor bemutattuk, hogy a pénzügyi eszközök esetén a volatilitás időben változó, és így a kockázatosított érték is időben változik.

²³ *Palágyi* [1999 és 2003] a Lévy-eloszlás feltételezése mellett GARCH-modellt elemzi. A 2003-as munkájában a MOL- és a CISCO-részvények adataira végzett becslés alapján azt találja, hogy bár a modell jobban illeszkedik, mint a normális eloszlás feltételezésével készített becslés, de a maradéktagok stabilitása elvethető, amely megkérdőjelezi a Lévy-eloszlások használatának létjogosultságát.

²⁴ Egy korábbi munkánkban (*Darvas* [2001a]) hazai kincstárjegy-hozam változásainak feltételes varianciáját vizsgáltuk ARCH-, GARCH-, és SWARCH-modellekkel mind normális, mind pedig t -eloszlás mellett. A t -eloszlás szabadságfokára alacsony, 3-4 körüli becsült értékek adódtak viszonylag szűk konfidencia-intervallummal, amely a normális eloszlásnál szélesebb eloszlásszélekre utalnak.

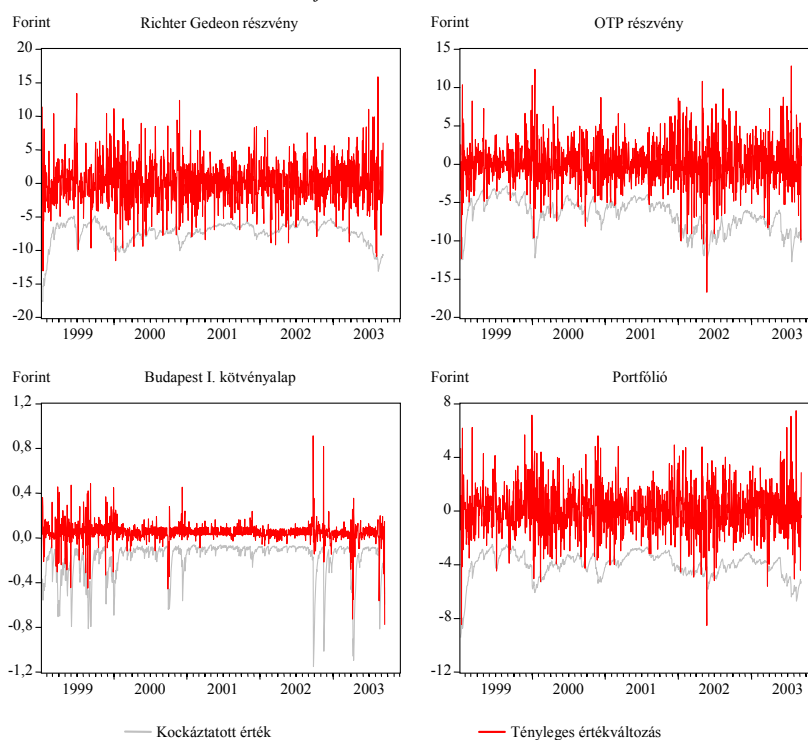
²⁵ A hazai szerzők közül *Varga* [2001] tekinti át az ARCH-modell számos továbbfejlesztését, köztük az ún. FIGARCH-modellt is, amely a korábban említett frakcionális integráció fogalmát alkalmazza a volatilitás egyenletében. *Pafka et al.* [2001] kiterjesztik a FIGARCH-modellt többváltozós esetre, levezetik annak becselőfüggvényét, és empirikus alkalmazzák három vezető nemzetközi valuta árfolyamára, amelyekre a modell jó illeszkedést mutat.

²⁶ A volatilitás előrejelzéséről *Poon–Granger* [2003] adnak átfogó irodalmi ismertetőt.

²⁷ A kockázatosított érték számításának módszereiről *Manganelli–Engle* [2001] adnak átfogó irodalmi ismertetőt.

Az illusztráció kedvéért kiszámoltuk a 3. ábrán látható négy befektetési lehetőség, azaz a két részvény, a kötvényalap, és a három együtteséből álló portfólió 1 százalékos, másnapra vonatkozó kockázatos értékét és a ténylegesen bekövetkezett veszteségeket/nyereségeket. A kockázatos értéket a hozamokra, pontosabban az árfolyamok logaritmusának a növekményére illesztett konstans növekmény²⁸ plusz GARCH(1,1) modell alapján számítottuk, amelynél a /10/-es egyenletben szereplő v_t változó standard normális eloszlást követ. Ennek alapján készítettünk egynapos előrejelzést a hozamok volatilitására, amelyet átszámítottunk a 100 forint kezdeti értékű befektetés forintban mért másnapi 1 százalékos kockázatos értékévé. A számítások eredményét mutatja az 5. ábra.

5. ábra. A befektetések értékének napi forintban mért változása és a kockázatos érték, 1999. január 3. – 2003. december 3.



Forrás: Saját számítások a 3. ábra adatai alapján.

Mindegyik részábrán látható egyrészt a befektetés értékének változása (forintban), másrészt a hozzá tartozó 1 százalékos kockázatos érték. A tényleges veszteség viszonylag ritkán haladja meg (abszolút értékben) a számított kockázatos értéket, de a számítás valószínűségi természetéből, azaz abból, hogy 99 százalékos biztonságot írtunk csak elő, következik az, hogy időnként nagyobb lehet és lesz a veszteség a számított kockázatos

²⁸ Azaz a várható érték egyenletében egyedül a konstans volt a magyarázó változó, összhangban az eltolásos véletlen bolyongás hipotézisével.

értéknél. Ez a valószínűségi érték azt jelenti, hogy 100 esetből egyszer fordul ez elő, amelyet a számítások nagyjából vissza is igazolnak, bár ennél némileg magasabb lett az arány, amely arra utal, hogy az eloszlás szélei szélesebbek, mint amelyet a normális eloszlás implikálna. Az egyes befektetésekre vonatkozó eredményeket összevetve, a részvénybefektetés sokkal nagyobb kockázatot hordozott magában, mint a kötvénybefektetés, ami nem meglepő. A portfólió kockázatát mutató ábrából pedig a közgazdaságtan egy másik, korábban szintén Nobel-díjjal jutalmazott igazságára is fény derül, nevezetesen egy portfólió tartása mérsékli a kockázatot ahhoz képest, mintha egyetlen kockázatos pénzügyi eszközbe fektetnénk minden vagyónunkat. Bár példánkban az alacsonyabb portfólió-kockázathoz az is hozzájárult, hogy egy rendkívül alacsony kockázatú kötvényalap is helyet kapott benne egy-harmadnyi súllyal, de ha csak a két részvényből képeztünk volna egy portfóliót, akkor annak változékonysága is kisebb lett volna bármilyen részvény egyedi változékonyságánál.

TOVÁBBI HOZZÁJÁRULÁSOK

Engle és Granger a Nobel-díj odaítélésekor kiemelt egy-egy fő témakörön kívül számos egyéb területen is hozzájárultak az idősorlemzés fejlődéséhez.

A spektrálemzés területén *Granger–Hatanaka* [1964] munkája alapvető tankönyvnek számít. Ugyancsak még a hatvanas években maradandó nyomot hagyott *Granger* [1969] az okság egy lehetséges értelmezésén, amelyet azóta „Granger-okságnak” neveznek és manapság is gyakran használják.²⁹ Granger az idősorok előrejelzési módszertanához számos cikkében és könyvében adott fontos hozzájárulásokat, például *Granger–Bates* [1969] az előrejelzések kombinálásának első fontos cikke volt, vagy *Granger–Newbold* [1977] és *Granger* [1980] az előrejelzések módszertanának kiemelkedő leírásai. Az úgynevezett *frakcionálisan integrált (fractionally integrated)* idősormodelleknek, amelyek ún. *hosszú memóriájú (long-memory)* idősorokhoz vezethetnek, *Granger–Joyeux* [1980] volt a fő kidolgozója. Végül felsorolásunk utolsó témaköre (amely koránt sem jelenti Granger hozzájárulásainak utolsó témakörét) a manapság oly divatos nemlineáris idősormodellek területén a hetvenes évektől napjainkig számos fontos munka társítható Granger nevéhez, mint például *Granger–Anderson* [1978], amely az egyik első munka volt ebben a témakörben, vagy a *Timo Teräsvirtával* írt 1993-as könyv.

Engle a volatilitás kidolgozásával közel egyidőben jelentetett meg egy másik, rendkívül sokszor hivatkozott cikket az exogenitás különböző definícióiról (*Engle–Hendry–Richards* [1983]), mely témakört a későbbiekben tovább vizsgálta (*Engle–Hendry* [1993]).³⁰ Mint említettük, Engle társszerzője volt Grangernek a kointegráció tesztelési

²⁹ Az okság fogalmáról és lehetséges tesztelés eljárásokról lásd *Kőrösi et al.* [1990] 21. fejezet. A hazai szerzők közül például *Ulbert–Rappai* [2002] vizsgálják különböző tőzsdeindexek közötti Granger-okságot és arra az eredményre jutnak, hogy a fejlett nyugati tőzsdék Granger-okai a keleteurópai tőzsdéknek, de a fordított irányú okság nem áll fenn. *Darvas–Sass* [2002] a magyar és az európai külkereskedelmi idősorok között teszteli a Granger-okságot és arra az eredményre jutnak, hogy az EU-ban az export húzza az importot, Magyarországon nem mutatható ki egyértelmű kapcsolat a két hazai idősor között, viszont az EU-import segít a magyar export előrejelzésében.

³⁰ A hazai szerzők közül például *Charemza–Király* [1990] a szocialista országokon bejelentett tervek és a tényleges kibocsátás kapcsolatát elemzi különböző exogenitási vizsgálatokkal. Eredményeikben arra a következtetésre jutnak, hogy míg a Szovjetunióban a gazdasági törvényszerűségeket figyelmen kívül hagyó, a gazdaság átalakítását célzó, úgynevezett „hithű” tervek exogénnek voltak tekinthetők a tényleges kibocsátásra nézve, addig Magyarországon a múltbeli tényleges kibocsátási adatokat és a gazdasági törvényszerűségeket jobban figyelembe vevő, úgynevezett „generikus tervezés” folyt. Az általuk vizsgált további öt szocialista ország a két szélső eset között, de inkább a generikus tervezéshez állt közelebb.

és becslési eljárásának kidolgozásában, és ezért az „Engle–Granger-módszer” elnevezés használatos a kointegráció tesztelésére és becslésére vonatkozó legalapvetőbb módszerre. Ez a szerzőpáros a későbbiekben is kutatott együtt a kointegráció modelljeinek továbbfejlesztésén. Engle is írt a spektrálemzés területén fontos hozzájárulásokat és Granger társszerzője volt az 1983-as *The Handbook of Statistics* spektrálemzésről szóló fejezetének. A pénzügyi piacok egyes aspektusainak modellezéséről Engle számos cikket jelentetett meg, mint például az időben változó kockázati prémium (*Engle–Lilien–Robins* [1987]), a napon belüli volatilitás (*Engle* [1990]), különböző pénzügyi eszközök volatilitásának közös vizsgálata (*Bollerslev–Engle–Wooldridge* [1988], *Bollerslev–Engle* [1993], *Engle–Kroner* [1995]), a tranzakciós szintű adatok vizsgálata (*Engle–Russel* [1998] és *Engle* [2000]), és az időben változó korreláció (*Engle* [2002]). Engle volt – Daniel L. McFaddennel, a 2000-es Nobel-díjassal együtt – a *The Handbook of Econometrics* 1994-es IV. kötetének társszerkesztője.

*

A tudományos kutatás eredetiségének és megtermékenyítő erejének egyik, sőt talán a legfontosabb fokmérője az, hogy az adott munkát követően a szakfolyóiratokban megjelent cikkek közül hányan hivatkoznak rá. Robert F. Engle és Clive W. J. Granger a legidézettebb szerzők közé tartoznak, és az általuk kifejlesztett módszerek olyan megújító hatást gyakoroltak az idősorelemzésre, hogy méltán váltak érdemessé a Nobel-díjra.

FÜGGELÉK

A közgazdasági Nobel-díjasok, 1969–2003

Év	Díjazott	Szakterület	Indoklás
1969	Ragnar Frisch Oslo University Jan Tinbergen The Netherland School of Economics	Ökonometria	Gazdasági folyamatok dinamikus modelljeinek kifejlesztéséért és alkalmazásáért.
1970	Paul A. Samuelson Massachusetts Institute of Technology	Parciális és általános egyensúlyelmélet	Tudományos munkásságáért, mely kifejlesztette a statikus és dinamikus közgazdasági elméletet és aktívan hozzájárult a közgazdaságtudományi elemzés színvonalának emeléséhez.
1971	Simon Kuznets Harvard University	Gazdasági növekedés és gazdaságtörténet	A gazdasági növekedés empirikusan megalapozott értelmezéséért, amely új és mélyebb megértését adta a fejlődés gazdasági és társadalmi struktúráinak és folyamatának.
1972	Sir John R. Hicks Oxford University Kenneth J. Arrow Harvard University	Általános egyensúlyelmélet	Úttörő hozzájárulásukért a közgazdasági egyensúly- és a jóléti elmélethez.
1973	Wassily Leontief Harvard University	Input-output elemzés	Az input-output módszerek kifejlesztéséért és fontos gazdasági problémákra való alkalmazásáért.
1974	Gunnar Myrdal University of Stockholm Friedrich von Hayek University of Freiburg	Makroökonómia és intézményi közgazdaságtan	A pénzügyi és gazdasági fluktuációk elméletéhez való úttörő hozzájárulásukért és a gazdasági, társadalmi, és intézményi jelenségek kölcsönös függésének átfogó elemzéséért.
1975	Leonid Kantorovich Academy of Sciences, Moscow Tjalling C. Koopmans Yale University	Optimális forrásallokáció elmélete	A források optimális allokációjának elméletéhez való hozzájárulásukért.

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Év	Díjazott	Szakterület	Indoklás
1976	Milton Friedman University of Chicago	Makroökonómia	A fogyasztásemélet, valamint a monetáris elmélet és történelem területén elért eredményeiért, valamint a stabilizációs politika komplexitásának kimutatásáért.
1977	Bertil Ohlin Stockholm School of Economics James E. Meade Cambridge University	Nemzetközi közgazdaságtan	A nemzetközi kereskedelem és a nemzetközi tőke mozgások elméletéhez adott áttörő hozzájárulásukért.
1978	Herbert A. Simon Carnegie-Mellon University	Vezetéstudomány	A gazdasági szervezeteken belüli döntési folyamat területén végzett úttörő kutatásaiért.
1979	Theodore W. Schultz University of Chicago Sir Arthur Lewis Princeton University	Gazdasági fejlődés	A gazdasági fejlődés úttörő kutatásaiért, különös tekintettel a fejlődő országok problémáinak elemzéséért.
1980	Lawrence R. Klein University of Pennsylvania	Ökonometria	Ökonometriai modellek megalkotásáért és a gazdasági fluktuációk és gazdaságpolitikák elemzésére való alkalmazásáért.
1981	James Tobin Yale University	Makroökonómia	A pénzügyi piacok elemzéséért, valamint a pénzügyi piacoknak a fogyasztási döntésekkel, foglalkoztatással, termeléssel, és árakkal való kapcsolatának elemzéséért.
1982	George J. Stigler University of Chicago	Iparági szervezetek	Az iparági szerkezet, a piacok működése, és az állami szabályozás okainak és következményeinek alapvető kutatásaiért.
1983	Gerard Debreu University of California, Berkeley	Általános egyensúlyelmélet	Új analitikus módszereknek a közgazdasági elméletbe való bevezetéséért, és az általános egyensúlyelmélet megreformálásáért.
1984	Sir Richard Stone Cambridge University	Nemzeti számlák	A nemzeti számlák rendszerének fejlesztésében végzett alapvető hozzájárulásáért, mellyel nagymértékben javította az empirikus vizsgálatok alapjait.
1985	Franco Modigliani Massachusetts Institute of Technology	Makroökonómia	A megtakarítás és a pénzügyi piacok úttörő elemzéséért.
1986	James M. Buchanan, Jr. George Mason University	Közpénzügyek	A gazdasági- és politikai-döntéshozatal elmélet jogtudományi alapjainak kifejlesztéséért.
1987	Robert M. Solow Massachusetts Institute of Technology	Gazdasági növekedés	A gazdasági növekedés elméletéhez való hozzájárulásáért.
1988	Maurice Allais École Nationale Supérieure des Mines de Paris	Parciális és általános egyensúlyelmélet	A piacelmélethez és a hatékony forrásfelhasználáshoz való úttörő hozzájárulásáért.
1989	Trygve Haavelmo University of Oslo	Ökonometria	Az ökonometria valószínűség-számítási alapjainak tisztázásáért és a szimultán közgazdasági rendszerek elemzéséért.
1990	Harry M. Markowitz City University of New York Merton M. Miller University of Chicago William F. Sharpe Stanford University	Pénzügy	A pénzügyi közgazdaságtan elméletéhez való úttörő hozzájárulásukért.
1991	Ronald H. Coase University of Chicago	Intézményi közgazdaságtan	A tranzakciós költségek és a tulajdonjogok intézményi változásokban és a gazdaság működésében betöltött szerepének felfedezéséért és tisztázásáért.
1992	Gary S. Becker University of Chicago	Mikroökonómia és gazdasági szociológia	A mikroökonómiai elemzés alkalmazásának kiterjesztésére az emberi viselkedés és interakció különböző területeire, beleértve a nempiaci viselkedést.
1993	Robert W. Fogel University of Chicago Douglass C. North Washington University, St. Louis	Gazdaságtörténet	A gazdaságtörténeti kutatások megújításáért a közgazdasági elméletek és kvantitatív módszerek alkalmazásával a gazdasági és intézményi változások magyarázatára.

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Év	Díjazott	Szakterület	Indoklás
1994	John C. Harsanyi University of California, Berkeley John F. Nash Princeton University Reinhard Selten Rheinische Friedrich- Wilhelms-Universität, Bonn	Játékelmélet	A nemkooperatív játékok elméletének úttörő elemzéséért.
1995	Robert E. Lucas, Jr. University of Chicago	Makroökonómia	A racionális várakozások hipotézisének kifejlesztéséért és alkalmazásáért, amellyel a makrogazdasági elemzést megváltoztatta és elmélyítette tudásunkat a gazdaságpolitikáról.
1996	James A. Mirrlees University of Cambridge William Vickrey Columbia University	Információ közgazdaságtana	Az alapvető hozzájárulásukért az aszimmetrikus információ mellett ösztönzés közgazdasági elméletéhez.
1997	Robert C. Merton Harvard University Myron S. Scholes Stanford University	Pénzügy	A pénzügyi derivatív termékek árazására kidolgozott új módszerekért.
1998	Amartya Sen University of Cambridge	Jóléti közgazdaságtan	A jóléti közgazdaságtanhoz való hozzájárulásáért.
1999	Robert A. Mundell Columbia University	Makroökonómia	A monetáris és fiskális politika elemzéséért különböző árfolyamrendszerek mellett, valamint az optimális valutaövezetek elméletéért.
2000	James J. Heckman University of Chicago Daniel L. McFadden University of California, Berkeley	Ökonometria	A szelektív megfigyelések elemzésére kidolgozott elméletért és módszertanért. A diszkrét értékű megfigyelések elemzésére kidolgozott elméletért és módszertanért.
2001	George A. Akerlof University of California, Berkeley A. Michael Spence Stanford University Joseph E. Stiglitz Columbia University, New York	Információ közgazdaságtana	Az aszimmetrikus információjú piacok elemzéséért.
2002	Daniel Kahneman Princeton University Vernon L. Smith George Mason University, Fairfax	Pszichológiai és kísérleti közgazdaságtan	A pszichológiai kutatás közgazdaságtudományba való integrálásáért, különös tekintettel a bizonytalanság melletti véleményformálás és döntés területére. A laboratóriumi kísérletek, mint az empirikus közgazdasági elemzés egy eszközének megalapozásáért, különös tekintettel az alternatív piaci mechanizmusok elemzésében.
2003	Robert F. Engle New York University Clive W. J. Granger University of California, San Diego	Ökonometria	A gazdasági idősorok időben változó volatilitását (ARCH) vizsgáló módszerekért. A közös trendeket (kointegráció) követő gazdasági idősorokat vizsgáló módszerekért.

Forrás: 1969–2000: Assar Lindbeck [2001], 2001–2003: www.nobel.se

IRODALOM

- BOLLERSLEV, T. [1986]: Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31. évf. 3. sz. 307–327. old.
- BOLLERSLEV, T. – ENGLE, R. F. [1993]: Common persistence in conditional variances. *Econometrica*. 61. évf. 1. sz. 167–186. old.
- BOLLERSLEV, T. – ENGLE, R. F. – WOOLDRIDGE, J. M. [1988]: A capital asset pricing model with time varying covariances. *Journal of Political Economy*. 96. évf. 1. sz. 116–131. old.

- BOLLERSLEV, T. – ENGLE, R. F. – NELSON, D. B. [1994]: ARCH models. In: *Engle, R. F. – McFadden, D. F. (szerk.) The handbook of econometrics*. IV. köt. North Holland. Amsterdam.
- BOX, G. E. P. – JENKINS, G. M. [1970]: *Time series analysis, forecasting and control*. Holden Day. San Francisco.
- CHAREMZA, W. W. – KIRÁLY, J. [1990]: Plans and Exogeneity: The genetic-teleological dispute revisited. *Oxford Economic Papers*. 42. évf. 3. sz. 562–573. old.
- DARVAS ZS. [2001a]: Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. *Statisztikai Szemle*. 79. évf. 6. sz. 490–507. old.
- DARVAS ZS. [2001b]: *Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper 10/2001.
- DARVAS ZS. – SASS M. [2002]: Changes in Hungarian foreign trade and trade balance with the European Union, A time series approach. In: *Karadeloglou, P. (szerk.): Enlarging the EU: The Trade Balance Effects*. Palgrave.
- DARVAS ZS. – SIMON A. [2002]: A financiálisan fenntartható kibocsátás becslése a gazdaság nyitottságának felhasználásával. *Közgazdasági Szemle*. XLIX. évf. 5. sz. 361–376. old.
- DAVIDSON, J. E. H. – HENDRY, D. F. – SRBA, F. – YEO, S. [1978]: Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumer's expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*. 88. évf. 352. sz. 661–692. old.
- DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. [1979]: Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 74. évf. június, 427–431. old.
- ENGLE, R. F. [1982]: Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*. 50. évf. 4. sz. 987–1007. old.
- ENGLE, R. F. – ITO, T. – LIN, W.-L. [1990]: Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-day volatility in the foreign exchange market. *Econometrica*. 58. évf. 3. sz. 525–542. old.
- ENGLE, R. F. – RUSSEL, J. R. [1998]: Autoregressive conditional duration: a new model for irregularly spaced transaction data. *Econometrica*. 66. évf. 5. sz. 1127–1162. old.
- ENGLE, R. F. [2000]: The econometrics of ultra-high frequency data. *Econometrica*. 68. évf. 1. sz. 1–22. old.
- ENGLE, R. F. [2002]: Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*. 20. évf. 3. sz. 339–350. old.
- ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. [1987]: Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*. 55. évf. 2. sz. 251–276. old.
- ENGLE, R. F. – HENDRY, D. F. [1993]: Testing superexogeneity and invariance in regression models. *Journal of Econometrics*. 56. évf. 1–2. sz. 119–139. old.
- ENGLE, R. F. – HENDRY, D. F. – RICHARDS, J.-F. [1983]: Exogeneity. *Econometrica*. 51. évf. 2. sz. 277–304. old.
- ENGLE, R. F. – LILJEN, D. – ROBINS, R. [1987]: Estimation of time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*. 55. évf. 2. sz. 391–407. old.
- ENGLE, R. F. – KRONER, K. [1995]: Multivariate simultaneous GARCH. *Econometric Theory*. 11. évf. 1. sz. 122–150. old.
- FULLER, W. A. [1976]: *Introduction to statistical time series*. John Wiley. New York.
- GRANGER, C. W. J. [1969]: Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*. 37. évf. 3. sz. 424–438. old.
- GRANGER, C. W. J. [1981]: Some properties of time series and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*. 16. évf. 1. sz. 121–130. old.
- GRANGER, C. W. J. – HATANAKA, M. [1964]: *Spectral analysis of economic time series*. Princeton University Press. Princeton.
- GRANGER, C. W. J. – NEWBOLD, P. [1974]: Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*. 2. évf. 2. sz. 111–120. old.
- GRANGER, C. W. J. – NEWBOLD, P. [1977]: *Forecasting economic time series*. Academic Press.
- GRANGER, C. W. J. – BATES, J. [1969]: The combination of forecasts. *Operations Research Quarterly*. 20. évf. 451–468. old.
- GRANGER, C. W. J. – ANDERSON, A. P. [1978]: *Introduction to bilinear time series models*. Vandenhoeck and Ruprecht: Göttingen.
- GRANGER, C. W. J. – TERÁSVIRTA, T. [1993]: *Modelling nonlinear dynamic relationships*. Oxford University Press.
- GRANGER, C. W. J. [1980]: *Forecasting in business and economics*. Academic Press.
- GRANGER, C. W. J. – JOYEUX, R. [1981]: An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*. 1. évf. 1. sz. 15–30. old.
- HAMILTON, J. D. [1994]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton.
- HORNOK A. – MÁTYÁS L. – SZÁLKA G. [1999]: Long Memory Processes: Theory and Applications. *Gazdasági Minisztérium, Gazdaságkutató Intézet Working Paper 3/99*.
- HORVÁTH Cs. – KREKÓ J. – NASZÓDI A. [2004]: Kamatátgyűrés Magyarországon. *MNB-Füzetek*. 2004/2. Elektronikus elérhetőség: www.mnb.hu
- HUNYADI L. [1994] Egységgyökök és tesztheik. *Sigma*. XXV. évf. 3. sz. 135–164. old.
- JAKAB M. Z. – KOVÁCS M. A. [2002] Magyarország a NIGEM-modellben. *MNB-Füzetek*. 2002/3. Elektronikus elérhetőség: www.mnb.hu
- JAKAB, M. Z. – KOVÁCS, M. A. – PÁRKÁNYI, B. – REPPA, Z. – VADAS, G. [2003]: N.E.M.: Quarterly Projection Model for Hungary. MNB mimeo.
- JOHANSEN, S. [1988]: Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12. évf. 2–3. sz. 231–254. old.
- JOHANSEN, S. [1991]: Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*. 59. évf. 6. sz. 1551–1580. old.
- KOVÁCS E. [1989]: Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*. 67. évf. 5. sz. 599–619. old.
- KOVÁCS M. A. (szerk.) [2002]: A Balassa-Samuelson-hatás becslült mértéke 5 közép- és kelet-európai országban. *MNB Füzetek* 2002/5. Elektronikus elérhetőség: www.mnb.hu

- KIRÁLY J. [1989]: *Fogyasztás és megtakarítás: empirikus modellek*. Kandidátusi disszertáció.
- KIRÁLY J. – KÖRÖSI G. [1990]: *Consumption, housing, and money demand – Error correction models for Hungary*. Az Econometric Society European Meeting 1990, Barcelona, konferencián előadott tanulmány.
- KÖRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1990]: *Gyakorlati ökonometria*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- LINDBECK, A. [2001]: The Sveriges Riksbank (Bank of Sweden) prize in economic sciences in memory of Alfred Nobel 1969–2000. In: *Levinovitz, A. W. – Ringertz, N.* (szerk.) *The Nobel Prize: the first 100 years*. Imperial College Press and World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd. Elektronikus elérhetőség: <http://www.nobel.se/economics/articles/lindbeck/index.html>
- MANGANELLI, S. – ENGLE, R. F. [2001]: *Value at risk models in finance*. ECB Working Paper No. 75. Elektronikus elérhetőség: www.ecb.int
- MELLÁR T. – RAPPAI G. [1998]: Az infláció a gazdaságpolitika szolgálatában. *Statistikai Szemle*. 76. évf. 11. sz. 885–896. old.
- NEMÉNYI J. [1994]: A strukturális változások kezelése az átmenet gazdaságának ökonometriai modelljeiben. *Közgazdasági Szemle*. XLI. évf. 11. sz. 967–988. old.
- NELSON, CH. R. – PLOSSER, CH. I. [1982]: Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*. 10. évf. 2. sz. 139–162. old.
- PAFKA SZ. – MÁTYÁS L. [2001]: *Multivariate diagonal FIGARCH: Specification, estimation and application to modelling exchange rates volatility*. Central European University Economics working paper WP5/2001, elektronikus elérhetőség: http://www.ceu.hu/econ/economic/szilard_ceuwep.pdf
- PALÁGYI Z. [1999]: Árfolyamingadozások és kockázatbecslés a Budapesti Értéktőzsdén. *Sigma*. 30. évf. 1–2. sz. 27–32. old.
- PALÁGYI Z. [2003]: Pénzügyi idősorok elemzése a Lévy-hatvány GARCH-moddal. *Statistikai Szemle*. 81. évf. 7. sz. 571–587. old.
- PHILLIPS, A. W. [1957]: Stabilization policy and the time forms of lagged responses. *Economic Journal*. 67. évf. 266. sz. 265–277. old.
- PHILLIPS, P. C. B. [1986]: Understanding spurious regressions. *Journal of Econometrics*. 33. évf. 3. sz. 311–340. old.
- PHILLIPS, P. C. B. [1987]: Time series regression with a unit root. *Econometrica*. 55. évf. 2. sz. 277–301. old.
- POON, S.-H. – GRANGER, C. W. J. [2003]: Forecasting volatility in financial markets: a review. *Journal of Economic Literature*. XLI. évf. június. 478–539. old.
- The Royal Swedish Academy of Sciences* [2003]: Time-series econometrics: cointegration and autoregressive conditional heteroskedasticity. Advanced information on the Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel. www.nobel.se
- SARGAN, J. D. [1964]: Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology. In: *Hart, P.E. – Mills, G. – Whittaker, J. N.* (szerk.) *Econometric analysis for National Economic Planning*. Butterworths. London.
- ULBERT J. – RAPPAI G. [2002]: Globalizáció az értékpapírpiacon. *Statistikai Szemle*. 80. évf. 3. sz. 833–846 old.
- VARGA J. [2001]: Pénz- és tőkepiaci idősorok sztochasztikus volatilitás modellje. *Sigma*. 32. évf. 1–2. sz. 69–84. old.
- VARGA J. – RAPPAI G. [2002]: Heteroscedasticity and efficient estimates of BETA. *Hungarian Statistical Review*. Special number 7. 126–137. old.
- VÁRPALOTAI VIKTOR [2003]: Dezaggregált költségbejűrés-alapú ökonometriai infláció-előrejelző modell. *MNB-Füzetek*. 2003/4. Elektronikus elérhetőség: www.mnb.hu

SUMMARY

The Royal Swedish Academy of Sciences indicated two main contributions to Economic sciences in awarding the Nobel Prize in Economics 2003. The prize was awarded to Robert F. Engle “for methods of analyzing economic time series with time-varying volatility (ARCH)”, and to Clive W. J. Granger “for methods of analyzing economic time series with common trends (cointegration)”. This paper describes these two methodologies and some of their extensions, and presents some applications to Hungarian time series. At the end of the article we list some of the other contributions of the laureates to Econometrics.

IDEGEN NYELVŰ SZAKIRODALOM

ÚJONNAN KIBONTAKOZÓ GAZDASÁGFÖLDRAJZ AZ EU-CSATLAKOZÓ ORSZÁGOKBAN

(The Emerging Economic Geography in EU Accession Countries.) – Traistaru, J. – Nijkamp, P. – Rasmini, L. (szerk.) Ashgate. Coenwall. 2003. 456 p.

Az Európai Unióhoz csatlakozó kelet-közép-európai országok gazdaságföldrajzi változásait mutatja be a szerkesztőtéri kötet, mely 12 szerző tanulmányát fogja egybe, három fő részbe csoportosítva.

1990 óta folyamatos a kelet-közép-európai országok integrálódása az európai gazdasági térbe. Az eltelt évtized elegendőnek bizonyult az integrálódás térbeli hatásának elemzéséhez. A szerzők a nemzetközileg már ismert kérdésekre keresték a választ. Azt kívánták bemutatni, hogy milyen regionális szakosodási és iparszerkezeti koncentrációk jellemzik ezt a térséget, a regionális kereseti eltérések milyen módon hatnak a nyugat-európai piacokra, melyek az egyes országokban a nyertes és győztes régiók.

A szerzők a gazdaság térbeli terjedésének elméleti megállapításait empirikus kutatási eredményekkel vetették össze, és így módon fogadták el vagy vetették el az összefüggéseket. A 90-es évekre Bulgária, Észtország, Magyarország, Románia és Szlovénia esetére végeztek el az elemzést. Fő céljuk az volt, hogy ökonometriai modellekkel tegyék láthatóvá azt, hogy ezen országok milyen mértékben mutatják a gazdasági integrálódásra jellemző folyamatokat, és az átmenettel együtt járó térbeli hatásokat. A tanulmánykötet írói a gazdaságirányítás számára három alapvető kérdést tesznek fel, és ezekre keresik a választ.

1. Hogyan alakul az ipar és különösen a feldolgozóipar térbeli átrendeződése? A munkaintenzív jellegű ágazatok az Unió piacától távolodnak és helyükbe a tudásintenzív iparágak lépnek. Ennek jeleit legtisztábban Magyarország mutatja, ahol végbement a nyugati határtól kelet felé a termelési szerkezet átalakulása, követve a szállítási költségeket. A

többi vizsgált országban kevésbé szignifikáns a folyamat és az európai piacok hatása a tengerpartokon jelentkezik. Az EU-hoz a közeljövőben csatlakozó országok és a későbbi időpontban várhatóan csatlakozó országok határain elhelyezkedő gazdaságokat érdekes átmeneti mátrixokkal jellemzi.

2. Az országtanulmányokban a vizsgált öt ország gazdaságában hogyan jelenik meg a regionális szakosodás? A gazdasági tevékenységek térbeli specializálódása és az ágazati szerkezet koncentrációja minden vizsgált országban végbement. Észtország, Szlovénia és Magyarország EU-val határos régiói országos átlagot meghaladóan specializáltak és az elmúlt évtizedben ez nem módosult. Magyarországon a vegyipar és a gépipar tekinthető a legnagyobb mértékben koncentrált iparágak. Az ökonometriai modellek azt erősítették meg, hogy a cégek mérete, földrajzi elhelyezkedésük (a szállítási költségekkel összefüggésben) a regionális fejlettség meghatározói. Az átmenet folyamataiban nemcsak a külföldi tőke szerepe volt igazolható, hanem a térbeli elérhetőség is. Ezek együttesen játszottak szerepet abban, hogy az eddigi keleti orientáció helyett megjelent a nyugati, ami hatással volt a regionális folyamatok alakulására. A külföldi tőke szerepe nemcsak közvetlen gazdasági, hanem az innovációs készletben játszott szerepe miatt is kiemelhető.

3. A jövedelmek térbeli eloszlásai milyen összefüggésben vannak a gazdasági integrálódással? Nevezetesen a gazdasági központokban, ahol a szellemi tőke az anyagi tőkével együttesen koncentrációt mutat, a szabadkereskedelem hatására a következő módon változtak meg. A szállítási költségek csökkenése miatt az összeszerelő, élőmunka-igényes ágazatok a határmenti régiókba kerülnek, ahol a kereslet miatt az országos átlagot meghaladó mértékben nőtt a jövedelem, ami magyarázza a korábbi, fővárostól távolodó regionális kereseti különbségeket.

A vizsgált országokban a gazdaság térbeli elhelyezkedésében döntő szerepe van a földrajzi helynek, de nem a telephely természeti erőforráshoz kö-

tődése kapcsán, hanem a piacok elérhetősége alapján. Azok a nyertes régiók, amelyek közel vannak a felvevőpiachoz. A kutatás eredménye eszköz a regionális politika formálásához, ugyanis olyan differenciált, a regionális szempontokat figyelembe vevő gazdaságpolitikára van szükség, amely támogatja a specializálódási folyamatot, visszafogja a keresetek térbeli polarizációját.

A könyv végén, az ajánlások között, megjelenik a helyi vállalkozásfejlesztés, a külföldi tőke vonzása és a regionális termelékenység növelése, a technológia és az innovációs potenciál növelése. Ismeretes, hogy az ipar térbeli átrendeződését döntően megha-

tározza a méret. A gazdaság irányításnak ezért is egyik kulcskérdése a kis- és középvállalkozások tudatos támogatása.

A könyvet azoknak ajánljuk, akik az ipar szerkezeti átalakulását, az integrálódást, a határmenti szerepek változását, és az ágazatok térbeli elhelyezkedését tanulmányozzák. A könyv többletértéke, hogy a mintegy ötszáz oldalon részletes statisztikai táblákon közli a részletesen vizsgált öt ország regionális adatait, az elemzés mutatóit, modelljeit és ezek eredményeit.

Rédei Mária

STATISZTIKAI HÍRADÓ

SZEMÉLYI HÍREK

Kitüntetés. *Mádl Ferenc*, a Magyar Köztársaság elnöke, *dr. Hunyadi Lászlónak*, a közgazdaságtudomány kandidátusának, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem egyetemi tanárának, a *Statistikai Szemle* főszerkesztőjének példaértékű oktatói, tankönyvírói és tananyagfejlesztői tevékenységéért, a statisztikai tudomány népszerűsítéséért

A MAGYAR KÖZTÁRSASÁGI ÉRDEMREND
LOVAGKERESZTJE

Kitüntetést adományozta.

Címadoományozás. *Dr. Pukli Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke 2004. február 16-ával kiemelkedő szakmai tevékenysége elismeréseként *Hársfai Ferencnének*, a Költségvetési főosztály vezetőjének *szakmai főtanácsadói*; *Dobos Krisztinának*, a Költségvetési főosztály Tervezési, gazdálkodási osztálya vezetőjének, *Hantó Sándornénak*, a Személyügyi és oktatási osztály vezetőjének, *Rónainé dr. Györgyi Mártának*, az Osztályozások és fogalmak osztálya vezetőjének, *Sulykosné Papp Editnek*, a Területi és koordinációs főosztály Adatgyűjtési koordinációs osztály vezetőjének *szakmai tanácsadói* címet adományozott.

Vezetői megbízás módosítása. *Dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke *dr. Balogh Miklóstól*, a Területi és koordinációs főosztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta, egyidejűleg megbízta az Igazgatási és költségvetési főosztály vezetésével. *Dr. Papp Zoltántól*, az Informatikai főosztály vezetésére adott megbízását 2004. február 29-ei hatállyal visszavonta, egyidejűleg – főosztályvezetői feladatkörben – megbízta a Modernizációs Programiroda vezetésével. *Dr. Pózsónyi Páltól*, a Nemzeti számlák főosztály vezetésére adott megbízást 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta, egyidejűleg megbízta a Fogyasztás- és

felhalmozás-statisztikai főosztály vezetésével. *Dr. Soós Lőrinc*, a KSH elnökhelyettese *dr. Kollár Zoltánnétól*, a Területi és koordinációs főosztályon a főosztályvezető-helyettesi feladatok ellátására adott vezetői megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta, egyidejűleg főosztályvezető-helyettesi feladatkörben megbízta az Igazgatási és költségvetési főosztályon az Igazgatási osztály vezetésével. *Dr. Támadiné dr. Bánszegi Katalin* főosztályvezető-helyettestől a Jogi és igazgatási osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta, egyidejűleg főosztályvezető-helyettesi rangban megbízta az Igazgatási és költségvetési főosztályon a Jogi és személyügyi osztály vezetésével.

Vezetői megbízás visszavonása. *Dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke *Hársfai Ferencné*től, a Költségvetési főosztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta.

Dr. Bagó Eszter, a KSH elnökhelyettese *Benoist Györgytől*, a Mezőgazdaság-statisztikai főosztályon a Termelésstatisztikai osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 29-ei hatállyal visszavonta.

Helt Ferenc, a KSH elnökhelyettese *Buják Ágnes*től, a Költségvetési főosztályon a Központosított illetményszámfejtési osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta. *Dobos Krisztinától*, a Költségvetési főosztályon a Tervezési, gazdálkodási osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta. *Kópházi Józseftől*, az Informatikai főosztályon főosztályvezető-helyettesi feladatok ellátására adott vezetői megbízását 2004. február 29-ei hatállyal visszavonta. *Takács Bélánétól*, az Informatikai főosztályon a Hálózati szolgáltatások osztálya vezetésére adott megbízását 2004. február 29-ei hatállyal visszavonta.

Dr. Soós Lőrinc, a KSH elnökhelyettese *Benda Józsefnétől*, a TÜK osztály vezetésére adott vezetői

megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta. *Hantó Sándornétől*, a Személyügyi és oktatási osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta. *Kis Szidóniától*, a Területi és koordinációs főosztályon a Területi koordinációs osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta. *Rónainé dr. Györgyi Mártától*, az Osztályozások és fogalmak osztálya vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta. *Sulykosné Papp Editől*, a Területi és koordinációs főosztályon, az Adatgyűjtési koordinációs osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta.

Dr. Vukovich Gabriella, a KSH elnökhelyettese *Dobossy Imrétől*, az Összeírás-kommunikációs és -képzési osztály vezetésére adott megbízását 2004. február 16-ai hatállyal visszavonta.

Vezetői megbízás. *Dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke *Kópházi Józsefet*, az Informatikai főosztályon, 2004. március 1-jei hatállyal megbízta a főosztály vezetésével. *Dr. Ligeti Csákot*, a Nemzeti számlák főosztályon 2004. március 1-jei hatállyal megbízta a főosztály vezetésével. *Dr. Héthy Lajosné*, 2004. február 17-jei hatállyal megbízta az Oktatási osztály vezetésével.

Dr. Bagó Eszter, a KSH elnökhelyettese *Moravcsik Imrét*, 2004. március 1-jei hatállyal a Mező-

gazdaság-statisztikai főosztályon megbízta a Termelésstatisztikai osztály vezetésével.

Helt Ferenc, a KSH elnökhelyettese *Györki Ildikót*, az Informatikai főosztályon, 2004. március 1-jei hatállyal megbízta az Adatgyűjtés-szervezési és adat-előkészítési osztály osztályvezetői megbízása mellett főosztályvezető-helyettesi feladatok ellátásával. *Jónás Istvánnét*, az Informatikai főosztályon, 2004. március 1-jei hatállyal megbízta az Adatgyűjtési koordinációs osztály vezetésével.

Dr. Soós Lőrinc, a KSH elnökhelyettese *Hársfai Ferencnének*, az Igazgatási és költségvetési főosztályon, 2004. február 17-jei hatállyal főosztályvezető-helyettesi megbízást adott és megbízta a Költségvetési osztály vezetésével. *Mátyás Edinát*, a Tájékoztatási főosztályon, 2004. március 1-jei hatállyal megbízta az Elektronikus tájékoztatási osztály vezetésével.

Közszolgálati jogviszony megszüntetése. *Dr. Bagó Eszter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese *Bán Imre* főosztályvezető-helyettesnek, a Külkereskedelmstatisztikai főosztály Módszertani osztálya vezetőjének, közszolgálati jogviszonyát – saját kérésére, nyugdíjba vonulására tekintettel – 2004. szeptember 7-jei hatállyal, közös megegyezéssel megszüntette. A munkavégzés kötelezettsége alól 2004. március 8. napjától mentesítette.

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Tudományos vita. A Magyar Statisztikai Társaság Demográfiai és Társadalomstatisztikai szakosztálya 2004. március 9-én tudományos szakmai vitát szervezett a Népesedéspolitikai Kormányprogram Konceptiója címmel közzétett kormányzati elképzelésekről. (A dokumentum letölthető a www.stratek.hu/images/pdf/Nepesedesiprogram-konceptio.pdf honlapról.) Az ülésen felkért előadók mondták el véleményüket és álláspontjukat a népesedési helyzetről. *Varga Ágnes*, a Miniszterelnöki Hivatal főosztályvezetője a koncepció főbb elemeit ismertette; *Klinger András*, a KSH ny. elnökhelyettese, c. egyetemi tanár a termékenység kérdéseit, *Józan Péter*, a KSH ny. főosztályvezetője, c. egyetemi tanár a halandóság és az egészség problematikáját elemezték. *Tóth Judit*, a Szegedi Tudományegyetem docense a migrációval foglalkozott előadásában. A rendezvény második részében a résztvevők hozzászólásai hangzottak el, amit élénk vita követett. (A rendezvényről folyóiratunk következő számában részletes beszámolót közlünk.)

Közgazdasági Nobel-díj. A 2003. évi közgazdasági Nobel-díjat az amerikai állampolgárságú *Robert F. Engle* és a brit állampolgárságú *Clive W. J. Granger* kapták. Az 1942-ben született Engle 1969-ben szerzett PhD-fokozatot a Cornell Egyetemen, jelenleg a New Yorki Egyetemen a pénzügyi szolgáltatások szervezésének professzora. Granger 1934-ben született a walesi Swansea-ben, 1959-ben nyert Phd-fokozatot a Nottinghami Egyetemen. Jelenleg a Kaliforniai Egyetem (San Diego, Egyesült Államok) közgazdasági professzora. A Svéd Királyi Akadémia döntése szerint Engle „a gazdasági idősoroknak időben változó jellegét figyelembe vevő elemzési módszereiért”, míg Granger „a gazdasági idősoroknak a hagyományos trendeket (kointegrációt) alkalmazó elemzési módszereiért” kapta a díjat. (A díjazottak munkásságának részletes elemzését jelen számunk 296–319. oldalain mutatjuk be.)

Változások az OST-ben. A Miniszterelnök 10/2004. (II.6.) ME határozata szerint a statisztikáról

szóló 1993. XLVI. törvény 7. §-ának (4) bekezdése alapján – a Központi Statisztikai Hivatal elnöke előterjesztésére – *Makai Juditot*, a jelölés visszavonása miatt, *dr. Pukli Pétert*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökévé való kinevezésére tekintettel, *Sárosi Gyula* ezredest, a HM Központi Pénzügyi és Számviteli Hivatal pénzügyi és ellenőrzési igazgatóját nyugállományba vonulására tekintettel, az Országos Statisztikai Tanács (OST) tagsági teendői ellátása alól felmentette és megállapította, hogy *Marosi Györgynek*, a társadalombiztosítási szervek képviselőjének – halála miatt – OST-tagsága megszűnt. Egyidejűleg *dr. Alkéri István* ezredest, a HM Központi Pénzügyi és Számviteli Hivatala főigazgató-helyettesét, *Légrédy András*t, a Nemzeti Kulturális Örökség Minisztérium Informatikai főosztálya vezetőjét, *dr. Szép Katalint*, a KSH osztályvezetőjét és *Tokaji Károlynét*, az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság Statisztikai főosztálya mb. főosztályvezetőjét 2005. december 31-ig terjedő időre az OST tagsági teendőivel megbízta.

A Miniszterelnök 14/2004. (II.27.) ME határozata szerint a statisztikáról szóló 1993. XLVI. törvény 7. §-ának (4) bekezdése alapján – a Központi Statisztikai Hivatal elnöke előterjesztésére – *Szarvas Sándort*, a Foglalkoztatáspolitikai és Munkügyi Minisztérium főosztályvezető-helyettesét az OST teendői ellátása alól, a jelölés visszavonása miatt, felmentette és egyidejűleg *Hargitai Zsoltot* a Foglalkoztatáspolitikai és Munkügyi Minisztérium vezetőfőtanácsosát, 2005. december 31-ig terjedő időtartamra az OST-tagsági teendőinek ellátásával megbízta.

A Szociális statisztikai évkönyv 2002 című kiadvány részletes adatokat tartalmaz a 2002. évi népességszámról, a gyermekjóléti ellátásról, a gyermekvédelmi gondoskodásról, a szociális támogatásokról, a szociális alap- és nappali ellátásokról, az

elhelyezési szociális ellátásról, a rehabilitációs foglalkoztatásról, a táppénzről, a nyugdíjról és a nyugdíjszerű ellátásokról, valamint a szociális és gyámügyi igazgatásról. Mindezt részletes módszertan egészíti ki. Az évkönyv bővített változata CD-ROM-on is megtalálható.

(Szociális statisztikai évkönyv 2002. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2003. 180 old. + CD-ROM).

A Mezőgazdasági statisztikai évkönyv 2002.

A kötet 1. részének összefoglaló adatai tízéves időszakokat tartalmaznak a magyar mezőgazdasági ágazat termelési, földterületi és a termékek fogyasztási adatairól. A 2. rész a termelés személyi és műszaki, valamint anyagi feltételeit mutatja be. A 3. részben a növénytermesztési és kertészeti termékek felhasználását, a 4. részben az élő állatok és állati termékek termelését és felhasználását bemutató adatokat találhatjuk. További témák: erdőgazdaság, élelmiszeripar és külkereskedelem. A kiadványt az időjárás adatok, valamint részletes módszertan teszi teljessé.

(Mezőgazdasági statisztikai évkönyv 2002. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2003. 353 old.).

A 2003. évi Történeti demográfiai évkönyv

Tanulmányok és Figyelő rovata gazdag tanulmányanyagot tartalmaz a hazai és külföldi történeti demográfia legújabb kutatási eredményeiről. A társadalomdemográfia legújabb szakirodalmának egy-egy újabb sikeres művét az Ismertetések rovatban mutatják be a recenzensek. Összesen tíz átfogó tanulmány és négy könyvismertetés tájékoztatja az olvasókat a magyar demográfiai kutatások és szakirodalom közelmúltbeli alakulásáról.

(A Központi Statisztikai Hivatal Népeségstudományi Kutató Intézetének 2003. évi Történeti demográfiai évkönyve. Készült az MTA–NKI Demográfiai Módszertani Kutatócsoport közreműködésével. Központi Statisztikai Hivatal. Népeségstudományi Kutató Intézet. Budapest. 2003. 371 old.).

Megjelent a *Gazdaság és Statisztika* című folyóirat 2004. évi februári száma.

Hivatalos statisztika – kényszerek és kihívások – *Ivan P. Fellegi*

MŰHELY-ELEMZÉSEK

A hagyományos iparágak támogatására alkalmazott iparstratégiai eszközök – *Szalavetz Andrea*

Fejér megye ipara 1992–2002 között – *Kőrös Endréné dr.*

A házon kívüli étkezés szerepe – *Mikesné Mencző Beatrix*

MÓDSZERTAN–STATISZTIKAI GYAKORLAT

A minőségi termékjellemzők érvényesülése a hedonikus árindexekben – a módszertani fejlesztések alapkérdései – *Nádudvari Zoltán*

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

FELLEGI, I. P.:

KORUNK HIVATALOS STATISZTIKÁJÁT ÉRŐ HATÁSOK, KIHÍVÁSOK

(Official Statistics – Pressures and Challenges – Summary). – *Bulletin of the International Statistical Institute 54th Session*, Berlin. 2003.

A Nemzetközi Statisztikai Intézet (ISI) 2003. évi, berlini konferenciáján a Kanadai Statisztikai Hivatal (Statistics Canada) vezetője *Ivan. P. Fellegi* tartott előadást, a hivatalos statisztika olyan kiemelt stratégiai feladatairól, amelyek megoldására erőteljes a készlet. Az előadás e kihívások közül kiemelte a közbizalmat, a személyes információk kezelését, a társadalomstatisztikát, a világméretű gazdasági folyamatok kezelését, valamint a környezeti statisztikát.

A közbizalom minden országban a statisztikai rendszer egyik alapvető értéke és egyben fő stratégiai kihívása. A bizalom fontos, mert a hivatalos statisztika kevés felhasználója van olyan helyzetben, hogy a kezelt adatok használhatóságát közvetlenül megítélje, a többség kénytelen megbízni azok összeállításában. A bizalom megerősítéséhez a statisztikai hivatal szakmai hozzáértése szükséges, és a statisztikai rendszer integritásának megtartása a politikai befolyásoktól. Az előadó kiemelte, hogy a bizalom erősítése különösen sürgető napjainkban, mert a társadalmi megítélés tartós romlása tapasztalható. A bizalom erősítése, visszaszerzése sokféle tennivalót ad. A megjelenő adatoktól joggal várják, hogy megvilágítsák a kormányzat politikai döntéseit, a megfontolások hátterét, egyben a döntésektől elvárt eredményeket is.

A hivatalos statisztikával szemben támasztott társadalmi elvárás, hogy az adatok hiteles, beláthatóan torzítástól mentesek legyenek, biztosítva ezzel a lényeges folyamatok áttekinthetőségét. A felhasználók döntéseik meghozatalához mind több tényre figyelnek, ez pedig nem csupán több statisztikát igényel, hanem azt is, hogy az adatsorok komplexitása, megbízhatósága a korábbiaknál nagyobb legyen. E követelmény teljesítése hosszabb távon is meghatározza a statisztikai szolgálatok jelentőségét. A kanadai statisztikai szolgálat esetei igazolják az előadónak ezt a megállapítását, az ottani politikai folyamatoknak is hasznára válik a statisztikai adathátér közmegebecsülése.

A közbizalom elérése, fenntartása gyakorlati intézkedésekkel érhető el, elsősorban a statisztikai adatok kellően jó minőségével, a politikától mentes objektív közlésekkel, a szakmai integritással. Mindezek azonban a bizalom szükséges, de nem elégséges feltételei. Ehhez társul az a törekvés, hogy – a mind cinikusabb közfelfogást módosítva – a közvélemény megkülönböztesse a statisztikai szolgálatot a „kormányzattól”.

A második kihívás a védelmet érdemlő személyes adatokkal kapcsolatos, ez a hivatalos statisztika számára világszerte stratégiai feladatokat ad, különösen a társadalomstatisztikában. Már a hetvenes évek elején körvonalazódtak azok a problémák, amelyeket az adatkezelés fejlett eljárásai rejtnek. Az adatvédelem minőségileg új intézkedéseket igényel, különös tekintettel az internetes korszak megnőtt kockázataira. A statisztikai hivatalok elveszíthetik a közbizalmat, ha nem tartják be a szigorú adatvédelmi szabályokat, mégpedig – az előadó szóhasználatával

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.

– „agresszívan konzervatív” gyakorlattal, ahol egyformán hangsúlyos a kifejezés mindkét eleme.

A személyes adataival mindenki maga jogosult rendelkezni, egyetértésével engedélyezhető (vagy elutasítható), hogy róla információt használjanak fel. Az önkéntes adatgyűjtések gyakorlati tapasztalatai is arra utalnak, hogy (más tényezők mellett) a választ megtagadók érvei között az adatvédelem is szerepel, különösen a háztartási felvételek körében. A statisztikai feldolgozás sokféle adatforrás összekapcsolásával képes követni a vizsgált jelenségeket, és ez bizonyos tekintetben áthidalhatja az információs önrendelkezésből eredő válaszmegtagadások miatti nehézségeket. Az előadó szerint elkerülhetetlen fejlődési irány a társadalomról jelenleg készített megfigyelések hatékonyságának javítása, oly módon, hogy a bemutatott tények (az inputok mellett) az egyes programok tényleges hatásaira erőteljesebben utaljanak. Ehhez természetesen hatásos adatgyűjtési eszközök is szükségesek.

A két érdek kiegyensúlyozható, elismertette, hogy előnyös a megvalósult adatgyűjtések adatsora-inak összekapcsolása. Egyrészt együtt érvényesülhet a személyek információs önrendelkezési joga, másrészt a közérdekű információk nyilvánossága, a társadalom tájékoztatása. Több országban megfelelő hatáskörrel rendelkező köztisztviselő felügyeli az adatvédelmet (Kanadában a Biztos megnevezése Privacy Commissioner).

Az elvek elfogadása után több kérdés tisztázása indokolt. Néhány alapfeltétel: milyen körben és kiknek engedélyezhető az adatok összekapcsolása, milyen feltételeket kell betartani az egyes adatvédelmi feladatoknak megfelelően stb. Az előadó érvei szerint a statisztikai hivatal kétségkívül jogosított adatkezelő, mert közbizalmat elnyert szervezetként, törvény szerint garantálja a személyes adatok védelmét. Ez alapján jogosult az igazgatási adatállományok átvételére, felhasználására, és a későbbiekben is képes megbízhatóan megőrizni a védett személyes adatok bizalmas jellegét. Az előadó bemutatta a bevált kanadai adatvédelmi technikákat.

A harmadik kihívás alapja, hogy a társadalomstatisztika fejlettsége viszonylag elmaradott. A legtöbb ország inkább az ellátó rendszerek felhasználásait méri fel (például a kórházakra fordított kiadásokat, a beiskolázási adatokat), pedig figyelmet érdemelnének a teljesítményeik is (például az egészségügyi intézményt győgyultan elhagyók aránya, vagy a tanulmányokat sikeresen befejezők aránya az induló létszámokhoz képest). Azt kellene bemutatni, hogy ezek a rendszerek milyen hatásokat érnek el a társadalomban (például a kórházak miként alakítják az egészségi helyzetet, a várható

egészséges élettartamot, vagy a különböző tanítézetekben végzetek miként befolyásolják a munkaerőpiacot).

Az előadás kanadai tapasztalatokkal szemlélteti a társadalomstatisztika fejlesztésének fontosabb területeit, utalva a kormányzat szemléletváltásából eredő külső hatásokra. A 70-es és 80-as évek költségvetési hiányainak megszüntetéséhez a „tényekre alapozott döntéshozatalt” vezettek be. Emiatt központi jelentőségűvé vált a következő kérdések megalapozott vizsgálata: mely programok működőképesek, és ennek mi az oka.

A negyedik kihívás, a gazdasági folyamatok globálissá válásából ered. Egy ország gazdaságstatisztikájának határait megbontják a multinacionális gazdasági társaságok. Ezek gazdálkodására az országhatár és az állami szabályozások minimális hatással vannak. A statisztikai rendszereket viszont lényegében a nemzetgazdaságok tevékenységeire figyelemmel alakították ki. Az előadó példaként említette azokat a torzításokat, amelyet a külkereskedelmi statisztikában okozhatnak a nemzetközi beszállítások, az „épp a megfelelő időben” (just-in time) elv szerinti áruforgalommal. Napjainkban bizonyos kereskedelmi szolgáltatásokat nagy sebességű hálózatok útján teljesítenek, és az ilyen hálózati ügyletek könnyen kimaradhatnak a hagyományos elszámolásokból. Növekvő arányú az azonos cégesoporton belüli nemzetközi szállítás, olyan árrakkal, amelyeket nem a piaci viszonyok szerint állapítanak meg.

Az itt példaként említett jelenségek torzíthatják a külkereskedelmi adatokat, egyben a bruttó hazai termék számításait is, hiszen valójában nem az országhatárokhöz igazodnak a multinacionális társaságok által kialakított adatgyűjtési rendszerek, hanem saját (világméretűvé bővített) szolgáltatásaik hálózatahoz, azok információigényéhez. Az előadó néhány elképzelést is közölt a globálissá váló gazdasági folyamatok statisztikáinak kialakítására.

Az előadást – a kevésbé fejlett hivatalos statisztikák közé sorolható – környezeti statisztika stratégiai feladatai zárták. Az elmaradottságnak sokféle oka van, bár a fenntartható fejlődésre alapozott nemzetközi megállapodások reményt adnak a megfigyeléshez szükséges információs háttér fejlesztésére. A Kiotói egyezményre alapozott részletes környezetvédelmi nemzeti cselekvési programokban helye van a kapcsolódó információrendszernek is. Az előadó a hivatalos statisztikát, mint az „információ öszinte közvetítőjét” jellemzi, hiszen nehéz lenne más szervezetet találni, amelynek adataiban minden érintett joggal megbízhat.

A környezeti statisztikának fontos része ugyan a klímavédelem, de ennél sokkal szélesebb a megfi-

gyelések tárgyköre. A stratégiát – az üvegházhatású gázok kibocsátásán túlmenően – a fenntartható fejlődés átfogó statisztikai rendszerére kell kialakítani. Az előadó ismertette a környezeti statisztika megfigyelési rendszerének fontosabb összetevőit.

Fontos és egyben izgalmas feladatok várnak a hivatalos statisztikára, annak minden szakterületére. A gazdaságstatisztika, a társadalomstatisztika és a környezeti statisztika itt vázolt szakmai kihívásai mellett figyelmet érdemelnek a történelmi lehetőségként kialakuló stratégiák morális és vezetési tényezői is.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

SAEBOE, H. V. – BYFUGLIEN, J. – JOHANNESSEN, R.:

A MINŐSÉG A NORVÉG STATISZTIKAI
HIVATALBAN

(Quality issues at Statistics Norway.) – *Journal of Official Statistics*, 2003. 3. sz. 287–303. p.)

A Norvég Statisztikai Hivatal (NSH), más intézményekhez hasonlóan, egyre nagyobb figyelmet fordít a statisztikai adatok „minőségére”. Tradicionálisan ez a hibák kiküszöbölését, a mintavételi hiba csökkentését jelenti. Az utóbbi évek során azonban a minőség fogalma összetettebbé vált. Így például a fontosság (relevance) és a hozzáférhetőség (accessibility) is egyre hangsúlyozottabbá vált.

A tanulmány azt mutatja be, hogy az elmúlt évek során az NSH-ban milyen fejlesztések voltak az adatok tágabb értelemben vett „minőségének” javítása, bemutatása terén. A statisztikák felhasználói köre az utóbbi évek során jelentősen kibővült, amiben szerepet játszott a média és az internet is. Arra kell tehát törekedni, hogy e széles felhasználói kört kellően orientálják és tájékoztassák az adatok felhasználhatóságának lehetőségeiről és korlátairól. A tanulmány a továbbiakban a minőséggel kapcsolatos kérdésekkel, információkkal foglalkozik.

Az NSH-ban meglehetősen nagy kutató részleg működik, melynek feladatai között fontos szerepet játszik az adatok minőségének javítására irányuló tevékenység. Fontos a felhasználók igényeinek egyre jobb kielégítése, a hatékonyság növelése, az anyagi eszközök egyre hatékonyabb kihasználása. Ez vonatkozik mind a publikált „elemi” adatok pontosságára, mind a nagyon aggregált publikációkra. Mindez ideig azonban nem sok tapasztalattal rendelkeznek a folyamatok és eredmények minőségvizsgálatának eredményességéről, kivéve a fogyasztóiárindexeket (Consumer Price Index – CPI), amelyek

minőségével kapcsolatos kérdésekről a tanulmány összefoglaló áttekintést ad.

A norvég statisztikák egyik fontos elérhetősége az internet. Körülbelül tíz évvel ezelőtt kezdődött a rendszeres, hetenkénti internetes tájékoztatás, a hagyományos formákat kiegészítve. A szöveges tájékoztatásban, annak népszerűvé tétele érdekében újságírók is közreműködtek. Minden publikáció letölthető az internetről. A közelmúltban a „heti” statisztikákat a „napi” statisztikák váltották fel, az előzetesen közzétett publikációs naptár szerint. Az internetes szolgáltatás dinamikusan növekszik. A fontosabb információk mobiltelefonon is elérhetők.

A minőség megítélése szempontjából fontos az, hogyan vegyük figyelembe a fogyasztói igényeket. A hivatalos statisztikát elsősorban a költségvetésből finanszírozzák, de az anyagi eszközök mintegy negyede piaci forrásokból származik. Ez utóbbi automatikusan jelzi a megelégedettséget, míg az előző esetben (átfedések is vannak) a felhasználói igények jó felmérése az alap. Ez utóbbi azonban nagyon különböző, sokszor egymásnak ellentmondó (például gyorsaság, pontosság). Ugyanakkor vannak nemzetközi kötelezettségek is. Így az állami statisztikai szolgáltatnak megvan a maga programja, pontos menetrendje, ami követi a különböző előírásokat, standardokat.

A kapcsolattartást a felhasználókkal különböző szintű bizottságok, tanácsadó testületek munkája segíti. A gazdaság szereplői azonban nem kellően reprezentáltak, és erre azért is tekintettel kell lenni, mert ők ugyanakkor adatszolgáltatók is. Van bizonyos visszacsatolás és terjed az elektronikus adatszolgáltatás, ami nemegyszer kétirányú kapcsolatot is jelent.

A felhasználók megelégedettségét a hivatal különböző sajtó- és egyéb forrásokból igyekszik felmérni, érzékelni. Külön felmérés nem készült. Volt azonban olyan felvétel, amit egy magáncég hajtott végre, s amely a különböző intézmények iránti bizalmat mérte. Az eredmények azt mutatták, hogy az NSH egyike volt a legelfogadottabb intézményeknek. Mintegy 80 százalékos volt azok aránya, akik nagyon megbízhatónak tekintették az NSH adatait. Hasonló volt az eredmény a megrendelésre készített statisztikák esetében is, bár a határidők tekintetében adódott némi feszültség.

A 2002-es stratégiai terv az 1997. évihez viszonyítva inkább minőség és felhasználó orientált. A minőség biztosításának jelentős eleme az adatok és a feldolgozási rendszer dokumentációja. Ebben a svéd és a dán hivatalok példáját követik. A dokumentációban szerepelnek 1. a releváns adminisztratív információk; 2. a cél és a háttér; 3. a feldolgozási folyamat részletezése (adatszolgáltatók köre, a minta fel-

építése, az adatgyűjtés módja, ellenőrzés, elemzés stb.); 4. a változók, osztályozások; 5. a hibaforrások, bizonytalanságok; 6. az összehasonlíthatóság; 7. a hozzáférhetőség tudnivalói.

A különböző felhasználók számára a fenti részletes információk nem egyformán fontosak. A további fejlesztés során a „quality project” keretében egyrészt a fentiekben vázolt információk egyszerűsítése a cél az átlagos felhasználók számára, másrészt azok részletezése a szakértői igények kielégítésére, azaz az információk többszintűvé tétele.

A statisztikák legnagyobb felhasználója maga a statisztikai hivatal. Ez különösen így van Norvégia esetében, ahol a nemzeti számlák összeállítása keretében megtörténik a statisztikák és a kutatás, a modellezés integrációja. Ugyanakkor a minőség különböző szempontjai is az elemzések során válnak hangsúlyozottá. Ez a helyzet különösen a fontosság (relevance), a pontosság (accuracy) és az összehasonlíthatóság esetében.

Ezt illusztrálja az NSH ökonometriai makro modellje, melynek paramétereit a mérlegszámítások idősorából becsülik. Az idősorok segítségével lehetővé válik a reziduuumok struktúrájának vizsgálata. A hibák és a feltárható tendenciák lehetővé teszik a modellek folyamatos javítását. Erre jó példa a negyedéves modellek többirányú információk alapján történő javítása. Különösen fontos a különböző területek közötti kapcsolat és a hivatalon belüli részlegek közötti szoros együttműködés.

A minőséget jelző mutatószámok közül az elemzés különböző szintjein más és más felé irányul a figyelem. Így például a makro statisztikák relevanciája és megbízhatósága az elsődleges, intézményi szinten annak koherenciája illetve költséghatékonysága kerül előtérbe.

A jelenlegi rendszerben a következő, működést jelző mutatószámok (performance indicators) állnak rendelkezésre: a határidők, azaz a bázis időszak és a publikáció közötti idő, illetve annak betartása; a válaszolási arány; a válasz elkészítéséhez szükséges idő, azaz a válaszoló megterhelése; a felhasznált erőforrások (munkaidő és költségek).

A hatékonyság megítélése nem könnyű dolog, de bizonyos proxy változók segítségével a tájékoztatói tevékenység, annak sokrétűsége, pontossága stb. alapján képet lehet alkotni az „output” (adatok és információk) hatékonyságáról. Ehhez segítenek hozzá a következő adatok.

	1997	1998	1999	2000	2001
Jelentések (darab)	642	754	740	761	817
Publikációk (darab)	268	286	316	275	274

A határidőket a következő adatok jelzik (az adatok összeállításához szükséges hetek átlagos száma).

Statisztika	1995	2000	2001	
			cél	tényleges
Havi	3,8	4,1	3,8	3,9
Negyedéves	8,9	8,4	8,9	9,1
Éves	48,5	47,5	43,4	45,1

A válaszolási arányok (százalékban) a következők voltak (kötelező adatszolgáltatások).

	1998	1999	2000	2001
Bérstatisztikák	84	95	96	97
Egyéb statisztikák	92	91	95	94
Önkéntes felvételek	69	73	72	72

A válaszok elkészítéséhez szükséges idő nehezen állapítható meg, bár vannak bizonyos becslések. Az NSH az idő csökkentésére törekszik minden lehetséges eszköz felhasználásával. 1997 és 2001 között mintegy 20 százalékos csökkenéssel lehet számolni.

Az NSH tevékenységének mintegy 63 százalékát fordítja statisztikai feldolgozásokra és körülbelül kilenc százalékot kutatásra. A munka hatékonyságát azonban nehéz megítélni, bár a nemzetközi összehasonlítások is segíthetnek. Arra semmi lehetőség nincs, hogy külön-külön az egyes statisztikák előállításának hatékonyságát megítéljük.

Az NSH-ban a munka minősége a TQM (total quality management) elvein alapul, felhasználva más országok, különösen a svéd hivatal tapasztalatait. Alapvető szempont a felhasználók igényeinek kielégítése, és erre szolgálnak a minőségi mutatók, amelyek megfelelnek az Eurostat irányelveinek. A költségek és az adatszolgáltatók terhelése is fontos szempont.

A jó minőség függvénye az adatgyűjtésnek és a feldolgozási folyamatnak. Ezek összefüggését jelzi például a válaszolási arány és a folyamat pontossága. Reális áron mindkettőt javítani kell.

A szisztematikus, átfogó minőségfejlesztés 2001-ben kezdődött. Ehhez szükség volt a különböző szintű vezetők elkötelezettségére. Minden vezetőnek részt kellett vennie egy kétnapos tréningen, amit a Westat amerikai statisztikai „consulting” cég és a svéd hivatal tapasztalatai segítettek. Kiképeztek 18, majd 2002-ben további 20 „minőségirányítót” (quality pilot).

A fejlesztési projektek szakterületenként különbözők és indulásként meglehetősen korlátozottak. Az elsők között kezdődött a minőségjavítás a fogyasztóiár-indexek, az életkörülmények, a mező-

gazdasági statisztikák területén, valamint a személyzeti munkában.

A speciális szakértők nem vesznek részt a projektek munkálataiban, hanem kérdésekkel, tanácsokkal, továbbképzéssel segítik azt.

A program első évében 30 területen kezdődött meg a munka, változó eredményekkel, de alapvetően sikeresen. Különösen sikeresnek mondható a szakértők tevékenysége a szakstatisztikusok és felhasználók közötti kapcsolat fejlesztésében. Statisztikai elemzésre még nem nyílt lehetőség, mivel még nem alakultak ki azok a mutatószámok, amelyekkel a fejlesztői munka eredményességét mérni lehetne.

Végül megjegyzik a szerzők, hogy általában pozitív korreláció tapasztalható a felhasználók és a statisztikusok megelégedettsége között. (2002-ben vizsgálták az NSH munkatársainak az újfajta minőségjavító munkáról kialakult véleményét.)

A tanulmány további része aktuális példaként a CPI-vel kapcsolatos minőségbiztosítási folyamatokat mutatja be.

A minőségelemzés vizsgálja a CPI-t, mint adatot, de előállításának teljes folyamatát is. Kiterjed a súlyok éves felülvizsgálatára és a bolt-mintára. Így a legfontosabb szempontok a felhasználók igényeinek felmérése, az előállítás teljes folyamatának részletes dokumentálása, a problémák megismerése, az elektronikus adatgyűjtés (vonalkód) kiterjesztése stb.

Még nem megoldott az indexek varianciájának becslése, a hiányzó adatok elemzése, a minőséget leginkább érintő tényezők megismerése, részletes dokumentáció. Szükség van formális minőségbiztosítási rendszerre is, valamint egyes folyamatoknál (például a nemválaszolások csökkentése) az ún. current best method (CBS) módszer bevezetésére.

A CPI Norvégiában is az egyik legkeresettebb, széles körben használt, a társadalom minden intézményét, rétegét érintő mutatószám. Így az igények

egyre bővülnek például a különböző részindexek iránt.

A feldolgozás egész folyamata az adatgyűjtéstől a feldolgozástól és a validitás vizsgálaton át a publikációig jól szabályozott, amit kellően illusztrál a tanulmányban közölt folyamatábrára. A kérdőíveknek, amelyeket az utóbbi időben folyamatosan fejlesztettek, kulcsszerepük van. Részletes utasítás szabályozza a tennivalókat a különböző, jól ismert esetekben (cserélődés, minőségváltozás stb.). A kérdőívek manuális ellenőrzése után az adatokat megbízható optikai leolvásó segítségével rögzítik. A nemválaszolások nagy problémát jelent, s most az a cél, hogy a 90 százalékos válaszolási arányt 95 százalékra növeljék. A „koncentrált” mintában a hangsúly a legfontosabb termékeken, adatszolgáltatásokon van. A vonalkódok használata segíthet. Az is cél, hogy az összes kiskereskedelmi „lánc” elektronikusán szolgáltatassa az adatokat.

Az adatedítelés 1999 óta teljesen automatizált. Minden augusztusban kerül sor a minta felülvizsgálatára (új választékok, rotáció, imputálás stb.).

A gondos ellenőrzés után az érdekeltek elkészítik a publikálásra szánt közleményt, ami az előírt napon 10 órakor jelenik meg angol nyelven is.

Nagy figyelmet fordít az NSH a CPI előállítása egész folyamatának dokumentációjára, ami négy részből fog állni: a minőségi kézikönyv (quality manual) áttekintést ad a minőségbiztosítási rendszerről és a szervezetről; a havonkénti feldolgozás folyamatának leírása; végrehajtási utasítás a különböző feladatokhoz; háttér anyagok (technical manual), kézikönyvek.

A minőségre vonatkozó ismereteket tartalmazó kézikönyv kidolgozása még hátra van. A többi anyag elsősorban a szakértők tájékoztatását szolgálja.

(Ism.: *Marton Ádám*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

BELOT, M. – VAN OURS, J. C.:

A MUNKANÉLKÜLISÉG ÉS A MUNKAERŐ-PIACI INTÉZMÉNYEK: EMPIRIKUS ELEMZÉS

(Unemployment and labor market institutions: an empirical analysis.) – *Journal of Japanese and International Economies*, 2001. 4. sz. 403–418. p)

Az OECD-országok munkanélküliségi rátájának időbeli változása országonként lényeges különbségeket mutat. 1960-tól az 1980-as évek elejéig a munkanélküliség minden OECD-országban nőtt, az ezt követő időszakban a különböző országokban el-

térő irányokat vett. A 60-as években a nullához közeli rátaértéket mutató Svájc és az 5,7 százalékos rátájú Egyesült Államok jelentették a tartomány szélsőértékeit. A korai 80-as évekre azonban a ráta szóródása jóval nagyobb lett, a 0,6 százalékos svájci értéktől az írországi 11,8 százalékiig terjedt. A 90-es évek második felére a szóródás valamelyest csökkent (Japán 3,7 százaléktól Finnország 13,4 százalékiig), mivel az alacsony rátájú országoknál mutatkozott emelkedés.

Egy ország intézményrendszeréről általánosságban elmondható, hogy egyes elemei egymással köl-

csönhatásban működnek, ez igaz a munkaerő-piaci intézmények rendszerére is. A tanulmány célja, hogy részletesen bemutassa a munkaerő-piaci intézmények közötti interakciós mechanizmusokat, és igazolja a munkanélküliségre gyakorolt hatásukat.

A több országgal végzett keresztmetszeti vizsgálatok többnyire kétféle korlátba ütköznek. Egyrészt az intézmények ritkán változnak, és a keresztmetszeti vizsgálat nem képes megragadni az intézmények valós hatását. Másrészt nagyon sok olyan országspecifikus esemény van, amely hatást gyakorol a munkanélküliségre, és a vizsgálat során lehetetlen számításba venni (például a német újraegyesítés, a hollandiai rész munkaidős-állomány ugrásszerű növekedése, Írország nagy mértékű uniós támogatása és a kelet-európai export kiesése Finnországban).

A szerzők az intézmények munkanélküliségi rátára gyakorolt hatásának leírásához egy olyan modellt alkalmaznak, amely főként *Layard* és *Nickell* (1997), *Bean* (1994) és *Scarpetta* (1996) munkáin alapul. Eszerint a munkaerőpiacon tökéletes verseny van, mivel a béreket a munkavállalók képviselői és a munkaadók közötti alkufolyamat határozza meg. Az árupiac szintén tökéletes, mivel a vállalatok kívüli piaci feltételekkel néz szembe, és tőkéje, valamint technológiája szintén előre meghatározott. A könnyebb kezelhetőség miatt a modellben bruttó nominális béreket vesznek alapul. A vállalat úgy választja meg a foglalkoztatást, hogy maximalizálja a hasznát, a munkanélküliek pedig a helyettesítési rátának (p) megfelelő intenzitással keresnek munkát, ahol a helyettesítési ráta a munkanélküliségi segély és a medián bér hányadosaként számított mutató. Ezek figyelembevételével és logaritmált változókkal számolva a munkaerő-kereslet (n) a reálbérek ($w-p$) (ahol w a bruttó bér és p az árszínvonal) és egyéb intézményi tényezők (Z_n) függvénye.

$$n = -\alpha(w-p) - \beta_n Z_n, \text{ ahol } \alpha > 0.$$

A bérszint kialakulása függ az egyéb intézményi tényezőktől (Z_w), melyek meghatározzák a szereplők alkupozícióit. A munkavállalók alkupozíciója jobb, ha a munkanélküli segély és a szakszervezeti szervezethez tartozás (union density: az OECD által számított mutató) magas. Béremelés pedig ott valószínűbb, ahol a foglalkoztatás védettségének mutatója magas, azaz ahol adminisztratív eljárásokkal, a felmondási idő, a végkielégítés és a kollektív elbocsátás szabályozásával, valamint a határozott idejű szerződések korlátozásával védik a munkavállalók érdekeit, de az alkurendszer struktúrája is szerepet játszhat. A munkanélküliség és a bérek között negatív kapcsolat van, amely azzal a feltevessel párosul, hogy a magas

munkanélküliségi ráta rontja a munkavállalók alkuegyenlőjét. Végül pedig az árszínvonal (p_e) alapján történik. Amennyiben az aktuális árak (p) eltérnek a várakozásoktól, az a nettó béreket befolyásolja. Így várakozási modellünk az eltérésváltozó mellőzésével a következőképp alakul:

$$w = \beta_w Z_w - \delta u + \lambda p_e + (1 - \lambda) p,$$

ahol λ jelöli, hogy mennyire felelnek meg a nominális bérek az elvárt vagy az aktuális áraknak. A nominális béreket ugyanis az árak megállapítása előtt határozzák meg. Így a reálbér egyenlete (ugyancsak logaritmált formában):

$$w - p = \beta_w Z_w - \delta u + \lambda(p_e - p).$$

Feltéve, hogy az árakban a várakozásokhoz képest mutatkozó eltérések ($p - p_e$) megegyeznek az inflációs változásokkal ($\Delta^2 p$), azt kapjuk, hogy

$$w - p = \beta_w Z_w - \delta u + \lambda \Delta^2 p.$$

Feltételezzük továbbá, hogy a munkaerő-kínálat egyrészt függ azokról a tényezőktől, melyek befolyásolják a munkaerő-piaci részvétel melletti döntést (Z_p), másrészt azokról, melyek felhajtják a béreket (Z_w : indirekt hatás a részvételtre).

$$l = \beta_p Z_p + \beta_w Z_w.$$

A munkanélküliség egyenlő a munkaerő-kínálat (l) és a munkaerő-kereslet (n) különbségével.

$$u = l - n.$$

Behelyettesítve l , n és w képleteit:

$$u = \beta_p Z_p + \beta_w Z_w + \alpha(\beta_w Z_w - \delta u - \lambda \Delta^2 p) + \beta_n Z_n.$$

A munkanélküliség egyenlete tehát

$$u = \frac{\beta_p Z_p + \beta_n Z_n + (\alpha + 1)\beta_w Z_w - \alpha \lambda \Delta^2 p}{1 + \alpha \delta},$$

vagyis tömören

$$u = \beta Z_j + \gamma \Delta^2 p,$$

ahol a j utal a munkaerő-piaci intézmény típusára és $\gamma < 0$. Az egyenlet mutatja, hogy a munkanélküliség függ a munkaerő-piaci intézményektől és az infláció változásától. Egyensúlyi helyzetben pedig, azaz ha a $\Delta^2 p = 0$, a munkanélküliség szintje csak a munkaerő-piaci intézményektől függ.

A vizsgálat kiindulópontja *Nickell* (1997, 1998), aki 20 OECD-ország két időszakát (1983–

1988, 1989–1994) átlagát vizsgálva arra következtet, hogy az aktív foglalkoztatáspolitikai, a bér meghatározó rendszer jellemzői és az olyan pénzügyi ösztönzők, mint a helyettesítési ráta vagy a segélyezési időtartam befolyásolja a munkanélküliséget. A magas szakszervezeti szervezethez, felnyomja a munkanélküliségi rátát, a szakszervezetek és a munkáltatók közötti koordináció azonban ösztönzőleg hat a munkaerő-piaci jelenlétre. A munkára kivetett adók növelik a munkanélküliséget, miközben a munkaerőpiac merevségét jelző mutatók nem bírnak szignifikáns hatással.

Nickellétől eltérő eredményekre jut *Scarpetta* (1996), aki 15-17 OECD-ország strukturális munkanélküliségi rátáját vizsgálja az 1983 és 1993 közötti időszakban. Fő következtetése, hogy az intézmények (a magas munkanélküliségi segély, a foglalkoztatás-védelem és nagyfokú urbanizáltság) fontos szerepet játszanak a munkanélküliség tartósságában; a munkára kivetett adóknak szerinte nincsenek szignifikáns hatásai, a foglalkoztatás-védelem hatása viszont szignifikánsan pozitív. Eredménye némileg *Bertoláé*nak (1992) is ellentmond, aki nem talált kapcsolatot a munkanélküliség szintje és a foglalkoztatáspolitikai költségek között. *Elmeskov* (1998) tekintettel az intézményi változásokra (különös figyelemmel a kollektív alku struktúrájának és a foglalkoztatás-politikai törvények változására) még több országra terjesztette ki a vizsgálatot, és a törvények vagy intézményi szereplők esetleges hatását tesztelte. Következtetése az, hogy a sikeres országok olyan belső reformoknak köszönhetik eredményeiket, mint a munkanélküliségi segély jogszabályi feltételeinek szűkítése és összegének csökkentése, illetve a határozott idejű szerződések szabályozásának lazítása. *Elmeskov* alátámasztja az interakciós hatás hipotézisét is. Végül, *Daveri* és *Tabellini* (1997) a munkára kivetett adók és a kollektív intézmények jellege közötti összefüggéseket vizsgálva elemezt 14 országot 1965 és 1991 között. Azt találták, hogy a munkára kivetett adók munkaerő-piaci jelenlétre gyakorolt negatív hatása és a munkavállalói érdekképviseletek jellege között korreláció van.

A fent leírt elméleti háttér alapján a szerzők feltevése az, hogy minden egyes intézmény szerepe az intézményrendszer többi részétől függ. Emiatt egy intézmény reformja a környező intézményektől függetlenül eltérő hatásokat válthat ki, illetve az intézmények felerősíthetik egymás hatását. *Calmfors* (1993) elméletben már bemutatta, hogyan tér el az adók hatása különböző alkurendszerek esetén, *Coe* és *Snow* (1997) pedig azokat a csatornákat kutatták, melyeken keresztül az intézmények hatást gyakorolnak egymásra. Az egyik ilyen csatorna, melyben a

munkavállalók álláskeresési és a munkáltatók munkaerő-keresési intenzitása meghatározza egymást. E szerint a segélyezési rendszer nem ad ösztönzést a munkakereséséhez, visszafogja az üres álláshelyek hirdetését is. Egy másik intézmény, a foglalkoztatás-védelem pedig csökkenti az üres álláshelyek számát, csökkenti a munkavállalók munkakeresési intenzitását, mivel kisebb lesz az esélye az álláshoz jutásnak. Tehát a két intézmény együttes jelenléte felerősíti a munkanélküliségre gyakorolt hatást.

Az interakció lényege, hogy egy intézményi paraméter hatása a többi paraméter értékétől függ. Például a munkára kivetett adó csökkenti a munkavállalók alkurejét, ugyanakkor pozitív kapcsolatban áll a munkanélküli segéllyel a társadalombiztosítási költségvetés miatt. Így tehát, ha magas a munkanélküli segély, a munkára kivetett adók is magasak.

Megkülönböztetünk interakciós hatásokat a pénzügyi ösztönzők, munkára kivetett adók és munkanélküli segélyek rendszerén belül és a szakszervezeti, illetve alkurendszeren belül (szakszervezeti szervezethez, alku-szint, foglalkoztatás-védelem). Természetesen lehet interakció a két intézményrendszer között is: a helyettesítési ráta és a munkára kivetett adók változásának hatása függhet az alkurendszer struktúrájától.

Az empirikus elemzésre áttérve a szerzők 18 OECD-országot vizsgálnak az 1960 és 1994 közötti időszakot hét ötéves szakaszra bontva, ezzel kiküszöbölve a ciklikus hatásokat. A vizsgált országok átlagos munkanélküliségi rátája az 1960-as évek elejétől az 1990-es évek elejéig folyamatosan nő, aztán a 90-es évek végén némileg csökken. Az adatok 35 évet ölelnek fel. Néhány munkaerő-piaci intézményt azonban nem lehetett bevonni a vizsgálatba, mivel csak az utóbbi időben van róluk információ. Ezen információk közül a legfontosabb a minimálbér, az aktív foglalkoztatáspolitikai és a helyettesítési rátán kívüli egyéb pénzügyi ösztönzők, mint a segélyezési időszak és a segélyezési szankciók. A hosszabb segélyezési időszak a munkakeresési intenzitást csökkenti. A segélyezés szankcionálása pedig egy új jelenség: a munkavállalóknak ahhoz, hogy munkanélküli segélyt kapjanak, meg kell felelniük néhány adminisztratív szabálynak. Sok országban például a munkavállalóknak rendelkezésre kell állniuk, igazolniuk kell, hogy kerestek munkát, nem utasíthatnak vissza egykönnyen semmilyen állásajánlatot, és a foglalkoztatási hivatal által megkívánt interjúkon és tréningeken kell részt venniük.

Az átlagos helyettesítési ráta a 60-as évek végén 17,0 százalék volt, a 70-es években lényegesen nőtt, a 90-es évek kezdetén már 27,5 százalék volt. Az

adók szintén növekedtek ebben az időszakban, 26,8 százalékról 39,4 százalékra. A szakszervezeti szervezethez azonban nem változott sokat az elmúlt évtizedekben, a foglalkoztatás-védelem pedig a 80-as évek közepe óta romlott.

A szerzők által levezetett és az empirikus elemzés alapjául szolgáló egyenlet a következő:

$$u_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \alpha Z_{i,t} + \alpha^2 p_{i,t} + \alpha_{i,b}$$

ahol u a munkanélküliségi ráta, Z a munkaerő-piaci intézmények, beleértve a köztük lévő interakciós hatásokat is, p az árszínvonal, i az országot jelölő index, t az ötéves időszakra vonatkozó index, α_i az országhoz kötött hatásokat jelenti, α_t az időszak kizárólagos hatását, α és α^2 az együttműködési képviselő vektorok, α pedig a független és azonos eloszlású hibaváltozókat jelöl. Az elemzésben vizsgált interakciós hatások: a pénzügyi ösztönzők két fajtája, az adók és a helyettesítési ráta közötti és az alkurendszeren belül a szakszervezeti szervezethez, a foglalkoztatás-védelem és az alku-szintje közötti interakciók.

A végeredmény, hogy a munkanélküliségi rátát pozitívan befolyásolják az adók, a helyettesítési ráta és a szakszervezeti szervezethez: 10 százalékkal magasabb adórátához átlagosan 1,2 százalékkal magasabb munkanélküliségi ráta tartozik, 10 százalékkal magasabb helyettesítési ráthoz pedig a modell szerint 0,7 százalékkal magasabb. A foglalkoztatás-védelem és a centralizáció negatívan befolyásolják a munkanélküliségi rátát: a foglalkoztatás-védelem értéke 0 és 1 között mozog; az ennek betudható különbség legfeljebb 3 százalék. A szakszervezeti szervezethez bekeverkedő 10 százalékos változás átlagosan 0,6 százalékos növekedést okoz a munkanélküliségi rátában. Mivel a centralizációt leíró változó 1-3 értékeket vehet fel, a munkanélküliségi ráta a vállalati alkurendszerben mintegy 5 százalékkal magasabb, mint a centralizált alkurendszerben. Az infláció változásának, a vártnak megfelelően, negatív hatása van.

A keresztmetszeti és idősoros vizsgálat összekapcsolásán alapuló képletbe ahhoz, hogy a munkaerő-piaci intézmények valódi hatása kiderüljön, a szerzők bevezetnek egy országhoz kötött és egy időszakhoz kötött változót. Így egyik munkaerő-piaci intézménynek sincs szignifikáns hatása a munkanélküliségi rátára. Az inflációváltozás együttműködője pedig alig változott. Az eredmények tehát azt mutatják, hogy a munkaerő-piaci intézmények és a munkanélküliségi ráta közötti kapcsolatot országhoz és időszakhoz kötött hatások magyarázzák, nem pedig egy országon belüli intézményi változások.

Ezt követően az intézmények közötti interakciót is bevonták az egyenletbe. Mivel a helyettesítési ráta és

az adórata (a társadalombiztosításba és a nyugdíjpénztárakba fizetett hozzájárulások és a nettó bér aránya) folytonos változók, közvetlenül be lehetett vezetni egy interakciós kifejezést. A centralizációs változó azonban diszkrét, így a foglalkoztatás-védelem és a szakszervezeti szervezethez hatását különböző alkurendszerrel rendelkező országoknál külön-külön vizsgáljuk. Az eredmények szerint az adórata és a helyettesítési ráta között pozitív kapcsolat van. A helyettesítési ráta hatása a munkanélküliségi rátára nagyobb, ha az adó magas. A foglalkoztatás-védelem együttműködője alkurendszerrel függően más-más, de csak a decentralizált rendszerben különbözik szignifikánsan nullától. A szakszervezeti szervezethez és a munkanélküliségi ráta kapcsolata szintén az alkurendszerrel függ: decentralizált alkurendszer esetén a szakszervezeti szervezethez növekedése növeli a munkanélküliségi rátát. Ágazati szintű alku vagy országos szintű alku esetén nincs kapcsolat a kettő között.

Ha elhagyjuk a nem szignifikáns együttműködőket, a paraméterbecslések alig változnak. Az eredmények azt mutatják, hogy a helyettesítési ráta hatása a munkanélküliségi rátára az adórátától (α) függ és igaz ez fordítva is. A helyettesítési ráta (α^2) munkanélküliségre gyakorolt parciális hatása $\alpha u / \alpha^2 = -0,21 + 0,51 \alpha$, azaz a helyettesítési ráta csak magas adórata mellett növeli a munkanélküliségi rátát. Az adórata hatása pedig $\alpha u / \alpha = 0,51 b$, vagyis az adórata csökkentésének hatása jelentősebb, ha a helyettesítési ráta magasabb. A foglalkoztatás-védelemnek és a szakszervezeti szervezethez csak decentralizált alku mellett van hatása. Ebben az esetben a magasabb szintű foglalkoztatás-védelem csökkenti, míg a nagyobb szakszervezeti szervezethez növeli a munkanélküliségi rátát.

Végül, érzékenységi vizsgálat végzéséhez egy további magyarázóváltozó kerül az egyenletbe: a saját tulajdonú lakások hányada. (Oswald elméletéből kiindulva a saját tulajdonú lakások magas hányada növeli az immobilitást és ezáltal a munkanélküliséget.) Ha csak a közvetlen hatásokat vizsgáljuk, a saját tulajdonú lakások hányada szignifikánsan pozitív, még akkor is, ha az országhoz kötött és az időszakhoz kötött hatásokat is megengedjük. Az interakciós hatásokat is vizsgáló becslési függvényben szintén szignifikáns a saját tulajdonú lakások hatása, de alig változtat a többi paraméteren, ami arra utal, hogy ennek hányada önálló hatással bír, a hagyományos munkaerő-piaci intézmények hatásán felül tesz hozzá a munkanélküliség alakulásához. Ha elhagyjuk az országhoz kötött és az időszakhoz kötött hatásokat, az adórata és a helyettesítési ráta pozitív hatása megmarad, de a köztük lévő interakciós hatás meg-

szűnik. A foglalkoztatás-védelem és a szakszervezeti szervezettség hatása megmarad a decentralizált alku-rendszerben, a saját tulajdonú lakás hányadnak pedig az eddigiekhez hasonlóan alakul a hatása.

(Ism.: *Szilágyi Éva*)

KAVONIUS, J. K. – TÖRMALÉHTO, V.-M.:

A HÁZTARTÁSOK AGGREGÁLT JÖVEDELME A MIKRO- ÉS MAKROSZINTŰ STATISZTIKÁBAN

(Household income aggregates in micro and macro statistics.) – *Statistical Journal of the United Nations ECE*, 2003. 1. sz. 9–25. p.

A háztartás-statisztika jövedelem adatai általában mintavételből származnak, aminek pontosságát az aggregált adatok külső forrással (nemzeti számlák, adóhivatali adatok) összevetve ellenőrzik. A szerzők a Finn Statisztikai Hivatal által végrehajtott, tízezer háztartásra kiterjedő, részben hivatalos nyilvántartási adatokra, részben kikérdezésre alapozott 2000. évi jövedelem-eloszlási megfigyelés adatait (bérek és fizetések, vállalkozói jövedelem, vagyomból származó jövedelem) vetik össze a nemzeti számlákban szereplő elsődleges jövedelemmel, majd vizsgálják az eltérés okait és a feloldás lehetőségét.

A jövedelem-eloszlási megfigyelés szerinti összes jövedelem alig tér el a nemzeti számlák összes elsődleges jövedelmi adatától: az előbbi 3 százalékkal több az utóbbinál. Ami a részösszegeket illeti, a bérek és fizetések vonatkozásában még ennél is kisebb a különbség. Ugyanakkor a jövedelem-eloszlási megfigyelésben a vállalkozói jövedelem a fele, a vagyomból származó jövedelem pedig kétszerese a nemzeti számlák megfelelő értékének. Úgy tűnik a részösszegeknél mutatkozó eltérések nagyjából kiegyenlítik egymást.

Az eltérés okai közül a következőket emelik ki a szerzők. A makro- és a mikroszintű megközelítésben használt eltérő fogalmak: a jövedelem-eloszlási megfigyelés a háztartásokat vizsgálva rugalmasabb jövedelem fogalmat használ, mint a nemzeti számlák, ami minden szektorra kiterjed. A nemzeti számlákban a háztartások az egyik szektor és az ezen belüli transzferek nem jelennek meg, míg a jövedelem-eloszlás megfigyelésénél sok egyedi háztartást kérdeznek meg. Eltéréshez vezet az intézeti háztartások kimaradása a jövedelem-eloszlás megfigyeléséből. További különbség adódhat a figyelembe vett időszakot tekintve: a jövedelem-eloszlás vizsgálatakor egy év jövedelmeit veszik figyelembe (a termelés és az abból származó jövedelem különböző időre is es-

het), a nemzeti számlákban pedig egy év termelővékenységeiből származó jövedelmet vizsgálják. Mérési hibákkal is számolni kell, ami adódhat egyes kérdések meg nem válaszolásából, a felhasznált alapadatok és a módszerek eltéréséből. A jövedelem-eloszlási megfigyelésnél mintavételi hiba is előfordulhat. Ugyanitt egyes háztartások válaszmegtagadását a súlyozással kellene kiegyenlíteni, ami megint csak problematikus: nő a minta szórása és a selektív válaszmegtagadás torzítást eredményez.

A bérek és fizetések összegét tekintve, amint láttuk minimális az eltérés a kétféle megközelítés között, de az összetevőknél már lényeges eltérések mutatkoznak. Fogalmi eltérés az, hogy a munkavállalói részvényekből származó jövedelem a jövedelem-eloszlásnál megfigyelésre kerül, a nemzeti számlák szóban forgó tételénél viszont nem szerepel. Fordított a helyzet a munkaadónak kifizetett betegbiztosítás, a sorkatonai szolgálatot töltők ellátmánya, a nem adóköteles béren kívüli juttatások és a rejtett gazdaságból származó jövedelmek tekintetében. (Utóbbi kettő mérési hibaként is felfogható.) A szerzők bemutatják, a fogalmi és egyéb (megfigyelés köre, nem adózott jövedelmek, külföldről származó jövedelmek) eltéréseket felszámolva, hogyan közelíthetők egymáshoz a bérek és fizetések makro- és mikroszintű adatai.

A vállalkozói jövedelem és a vagyomból származó jövedelem kétféle megközelítésből nyert adatainak eltérését nehezebb felszámolni: igen eltérők az alapadatok, és módszertani kérdések akadályozzák az összehasonlítást. Egyes tételek a nemzeti számlákban a vállalkozói jövedelemnél szerepelnek, míg a jövedelem-eloszlási megfigyelésnél kimaradnak abból (lásd a rejtett gazdaságból származó jövedelem, a sajátreztis építkezés, bérbeadásból származó jövedelem, tulajdonos által lakott lakás imputált lakbére). Ennek fordítottja is fennáll. A vagyomból származó jövedelemnél a jövedelem-eloszlási megfigyelésben szerepelnek olyan tételek, amelyeket a nemzeti számlákban nem itt tüntetnek fel (lásd a magánnyugdíj-pénztártól kapott nyugdíjak, tőkenyeresség, illetve veszteség, bérbeadásból származó jövedelem, tulajdonos által lakott lakás imputált lakbére). A szerzők ezt követően bemutatják, hogy az eltérések felszámolása után a vállalkozói jövedelemnél már csak 1, a vagyomból származó jövedelemnél 9 százalékos eltérés mutatkozik a makro- és a mikroszintű megközelítés között. Ez a jövedelem-eloszlási megfigyelés intervallumbecslési tartományán belül van, és ilyen értelemben pusztán mintavételi hibából is adódhat.

A szerzők összefoglaló értékelése szerint a korrekciók elvégzése után a makro- és a mikroszintű

megközelítésből nyert bérek és fizetések adata igen jól egyezik, a vagyomból származó jövedelem esetén pedig jó egyezésről lehet beszélni. A vállalkozói jövedelem már problematikusabb, és egyes jövedelem elemek külön vizsgálatot kívánnak. A kétféle megközelítésből

származó adatok egymásnak való megfeleltetése időigényes, és szigorú követelményeket támaszt a fogalmak és a módszerek ismeretét illetően.

(Ism.: Szász Kálmán)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

HUBER, P. – TRAISTARU, J.:

REGIONÁLIS FEJLŐDÉS ÉS A MUNKAERŐPIAC ALKALMAZKODÁSA KELET-KÖZÉP-EURÓPÁBAN

(Regionale Entwicklung und Anpassung des Arbeitsmarktes in Ost-Mitteuropa.) – *WIFO Monatsberichte*, 2003. 11. sz. 841–850. p.

Az európai uniós tagságra jelölt kelet-közép-európai országok struktúraváltási folyamata, a csatlakozást követően, új szakaszába lép. A kilencvenes évek elején bekövetkezett rendszerváltozás okozta recesszió, és az intézményi változások leküzdése után a nemzetközi versenyképesség kényszere felerősödött, ami a teljes gazdaságban struktúraváltozást és intézményi változást kényszerített ki. Az EU-csatlakozás politikai és gazdasági sikere attól is függ, hogy az újonnan belépő országoknak sikerül-e csökkenteniük a fennálló bérkülönbségeket. Ennek feltétele a munkaerő lehetséges átáramlása a növekedőben levő vállalkozásokba és tevékenységi körökbe, illetve a fejlődő régiókba, lehetőleg minél gyorsabban, a tömeges munkanélküliség elkerülésével.

Az Európai Uniónak is érdeke, hogy a csatlakozó országok munkaerőpiaca képes legyen megbirkózni a struktúraváltozással. Ezeknek az országoknak a munkaerő-piaci rugalmassága, és a jelenlegi és az új tagországok munkaerő-piaci helyzete közötti különbség fontos szerepet játszik abban az integrációs folyamatban, amely a 2004-es belépéssel kezdődik. Ezért a munkaerőpiacok állapota közötti különbségek meghatározók a csatlakozási megállapodásban megfogalmazott átmeneti időszakban, amely a 2004 és 2011 közötti éveket jelenti. A munkanélküliség olyan tényező, ami ösztönzőleg hathat a munkaerő – Unió által is támogatott – szabad mozgására.

Fontos kérdés, hogy az európai strukturális alapok reformja, amelyet 2006-ig le kell zárni, képes lesz-e a belépő országok munkaerő-piaci helyzetét a munkanélküliség további emelkedése nélkül kezelni. A válasz ismerete fontos, mert felvilágosítást ad a csatlakozó országok munkaerő-piaci és kohéziós politikai igényeiről.

A munkanélküliség alakulása az utóbbi években nagymértékben eltér az EU-ban és a csatlakozó országokban. 1998-ban a munkanélküliség több csat-

lakozó országban átlagos vagy annál alacsonyabb mértékű volt. 2001-ben a legtöbb csatlakozó ország munkanélküliségi rátája az EU-átlag fölé került, néhány országé a spanyolországi vagy olaszországi munkanélküliségnél is magasabb volt. Ez az eltérő alakulás részben az országok eltérő konjunkturális folyamataira vezethető vissza.

Kétségtelen, hogy egyedül a munkanélküliségi ráta összehasonlítása kevés ahhoz, hogy megbízható áttekintést adjon a munkaerőpiac helyzetéről. Ugyanakkor az EU-országok intézményrendszere lényegesen különbözik a belépőktől. A munkaerőpiaci szabályozása, a munkaerő-piaci hagyományok eltérőek. A hasonló munkanélküliségi rátájú országoknál a munkanélküliség struktúrája különböző, eltérők a keresetek stb. Az EU a munkaerő-piaci helyzet összehasonlítására hét indikátort javasol: a munkanélküliségi ráta, a fiatalok aránya a munkanélküliség arányában, a nemek közötti különbségek (a munkanélküli nők és férfiak aránya), a hosszabb ideje (több mint 12 hónap) munkanélküliek aránya, a foglalkoztatás növekedése, a foglalkoztatottak aránya (a foglalkoztatottak százalékos aránya a népességhez képest), az idősebbek foglalkoztatási aránya (az 55 év feletti foglalkoztatottak aránya a hasonló életkorú teljes népességhez viszonyítva), továbbá a kereseti arányok nemek közötti különbsége (a férfiak kereseti kvótája a nőkéhez képest).

Gács és Huber (2003) hivatkozott tanulmánya ezen indikátorok alapján hasonlította össze a munkaerőpiac helyzetét, a csatlakozó országok esetében 45 NUTS-II régióban és 240 EU-régióban, 1998 és 2001 között. Az eredmények azt mutatják, hogy a csatlakozni kívánó országokban, szignifikánsan magasabb a fiatalok munkanélkülisége és a hosszú ideje munka nélkül élők aránya az EU-országokéhoz képest. Az idősebbek foglalkoztatási aránya ugyanakkor lényegesen alacsonyabb, mint a legtöbb uniós tagállamban. A nemek közötti különbséget tekintve az eltérés lényegesen alacsonyabb EU-átlagánál. Az átlagkereset körülbelül megfelel az 1998 és 2001 közötti EU-átlagnak.

Az összehasonlítást az EU-országok átlagával az Unión belüli heterogenitás miatt nem célszerű elvégezni. Ezért a csatlakozó országokat gyakran az Európai Unió déli tagországaival hasonlítják össze,

mivel azok gazdasági fejlettségük alapján (egy főre jutó nemzeti jövedelem) a leginkább alkalmasak az összevetésre. A munkaerő-piaci helyzetet tekintve, a keresetek mértékében és a jelentősen kisebb nemek közötti eltérésben különböznek, miközben a munkanélküliség megközelítően egyformán magas.

A munkaerőpiac problémáinak térbeli eloszlása meglehetősen heterogén képet mutat, összehasonlítva a tagországok és a csatlakozó országok közötti különbségeket. A belépő országok magas munkanélküliségi rátája másként oszlik el, mint az EU-országokban, és a regionális munkaerőpiacok erősebb polarizálódást mutatnak. A csatlakozó országokban a népesség majdnem háromnegyede, a tagországokban körülbelül egyharmada él olyan régiókban, amelyekben a munkanélküliség aránya a vizsgált időszakban 10 százalék felett volt. A kibővített Unióban ez az arány várhatóan – a belépők összlakosságának kisebb mértéke miatt – csak szerényebb mértékben emelkedik.

A regionális munkanélküliség jelentős eltérései abból az összhatásból erednek, amelyet a regionális foglalkoztatás ingadozása, a szerkezetátalakítás és a nemzeti sajátosságok gyakorolnak a foglalkoztatás mértékének alakulására. A gazdasági szektorok (mezőgazdaság, ipar, építőipar, szolgáltatás) változásai nagyon különbözően hatnak a foglalkoztatottságra. Az ipar a vizsgált országokban 1992 óta mind kevesebb embert foglalkoztat, és viszonylag kevés kiegészítő, járulékos munkahelyet hoz létre. Néhány országban emiatt emelkedett a mezőgazdaságban foglalkoztatottak aránya, más országokban ugyanez a folyamat a szolgáltatási szektorban játszódott le. Ez megerősíti azt a megállapítást, hogy az átalakulóban levő országok a struktúraváltás irányát tekintve lényegesen különböznek egymástól. Csaknem valamennyi csatlakozás előtt álló országban csökken a foglalkoztatás az iparban, egy részükben megnő a mezőgazdaság szerepe, és vannak olyan országok, ahol a terciér szektor jelentősége emelkedik a foglalkoztatás szempontjából. A regionális foglalkoztatási feltételek megteremtésének és a nemzeti munkaerő-piaci szabályozásnak döntő szerepe lehet.

A gazdasági szektorok közötti foglalkoztatottság változása nem kielégítő magyarázat a regionális különbségekre, mivel a régióon belüli foglalkoztatottság változása nagyrészt olyan fejlesztésekre vezethető vissza, amelyek egy régióon belül minden szektort egyformán érintenek és ezért régióspecifikusak. Ebből a szempontból a csatlakozó országok alig különböznek az EU-tagországoztól.

A csatlakozó országok nagy részében a munkanélküliségi ráták közötti különbségek nagyobb mértékben vezethetők vissza nemzeti tényezőkre, mint az

Unióban. Gács és Huber szerint Lengyelországban, Magyarországon és Csehországban a regionális munkanélküliségi ráták időbeli változásainak körülbelül 70 százaléka nemzeti tényezők által meghatározott. (Ez az EU-ban csak körülbelül 40 százalék.) A csatlakozó országokban a regionális, helyi tényezőknek különleges jelentőségük van a foglalkoztatottság növekedésére, a munkanélküliség mértékét azonban olyan nemzeti „intézmények”, mint a munkanélküliségi ellátás rendszere, a szociális ellátórendszer, a bértárgyalások rendszere és más szabályozók határozzák meg, amelyek viszont korlátozzák a szektorális és regionális mobilitást. A gazdaságpolitika kihívás előtt áll, amelynek lényege a nemzeti munkaerő-piaci politika és a helyi politika közötti kapcsolat létrehozása.

Ez a regionális munkaerő-politika alkalmazkodási folyamataira irányítja a figyelmet. A regionális munkaerőpiacok alapvetően két csatornán keresztül képesek reagálni a foglalkoztatási változásokra. Egy üzem bezárása esetében a régió kereseti szintje, más régióhoz viszonyítva relatíve csökken, úgyhogy más régiókból közvetlen beruházásokra van szükség, vagy belső munkaügyi intézkedéseket kell hozni. Ha a bérszabályozásnak ez a mechanizmusa megfelelő, következhet a mennyiségi intézkedés.

A csatlakozó országokban a bérkiigazítás csak kis szerepet játszhat. Ezen országok munkanélküliségére a regionális bérek reakciója, bérkiigazítása hasonló, mint az EU-ban, azaz csekély, nem jellemző. A regionális bérek függőségét vagy növekedésüket többnyire a helyi munkanélküliségi rátán keresztül mérik.

A vizsgálódásokat két irányban egészítették ki az Osztrák Gazdaságkutató Intézet AccessLab-projektjének keretében. Összehasonlították a csatlakozók helyi beralakulását az Európai Unióéval. Eszerint a csatlakozás előtt állóknál a helyi munkaerőpiacon a bérek rugalmasabbak a tagországokénál. Persze ez a folyamat az egyes országok között igen sokféle. Magyarországon és Lengyelországban csekély az alkalmazkodás a regionális bérek területén. Magasabb szintű Csehországban és a szintén a MOEL (Mittel- und Osteuropäische Länder) országok közé sorolt Bulgáriában.

A munkaerő-piaci intézkedések, szabályozások eltérőek a magasabb, illetve az alacsonyabb munkanélküliségű régiók között. A régiók közötti nagyobb jövedelmi- és munkanélküliségi különbségek ellenére a csatlakozó országokban a belső vándorlás, a mobilitási készség alacsony, ami jelentős probléma lehet a jövőben. A legtöbb országban éves szinten mintegy fél százalék. A jelenség mögöttes okaival igen részletesen foglalkozik az AccessLab-projekt.

(Ism.: *Rettich Béla*)

BIBLIOGRÁFIA

A *Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat*hoz az alábbi, helyben megtekinthető, de nem kölcsönözhető fontosabb könyvek és CD-ROM-ok érkeztek be:

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

Czech Republic in figures, 2003 / Czech Statistical Office. - Praha: CSU, cop. 2003. - 35 p.
Csehország számokban, 2003.

I 020 C 0071/2003

Nordic major city statistics, 2002 / Copenhagen Statistical Office [etc.]. - Copenhagen: Copenhagen Stat. Off., 2002. - 37 p.

A skandináv városok főbb statisztikája, 2002.

I 043 B 0252/2002

Rossijskij statisticeskij ezegodnik, 2003 / Goskomstat Rossii. - Moskva: Goskomstat, 2003. - 705 p.
Oroszország statisztikai évkönyve, 2003.

I 042 B 0286/2003

Statisticki ljetopis Republike Hrvatske, 2003 / Drzavni zavod za statistiku. - Zagreb: DZS, 2003. - 808 p.
Horvátország statisztikai évkönyve, 2003.

I 046 B 0147/2003

Statistisches Jahrbuch für Bayern, 2003 / Bayerisches Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung. - München: BLSd, 2003. - 636 p.

Bajorország statisztikai évkönyve, 2003.

I 006 C 0002/2003

Statistisches Jahrbuch der Stadt Zürich, 2003 / Statistisches Amt der Stadt Zürich. - Zürich: Stat. Amt, cop. 2003. - 512 p.

Zürich város statisztikai évkönyve, 2003.

I 031 C 0009/2003

Statistisches Jahrbuch des Kantons Zürich, 2004 / Statistisches Amt des Kantons Zürich. - Zürich: Stat. Amt, 2003. - 514 p.

Zürich kanton statisztikai évkönyve, 2004.

I 031 B 0263/2004

Statistisk arbok for Oslo, 2003 / Oslo Kommune. - Oslo: Kommune, 2003. - 343 p.

Oslo statisztikai évkönyve, 2003.

I 040 C 0060/2003

Statistisk arsbok för Stockholm, 2004 / Utrednings- och statistikkontoret. - Stockholm: USK, [2004]. - 434 p.

Stockholm statisztikai évkönyve, 2004.

I 041 C 0002/2004

Suomen tilastollinen vuosikirja, 2003 / Tilastokeskus. - Helsinki: Tilastokeskus, 2003. - 704 p.

Finnország statisztikai évkönyve, 2003.

I 043 C 0001/2003

ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

Actes des journées de méthodologie statistique: 4 et 5 décembre 2000 / [... sous la cond. de Marc Christine]; [... avec le concours de Séverine Moreau et Jean-Michel Souquet]. - Paris: INSÉE, 2002. - 3 db (1269 p.).

A Statisztikai módszertani napok (Párizs 2000. december 4-5.) előadásai.

I 033 B 0420/100-102

Aggregation and aggregation biases in production functions: a panel data analysis of translog models / Erik Biorn, Terje Skjerpen. - Oslo [etc.]: SSB, 2002. - 40 p.

Aggregáció és aggregációs torzítások a termelési függvényekben: translog modellek elemzése paneladatok segítségével.

827917

Exact expressions of expectations for the statistics by random subsamples from a finite population / Y. Funatsu; [publ. by Meisei University]. - Tokyo: Meisei Univ., 2002. - [7], 19, 182 p.

Statisztikák várható értékének pontos kifejezései véges sokaságból vett véletlen részminták segítségével.

829299; 829300

Festschrift. 50 Jahre Österreichische Statistische Gesellschaft: 12 Beiträge / Herausg. R. Dutter; [publ. by the Austrian Statistical Society ...] - Wien: Österr. Stat. Gesellschaft, [2002]. - 194 p.

50 éves az Osztrák Statisztikai Társaság.

744361

GAZDASÁGSTATISZTIKA

Annual report on the Japanese economy and public finance, 2002-2003 / Cabinet Office Government of Japan. - Tokyo: Cabinet Office, 2003. - 446 p.

Japán gazdasági és pénzügyi helyzetének felmérése, 2002-2003.

461190/2002-2003

Balance of payments statistics yearbook, 2003. Pt. 1. Country tables / International Monetary Fund. - Washington, D.C.: IMF, 2003. - XXVIII, [24], 1006 p.

Az IMF fizetésimérleg-statisztikai évkönyve, 2003. 1. köt. Országok szerinti bontásban.

I 072 B 0091/2003/1

Balance of payments statistics yearbook. Pt. 2-3. World and regional tables; Methodologies, compilation practices, and data sources / International Monetary Fund. - Washington, D.C.: IMF, 2003. - 463 p.

Az IMF fizetésimérleg-statisztikai évkönyve, 2003. 2-3. köt. Világ és régió szerinti bontásban, módszertan, adatforrások.

I 072 B 0091/2003/2-3

Beschäftigte, Umsatz und Investitionen der Unternehmen und Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden, 2002 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.]: Metzler-Poeschel, 2004. - 80 p.

Németország ipara. A bányászati és feldolgozóipari üzemek és vállalatok foglalkoztatottsága, forgalma és beruházásai, 2002.

I 004 B 0198/2002

Chile, 2003 / OECD. - Paris: OECD, 2003. - 217 p.

Chile gazdasági helyzete, 2003.

I 033 C 0268/2003

- Coltivazioni agricole, foreste e caccia, 1999 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2002. - 249 p.
Olaszország mezőgazdasági művelése, erdőgazdálkodása és vadászata, 1999.
 I 032 B 0320/1999 + 2 floppy
- Economic survey of Europe in 2003. no. 2. / Economic Commission for Europe. - New York, N. Y.: UN, 2003. - XI, 128 p.
Európa gazdasági áttekintése, 2003. 2. sz.
 I 031 B 0134/2003/2
- Ekonomické vysledky prumyslu CR v letech 1997 az 2000 = Economic results of the industry of the CR in 1997 to 2000 / Cesky statisticky úrad. - Praha: CSU, 2002. 111 p.
Csehország iparának gazdasági eredményei 1997-től 2000-ig.
 I 020 B 038/1997-2000
- FAO yearbook. Fertilizer, 2002. - Rome: FAO, 2003. - XXXIX, 211 p.
A FAO növényvédőszer-statisztikai évkönyve, 2001.
 I 032 B 0198/2002
- L'indice de la production industrielle: sources et méthodes de la base 95 / Jérôme Harnois. - Paris: INSEE, 2003. - 216 p.
Az ipari termelés indexe: források és módszerek a 95-ös bázis alapján.
 I 033 B 0420/104
- Industristatistikk, 2000. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2003. - 125 p.
Norvégia iparstatistikája, 2000.
 I 040 B 0086/2000
- Inflation report, 2003. 4. / Sveriges Riksbank. - Stockholm: Sveriges Riksbank, 2003. - 53 p.
A Svéd Nemzeti Bank inflációs jelentése, 2003. december.
 480126/2003/4
- Inlandsprodukt nach ES/SG 1995 - Methoden und Grundlagen. - Stuttgart: Metzler-Poeschel, 2003. - 386 p.
A belföldi termék számítása az ES/SG 1995 szerint. Módszerek és alapok.
 I 004 B 0206/22
- International financial statistics, 2003 / International Monetary Fund. - Washington, D.C.: IMF, 2003. - V, 174 p.
Nemzetközi pénzügyi statisztika. Országok szerinti ismertetés, 2003.
 I 072 B 0730/2003
- International financial statistics yearbook, 2003 / International Monetary Fund. - Washington, D.C.: IMF, 2003. - XXVII, 624 p.
Nemzetközi pénzügyi statisztikai évkönyv, 2003.
 I 072 B 0093/2003
- International trade statistics, 2003 / World Trade Organization. - Geneva: World Trade Org., cop. 2003. - XI, 220 p.
Nemzetközi kereskedelmi statisztika, 2003.
 I 031 B 0314/2003
- Investicii v Rossii, 2001 / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva: Goskomstat Rossii, 2001. - 198 p.
Oroszország beruházásstatisztikája, 2001.
 I 042 C 0500/2001
- Jordbruksstatistikk, 2002. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2004. - 132 p.
Norvégia mezőgazdasági statisztikája, 2002.
 I 040 B 0110/2002
- Kennis en economie, 2003 / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg [etc.]: CBS, cop. 2004. - 239 p.
A tudás a gazdaságban. Kutatás és fejlesztés Hollandiában, 2003.
 I 037 C 0077/2003
- Konjunkturerhebung im Produzierenden Bereich, 2002. Bd. 1. Ergebnisse auf Unternehmens- und Betriebsebene sowie Indizes / hrsg. von Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2003. - 388 p.
Ausztria termelési szférájának konjunktúrastatisztikája. Építésügy. 1. köt.
 I 002 B 0286/2002/1
- Konjunkturerhebung im Produzierenden Bereich. 2002. Bd. 2. Produktionsergebnisse nach CPA 1996 und ÖPRODCOM / hrsg. von Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2003. - 202 p.
Ausztria termelési szférájának konjunktúrastatisztikája. Építésügy. 2. köt.
 I 002 B 0286/2002/2
- Kostenstruktur bei ausgewählten Arzt-, Zahnarzt- und Tierarzt- und Heilpraktikerpraxen sowie Praxen von Psychologischen Psychotherapeuten, 2000 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.]: Metzler-Poeschel, 2004. - 96 p.
Vállalatok és munkahelyek Németországban. Az orvosok, fogorvosok, állatorvosok költségeinek szerkezete, 2000.
 I 004 B 0203/2000
- Liikennetilastollinen vuosikirja, 2003 / Tilastokeskus. - Helsinki: Tilastokeskus, 2003. - 216 p.
Finnország közlekedéstatistikái évkönyve, 2003.
 I 043 C 0068/2003
- Lønnsstatistikk, 2002 / Statistisk sentralbyrå. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2003. - 117 p.
Norvégia bérstatisztikája, 2002.
 I 040 B 0093/2002
- Nacional'nye sceta Rossii v 1995/2002 godakh / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva: Goskomstat Rossii, 2003. - 157 p.
Oroszország nemzeti számlái, 1995-2002.
 I 042 C 0492/1995-2002
- Neuberechnung der Auftragsleistungs- und Umsatzindizes für das Verarbeitende Gewerbe auf Basis 2000: 1995 bis 2001 / hrsg. Statistisches Bundesamt. - Stuttgart: Metzler-Poeschel, 2003. - 319 p.
A német feldolgozóipari rendelésállomány és forgalom indexeinek új számítása 2000-es bázison.
 I 004 B 0092/[47]
- Pol'nohospodarstvo v Slovenskej republike, 1970-2001 / Statistický úrad Slovenskej republiky. - [Bratislava]: SÚSR, 2002. - 97 p.
Szlovákia mezőgazdasági jelzőszámai, 1970 és 2001 között.
 I 020 B 0043/1970-2001
- Rakentaminen ja asuminen, 2003. - Helsinki: Tilastokeskus, 2003. - 232 p.
Finnország lakás- és építőipari statisztikája, 2003.
 I 043 C 0046/2003
- Regionálne porovnanie v Slovenskej republike, 2002 / Statistický úrad Slovenskej republiky. - [Bratislava]: SÚSR, 2003. - 140 p., [7] t. fol.
Szlovákia regionális statisztikája, 2002.
 I 020 B 0048/2002

- Rocenska dopravy, post a telekomunikácií, 2003 / Statistický úrad Slovenskej republiky. - [Bratislava]: SÚSR, 2003. - 140 p.
Szlovákia szállítási, közlekedési statisztikája, posta-forgalma és hírközlési statisztikája, 2003.
 I 020 B 0046/2003
- Rocenska priemyslu SR, 2003 / Statistický úrad Slovenskej republiky. - [Bratislava]: SÚSR, 2003. - 151 p.
Szlovákia iparstatisztikája, 2003.
 I 020 B 0047/2003
- Sfera uslug v Rossii, 1999: statisticeskij sbornik / Goskomstat Rossii. Moskva: Goskomstat Rossii, 2000. 316 p.
Oroszország szolgáltatásstatisztikája, 1999.
 I 042 C 0498/[2000]
- Skogstatistikk, 2002. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2003. - 61 p.
Norvégia erdőgazdálkodási statisztikája, 2002.
 I 040 B 0098/2002
- Statistiche dei prezzi, 1995-1999 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2001. - 110 p.
Olaszország árstatisztikája, 1995-1999.
 I 032 C 0256/1995-1999
- Statistics of the foreign trade of India by countries. 2003. Vol. 1. Exports including re-exports Pt. 2. / Directorate General of Commercial Intelligence and Statistics. - Calcutta: DGCI&S, 2003. - 1852-3990 p.
India külkereskedelme országok szerinti bontásban, 2003. 1. köt. Export és re-export.
 I 053 B 0065/2003/1/2
- Statistik der Körperschaftsteuer, 1999 / hrsg. von Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2004. - 173 p.
Ausztria társágiadó-statisztikája, 1999.
 I 002 B 0247/1999
- Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland, 2003 / Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten. - Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverl., 2003. - XXVIII, 557 p.
Németország élelmiszeripari, mezőgazdasági és erdőgazdálkodási statisztikai évkönyve, 2003.
 I 004 C 0036/2003
- Strassenfahrzeuge in der Schweiz. Bestand am 30. Sept. 2003. / Bundesamt für Statistik. - Neuchâtel: BFS, 2003. - 115 p.
Svájc közúti gépjárműállománya, 2003.
 I 031 B 0245/2003
- Suomen yritykset, 2002. - Helsinki [etc.]: Tilastokeskus, 2004. - 93 p.
Ipari nagy- és kisvállalatok Finnországban, 2002.
 I 043 B 0222/2002
- Torgovla v Rossi, 2001 / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva: Goskomstat Rossii, 2001. - 495 p.
Oroszország kereskedelemstatisztikája, 2001.
 I 042 C 0502/2001
- Tourismus in der Schweiz, 2002. - Bern: BFS, 2004. - 189 p.
Svájc idegenforgalma, 2002.
 I 031 B 0242/2002
- Trud i zanatost' v Rossii, 2001 / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva: Goskomstat Rossii, 2001. - 580 p.
Oroszország munkaügyi statisztikája, 2001.
 I 042 C 0501/2001
- Ulkomaankauppa, 2001. Osa 1. / Tullihallitus. - Helsinki: Tullihallitus, 2003. - XLIII, 480 p.
Finnország külkereskedelmi statisztikája, 2001. 1. köt.
 I 043 B 0009/2001/1
- Viehbestand und tierische Erzeugung, 2002 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.]: Kohlhammer, 2003. - 84 p.
Németország mezőgazdasága, erdőgazdálkodása és halászata. Állatállomány és az állati eredetű termékek termelése, 2002.
 I 004 B 0184/2002
- Wohngeld, 2001 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart: Kohlhammer, 2003. - 99 p.
Szociális juttatások Németországban. Lakkbér, 2001.
 I 004 B 0183/2001
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA
- Altersvorsorge und vermögenswirksame Leistungen, 2001 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.]: Metzler-Poeschel, 2002. - 236 p.
Szociális juttatások Németországban. A betegség- és nyugdíjbiztosítás adatai, 2001.
 I 004 B 0361/2001
- Ammissioni nei servizi psichiatrici degli istituti di cura, 1998 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2001. - 72 p. + mell. (1 floppy)
Olaszország pszichiátriai intézményei, 1998.
 I 032 B 0318/1998 +floppy
- Gli assicurati alle gestioni pensionistiche invalidita, vecchiaia e supersiti, 2001 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2003. - 35, [6] p.
Olaszország társadalom- és nyugdíjbiztosítási-rendszere, az idősektől a rokkantakig, 2001.
 I 032 B 0319/2001
- Civil judicial statistics Scotland, 2002 / Scottish Courts Administration. Edinburgh: HMSO, cop. 2004. 35 p.
Skócia igazságügyi statisztikája, 2002.
 I 036 C 0128/2002
- Les élections présidentielles en France: quarante ans d'histoire politique / sous la direction de Pierre Bréchon. - Paris: La documentation Française, 2002. - 208 p.
Elnökválasztások Franciaországban.
 740663
- Estimations locales sur les personnes handicapées vivant en domicile ordinaire: enquête HID 1999 - Résultats détaillés / Christine Couet. - Paris: INSÉE, 2002. - 347 p.
Lokális becslések az állandó lakóhelyen élő hátrányos helyzetű személyekről: az 1999-es HID-kérdőív – részletes eredmények.
 I 033 B 0559
- Gerichtliche Kriminalstatistik, 2002 / Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2003. - 213 p.
Ausztria bírósági büntügyi statisztikája, 2002.
 I 002 B 0209/2002
- Gesundheitszustand & Konsum medizinischer Leistungen : ergebnisse des Mikrozensus September 1999 / [autorin Elfriede Urbas]; hrsg. von Statistik Austria. - Wien: Verl. Österreich, 2002. - 194 p.
Egészségügyi helyzet és az orvosi szolgáltatások igénybe vétele: az 1999 szeptemberi mikrocenzus eredményei.
 I 002 B 0305

- Global education digest, 2003: comparing education statistics across the world / UNESCO Institute for Statistics. - 2003. - Montréal: UNESCO, 2003. - 125 p.
A világ oktatásstatisztikája, 2003.
I 071 B 0187/2003
- Les indices de prix des logements anciens / Alain David [et al.] - Paris: INSEE, 2002. - 119 p.
A régi lakások árindexei.
I 036 B 0420/098
- Information society statistics - Ireland, 2003 / Central Statistical Office. - Dublin: CSO, 2003. - 38 p.
Írország információs társadalom statisztikája, 2003.
I 036 B 0398/2003
- Inserimento professionale dei diplomati universitari indagine, 1999 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2001. - 279, [22] p. + mell. (1 floppy)
Olaszország felsőoktatási statisztikája, 1999.
I 032 B 0316/1999 + floppy
- Jaarboek onderwijs in cijfers, 2003-2004 / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg [etc.]: Kluwer, cop. 2004. - 236 p.
Hollandia oktatási statisztikája, 2002.
I 037 C 0076/2003-2004
- Jahrbuch der Gesundheitsstatistik, 2002 / Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2004. - 437 p.
Ausztria egészségügyi statisztikai évkönyve, 2002.
I 002 B 0283/2002
- Kulturstatistikk, 2002. Oslo. SSB, cop. 2004. 132 p.
Norvégia kultúrstatistikai évkönyve, 2002.
I 040 B 0105/2002
- La mortalità per causa nelle regioni italiane, 1998-2000 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2002. 80 p.
Olaszország halálzási statisztikája tartományok szerint, 1998-2000.
I 032 B 0317/1998-2000 + floppy
- Ohälsa och sjukvård, 1980-2000 = Health and medical care 1980-2000. - Stockholm: SCB, 2002. - 150 p.
Svédország egészségügyi helyzete és ellátása, 1980-2000.
I 041 C 0223/95
- Oikeustilastollinen vuosikirja, 2003. - Helsinki: Tilastokeskus, 2004. - 358 p.
Finnország igazságügyi statisztikai évkönyve, 2003.
I 043 B 0228/2003
- Politiska resurser och aktiviteter, 1992-2001 / Jessica Persson. - Stockholm: SCB, 2003. - 243 p.
Politikai és társadalmi szervezetekben való részvétel Svédországban, 1992-2001.
I 041 C 0223/102
- Rechtspraak in Nederland, 2002 / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg: CBS, cop. 2004. - 122 p.
Hollandia igazságügyi statisztikája, 2002.
I 037 C 0081/2002
- Schools Australia, 2003 / Australian Bureau of Statistics. - Canberra: ABS, cop. 2004. - 41 p.
Ausztrália iskolastatisztikája, 2003.
I 091 B 0070/2003
- SIBIS benchmarking highlights, 2002: towards the information society in Europe and the US / Empirica GmbH. - Bonn: Empirica, cop. 2003. - 71 p.
Európa és az Egyesült Államok információs társadalmának statisztikai jelzőszámai, 2002.
I 004 B 0360/2002
- SIBIS pocket book, 2002/03 : measuring the information society in the EU, the EU accession countries, Switzerland and the US / Empirica GmbH. - Bonn: Empirica, cop. 2003. - 211 p.
Az Európai Unió, az európai uniós tagjelölt országok, Svájc és az Egyesült Államok információs társadalmának statisztikai jelzőszámai, 2002-2003.
I 004 B 0359/2002-2003
- Social trends, 2004 / Central Statistical Office. - London: HMSO, cop. 2004. - 252 p.
Nagy-Britannia társadalomstatisztikai trendjei, 2003.
I 036 B 0166/2004
- Social'noe polozenie i uroven' zizni naselenia Rossii, 2002 / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva: Goskomstat Rossii, 2002. - 453 p.
Oroszország szociális helyzete és életszínvonala, 2002.
I 042 C 0499/2002
- Strafverfolgung, 2002 / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.]: Kohlhammer, 2004. - 462 p.
Németország igazságügyi statisztikája. Büntető eljárások, 2002.
I 004 B 0226/2002
- Tid för vardagsliv : kvinnors och mäns tidsanvändning, 1990/91 och 2000/01 = Time for everyday life: women's and men's time use 1990/91 and 2000/01. - Stockholm: SCB, 2003. - 224 p.
Férfiak és nők időfelhasználása 1990/91-ben és 2000/01-ben Svédországban.
I 041 C 0223/99
- I trattamenti pensionistici, 1999 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2001. - 137 p.
A nyugdíjasok helyzete Olaszországban, 1999.
I 032 C 0255/1999
- Zenit i muzete v Republika Bugaria = Women and men in the Republic of Bulgaria / [izd.] Nacionalen Statisticeski Institut. - Sofia: NSI, 2002. - 88 p.
Férfiak és nők a Bolgár Köztársaságban.
I 045 C 0043

DEMOGRÁFIA

2000 Census of population and housing. United States, 2000 : summary population and housing characteristics. Pt. 1/1-2 / US. Department of Commerce, Economics and Statistics Administration, US Census Bureau. - Washington, D.C.: U.S. Dept. of Comm.: U.S. Dept. of Comm. ESA: U.S. Census Bureau, 2002. - 2 db (1183 p.)
Az Egyesült Államok 2000. évi népszámlálása. Összefoglaló adatok.

I 072 B 0729/1/1-2
Census of population and housing, 2001, Sri Lanka. Information on disabled persons / Department of Census and Statistics. - Colombo: DCS, 2003. - VIII, 177 p.
Sri Lanka 2001. évi népszámlálása. A fogyatékos emberek.

I 054 B 0038/[01]
CICRED general assembly: Salvador de Bahia, 21 August 2001: activity report, 1997-2001 / by Phillippe Colomb. - Paris: CICRED, [2003]. - 143 p.

A Nemzeti Demográfiai Kutatások Nemzetközi Együttműködési Bizottságának általános közgyűlése (Salvador de Bahia, 21 August 2001).

The demographic dividend: a new perspective on the economic consequences of population change / David E. Bloom, David Canning, Jaypee Sevilla. - Santa Monica, Calif.: Rand Corp., 2003. - XVII, 106 p.

Demográfiai „osztalék”: a népességváltozás gazdasági következményeinek új perspektívái.

744327

Factors affecting sex-selective abortion in India and 17 major states / Robert D. Rethford and T. K. Roy. Mumbai: IIPS; Honolulu, Ha.: East-West Center, 2003. 78 p.

Az abortuszt befolyásoló tényezők Indiában és 17 nagyobb államában.

829239

Life span: evolutionary, ecological, and demographic perspectives / ed. James R. Carey, Shripad Tuljapurkar. - New York [etc.]: PC, 2003. - XI, 293 p.

Élettartam: evolúciós, ökológiai és demográfiai perspektívák.

744210; 744211

Polish population review, 17(2000) / Polish Demographic Society, Central Statistical Office. - Warsaw: PDS, 2000. - 153 p.

Lengyel demográfiai értesítő, 2000.

472617/17

Un siècle de fécondité française : caractéristiques et évolution de la fécondité de 1901 à 1999 / Fabienne Daguet. - Paris: INSÉE, 2002. - 305 p.

A termékenység egy évszázada Franciaországban: a termékenység jellemzői és megújulása, 1901 és 1999 között.

I 033 B 0557

Väestönmuutokset, 2002. - Helsinki: Tilastokeskus, 2004. - 154 p.

Finnország népmozgalmi statisztikája, 2002

I 043 B 0223/2002

TÁJÉKOZTATÓ ÉS BIBLIOGRÁFIAI KIADVÁNYOK

Zahlenmeer - mehr als Zahlen : Basel-Stadt - 100 Jahre statistisch begleitet / [red. Christa Moll, Martin Sandtner, Dorothea Saner]; [Hrsg. Statistisches Amt des Kantons Basel-Stadt]. - Basel: Stat. Amt des Kantons Basel-Stadt, 2002. - X, 117 p.

A számtenger több, mint a számok sokasága: 100 éves Basel város és kanton statisztikai hivatala.

I 031 B 0323