

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

81. ÉVFOLYAM 4. SZÁM

2003. ÁPRILIS

E SZÁM SZERZŐI:

Dr. Bartus Tamás PhD, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem adjunktusa; *Fertő Imre*, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának tudományos főmunkatársa; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem egyetemi tanára, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Dr. Pukli Péter* PhD, a KSH statisztikai főtanácsadója; *Sebestény István*; a KSH főtanácsosa; *Dr. Szabó László* kandidátus, az ECOSTAT tudományos tanácsadója; *Wágner Ildikó*, a Budapest Bank Rt. vezető elemzője.

*

Hajnal Béla kandidátus, a KSH Szabolcs-Szatmár-Bereg Megyei Igazgatóság igazgatója; *Lakatos Judit* PhD, a KSH főosztályvezetője; *Péter Sándor* közgazdász; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat ny. tudományos kutatója; *Waffenschmidt Jánosné*, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatóság főigazgatója.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás
3773 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2003
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 487-4341, 487-4343 Telefax: 487-4344
Internet: www.ksh.hu/statszml
E-mail: statszemle@ksh.gov.hu

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

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

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

TARTALOM

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

- A komparatív előnyök mérése. – *Fertő Imre* 309
Logisztikus regressziós eredmények értelmezése. – *Bartus Tamás* 328

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

- Területi bankfiókok teljesítményének elemzése faktoranalízissel. –
Wagner Ildikó 348

TÖRTÉNETI DOLGOZATOK

- A beruházási statisztika története. – *Dr. Pukli Péter* 360
Az egyesületek számbavételének módszertani problémái a történeti
statisztikában. – *Sebestény István* 373

SZEMLE

- A Magyar Statisztika Társaság választmányi ülése. – *H. L.* 388
ECOSTAT – tudományos délután. – *Dr. Sz. L.* 389

STATISZTIKAI HÍRADÓ

- Szervezeti hírek – Közlemények 391

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

- Bechtold, S. – Müller, A. – Pötsch, O.: Hozzáférési panel
mint az önkéntes lakossági felvételek kiválasztási alapja.
(Waffenschmidt Jánosné) 396
Katz, R. W.: Sir Gilbert Walker, valamint az El Nino és a sta-
tisztika közötti kapcsolat. *(Péter Sándor)* 397

Couch, K. – Daly, M. C.: A feketék és a fehérek közötti bérkülönbség az 1990-es években. (Szász Kálmán)	399
Beatty, Ch. – Fothergill, S.: Rejtett férfi munkanélküliség. (Lakatos Judit)	400
Cambois, E. – Robine, J.-M. – Hayward, M. D.: A várható élettartam társadalmi különbségei a francia férfiak körében. (Hajnal Béla)	402
Bibliográfia.....	405

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

Utánnymás csak a forrás megjelölésével!

A KOMPARATÍV ELŐNYÖK MÉRÉSE*

FERTŐ IMRE

Az empirikus kereskedelemelmzés irodalmában általánosan elfogadott a komparatív előnyök különböző indexeinek alkalmazása a komparatív előnyök mérésére, illetve a kereskedelem specializációjára. A tanulmány megvizsgálja, hogy milyen módszertani kérdések vetődnek fel a megnyilvánuló komparatív előnyök indexeinek alkalmazása során. Először a megnyilvánuló komparatív előnyök mérése során felmerült elméleti problémákat vesszük szemügyre. Ezt követően a Balassa-index alkalmazásakor felmerülő gyakorlati kérdéseket, illetve az azokra adott válaszokat mutatjuk be. Végezetül, a megnyilvánuló komparatív előnyök stabilitásának vizsgálatára alkalmazott módszereket ismertetjük.

TÁRGYSZÓ: Nemzetközi kereskedelem. Specializáció. Komparatív előnyök.

A komparatív előnyök koncepciójának központi szerepe van a nemzetközi kereskedelem vizsgálatának elméletében. Noha a nyolcvanas években, az új kereskedelemelmélet megjelenésével, a méretgazdaságosság hasonló fontosságra tett szert annak magyarázatában, hogy miért kereskednek az egyes országok egymással, mégis a (tényezőellátottságban és technológiában) különböző országok közötti kereskedelmi folyamatok előrejelzésében a komparatív előnyök elve maradt a fő elméleti magyarázat (Davis; 1997).

A hagyományos kereskedelemelmélet szerint, a szabadkereskedelem feltételei mellett, az egyes országok olyan jószágok termelésére specializálódnak, illetve olyanokból lesznek nettó exportőrök, amelyekből komparatív előnyeik vannak. Elméletileg, a statikus keresleti és kínálati hatásokat figyelembe véve, a következő állítás kellően világos és eléggé általános (Dearoff; 1980): annak megállapítására, hogy egy országnak mely termékből van komparatív előnye, elég megfigyelni az autark állapot és a szabadkereskedelem melletti relatív árak közötti különbség előjelét. Ha az előjel pozitív, akkor az adott országnak komparatív előnye van az adott jószág termelésében és exportjában, ha az előjel negatív, akkor az országnak komparatív hátránya van. Amennyiben az elmélettől a mérés felé haladunk, több fontos problémával is szembe kell néznünk. Nevezetesen, a komparatív előnyök elméletét rendkívül nehéz számszerűsíteni, illetve közvetlenül tesztelni, mert a relatív árak a feltételezett autarkióban nem figyelhetők meg. Továbbá, ha a relatív árak megfigyelhetők lennének, korántsem biztos, hogy ezek előre jeleznék az igazi komparatív előnyöket. Végezetül, a komparatív előnyök nem tételeznek fel egysze-

* A tanulmány alapjául szolgáló kutatást az OKTK „Komparatív előnyök a magyar mezőgazdaságban” és az OTKA „Kereskedelemelmélet és magyar agrárkereskedelem” című programjai támogatták.

rű determinisztikus kapcsolatot közte és a kereskedelem volumene között, amit gyakran elfelednek az empirikus munkákban (*Greenaway–Milner*; 1993).

Mindezen nehézségek ellenére a komparatív előnyöknek nagyon fontos szerepe van mind az elméleti, mind pedig a gyakorlati politikai elemzésben. Ezért jelentős erőfeszítéseket tettek annak feltárására, hogy miként lehet alkalmazni a komparatív előnyök elvét valós körülményeik között. Ezek alapvetően közvetett módszereket jelentenek, melyek ex post kereskedelmi adatokat alkalmaznak, és bizonyos feltevésekkel élnek a megfigyelt és a meg nem figyelhető változók közötti kapcsolatokról.

E megközelítések közül a megnyilvánuló komparatív előnyök (Revealed Comparative Advantage – RCA) koncepciója vált népszerűvé az empirikus kereskedelemelemzésben mind a különböző országok, mind pedig az egyes ágazatok közötti vizsgálatokban. Noha számos kísérletet tettek a megnyilvánuló komparatív előnyök koncepciója és a komparatív előnyök elmélete közötti kapcsolat megteremtésére (*Hillman*; 1980, *Bowen*; 1983), az általánosan bevett megközelítés, hogy összehasonlítják a nemzeti ágazati arányokat a nemzetköziekkel, így következtetve a komparatív előnyökre a termelési és kereskedelmi adatok vizsgálatával. Az ilyen megközelítés esetén azonban számos megoldás létezhet a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére, amelyek export, import és termelési adatokat, illetve ezek valamilyen kombinációját alkalmazzák. Ennek megfelelően sok kutató kísérletet tett a megnyilvánuló komparatív előnyök megfelelő indexének definiálására (például *Balassa*; 1965, *Bowen*; 1983, *Donges–Riedel*; 1977, *Kunimoto*; 1977, *Vollrath*; 1987, 1989).

Sajátos módon a mérési problémák az elmúlt évtizedekben nagymértékben függetlenedtek az elmélettől. Ennek következményeként jelentős szabadságot kaptak a kutatók arra, hogy megválasszák milyen RCA-indexeket használjanak a nemzetközi kereskedelem empirikus elemzése során. A kutatóknak ugyanakkor fokozottan tisztában kell lenniük az egyes RCA-indexek kiválasztásánál az elméleti és a gyakorlati következményekkel.

A kilencvenes években Magyarországon is újra népszerűvé vált a különböző RCA-indexek használata az empirikus kereskedelemelemzésben (például *Halpern*; 1994, *Fertő–Hubbard*; 2001, 2002), továbbá *Török* (1996) rámutatott a Balassa-mutató (B) néhány hiányosságára. Mind ez idáig azonban nem került sor a hazai irodalomban a megnyilvánuló komparatív előnyök koncepciójának, illetve indexeinek részletesebb módszertani elemzésére. E tanulmány célja, hogy ezt a hiányosságot részlegesen pótolja. Ennek megfelelően arra vállalkozik, hogy a Balassa-indexet kiindulópontként választva megvizsgálja, milyen gondok merülnek fel a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésével kapcsolatban. Először a megnyilvánuló komparatív előnyök mérése során felmerült elméleti problémákat vesszük szemügyre. Ezt követően a Balassa-index alkalmazása során felmerülő gyakorlati kérdéseket, illetve az azokra adott válaszokat mutatjuk be. Végezetül, a megnyilvánuló komparatív előnyök stabilitásának vizsgálatára alkalmazott módszereket ismertetjük.

Illusztrációként a magyar mezőgazdaság komparatív előnyeinek vizsgálata során elért eredményeket használjuk fel. Ennek során négy különböző RCA-indexet számoltunk ki Magyarország 1992–1998. évi agrárkereskedelmére vonatkozóan, ahol az EU 15 tagállamának adatai szolgáltak összehasonlítási alapul. A vizsgálat során használt adatok az OECD adatbázisából származnak, SITC- (Standard International Trade Classification) rendszerben. A mezőgazdasági kereskedelmet az Európai Unióban szokásos módon hatá-

roztuk meg. Ez azt jelenti, hogy az SITC-rendszer négy számjegyű bontásában 253 termékcsoporthoz tartozik a mezőgazdasági kereskedelemhez, amelyekhez hozzávettük a búza- és a kukoricakeményítőt is. A teljes minta ezért 255 termékcsoporthoz tartozik, és a Magyarország és az EU közötti kétoldalú teljes kereskedelmet jelenti mind a hét évre.

A MEGNYILVÁNULÓ KOMPARATÍV ELŐNYÖK MÉRÉSÉNEK ELMÉLETI PROBLÉMÁI

A komparatív előnyök és a versenyképesség koncepcióját gyakran összekeverik, noha a két fogalom a valóságban teljesen különbözik egymástól. Két lényeges különbséget érdemes megemlíteni (Lafay; 1992). Egyrészt, amíg a versenyképességet országok között mérhetjük egy adott termék esetében, addig a komparatív előnyt termékek között mérhetjük egy adott ország esetében. Másrészt, míg a versenyképesség nagyon érzékeny a makroökonómiai helyzet változásaira (például az árfolyamváltozásra), addig a komparatív előny alapvetően strukturális természetű. Például, ha az árfolyam változékonysága nagy amplitúdójú egyensúlytalanságokhoz vezet, akkor a versenyképesség vizsgálata súlyos problémákkal néz szembe, következésképpen bármilyen elemzés nem megfelelő eredményekhez vezethet. Ez az egyik fő oka annak, hogy a nemzetközi specializáció vizsgálata egyre inkább a megnyilvánuló komparatív előnyök különböző indexeit részesíti előnyben.

Az eredeti RCA-indexet Balassa (1965)-ben megjelent tanulmányában mutatta be, és a következőképpen definiálta:

$$B_{ij} = (x_{ij} / x_{it}) / (x_{nj} / x_{nt}), \quad /1/$$

ahol:

- x – az exportot,
- i – egy adott országot,
- j – egy meghatározott terméket,
- t – a termékek egy csoportját,
- n – az országok adott csoportját reprezentálja.

B a megfigyelt kereskedelem szerkezetén alapul, egy meghatározott terméknek a teljes hazai exportbeli arányát veti össze a terméknek meghatározott országcsoporthoz tartozó kereskedelmében betöltött részesedésével. Balassa tanulmányában a t index 74 ipari termék kombinált exportját, az n index pedig 11 fejlett ipari ország együttesét jelezte. Ha $B > 1$, akkor megnyilvánuló komparatív előnyről beszélhetünk. Könnyen belátható, hogy a B -index olyan globális mércévé terjeszthető ki, amely minden terméket és minden országot magában foglal (Vollrath; 1991).

A B -index alapvető feltevése, hogy az exportszerkezet egyaránt érzékeny a relatív költségekre és a nem árjellegű tényezőkben meglévő különbségekre, és ezért a komparatív előnyök várhatóan meghatározzák az export szerkezetét. Balassa azonban elemzését az ipari termékek vizsgálatára korlátozta abból a megfontolásból, hogy a nyersanyagok kereskedelmét eltorzítják a különböző kereskedelmi korlátozások, ezért a B -indexek nem fejezik ki a komparatív előnyöket. Erre a problémára később visszatérünk.

Hillman (1980) azt vizsgálta, hogy milyen kapcsolat van a B -index és a komparatív előnyök között, amelyeket a kereskedelmi forgalomba kerülés előtti relatív árak mutat-

nak, eltekintve az exportintervenciók alkalmazásának lehetőségétől. Arra a kérdésre kereste a választ, hogy ha egy kéttermékes gazdaság esetében a B -index nagyobb az első jószág esetében, mint a második esetében, akkor ez azt is jelenti-e, hogy az első jószágot relatíve olcsóbban termelték-e a kereskedelem előtti állapotban, mint a második terméket. Hillman diagram segítségével mutatta meg, hogy a B -index értéke azonos lehet, noha a termékek iránti preferenciák különbözhetnek egymástól. Továbbá, a B -index értéke független attól, hogy melyik jószág előállításra olcsóbb az autark állapotban, azaz a B -index független a komparatív előnyöktől, amelyeket a ricardoi értelemben vett kereskedelem előtti relatív árak mellett kapunk. Következésképpen, a B -index nem alkalmas a termékek közötti összehasonlításban a komparatív előnyök mérésére.

Az elemzését kiterjesztve az országok közötti összehasonlításra Hillman kérdése a következő volt: két ország esetében, ha a B -index adott jószág esetében az első országban nagyobb, mint a másodikban, akkor ez azt feltételezi-e, hogy az autarkiaiban az adott jószág termelése az első országban relatíve olcsóbb volt, mint a másodikban? Mivel a termékek közötti helyzetre vonatkozó előbbi érvelést hasonló eredménnyel erre a helyzetre is ki lehet terjeszteni, ezért Hillman kidolgozott egy feltételt, amelynek érvényesülése esetén az egyes országok közötti összehasonlításban egy adott termék esetében elérhető a megfelelő kapcsolat a B -index és a kereskedelem előtti relatív árak között. Bizonyította, hogy egy i termék és j ország esetében a komparatív előnyök megfelelnek a kereskedelem előtti relatív áraknak, ha érvényesül a következő szükséges és elégséges feltétel:

$$1 - \frac{X_{ij}}{W_i} > \frac{X_{ij}}{X_j} \left(1 - \frac{X_j}{W} \right), \quad /2/$$

ahol:

X_{ij} – i termék exportja j országba,
 X_j – j ország összes exportja,
 W_i – a világ exportja i termékből,
 W – a világ összes exportja.

Párhuzamos és azonos preferenciákat feltételezve az országok között a /2/ egyenlőtlenségben levő feltétel szükséges és elégséges annak biztosítására, hogy a B -indexben bekövetkezett változások teljesen konzisztensek legyenek az országok viszonylagos tényezőellátottságában végbement változásokkal. Ez a feltétel biztosítja, hogy adott országban egy termék exportszintjében bekövetkezett növekedés egyúttal a B -index értékében is növekedést eredményez. Hillman hangsúlyozta, hogy e feltétel általánosságban nem szükségszerűen érvényesül, ezért azt empirikusan felül kell vizsgálni. Ha egy ország részesedése elég kicsi a világkereskedelemből (X_j/W), akkor az egyenlőtlenség jobb oldalán a zárójelben levő kifejezés közel van egyhez, ezért az akár el is hagyható.

Az empirikus tesztelés lehetőségének érdekében *S. Marchese* és *F. N. de Simone* 1989-ben Hillman feltételét a következőképpen alakították át:

$$HI = \left(1 - \frac{X_{ij}}{W_i} \right) / \frac{X_{ij}}{X_j} \left(1 - \frac{X_j}{W} \right). \quad /3/$$

Ha HI nagyobb, mint egy, akkor a B -index az országok közötti összehasonlításban alkalmas indikátor a komparatív előnyök mérésére. A szerzők úgy érvelnek továbbá, hogy a Hillman-indexet ki kell számítani az olyan empirikus vizsgálatokban, amelyek a kereskedelem szerkezetét a B -index segítségével vizsgálják. Mind ez ideig azonban csak két tanulmány alkalmazta a Hillman-indexet. Marchese és de Simone eredményei azt mutatják, hogy a Hillman-feltétel nem teljesült 118 fejlődő ország 1985. évi exportjának 9,5 százalékában. A *Hinloopen* és *van Marrewijk* (2001) által vizsgált adatbázisban a Hillman-feltétel nem volt érvényes az exportérték 7 százalékában és a megfigyelések számának 0,5 százalékában. Az általunk használt adatbázisban a Hillman-feltétel tökéletesen teljesült. Ezek az eredmények arra utalnak, hogy a Hillman-feltétel kevésbé korlátozó jellegű, mint ahogy azt várni lehetne, ugyanakkor az empirikus vizsgálatokban tesztelése célszerű, mivel így bizonyosságot nyerhetünk, hogy a B -index egyik elméleti megfontolása mennyiben teljesül.

Yeats (1985) arra a kérdésre kereste a választ, hogy a B -index alkalmas-e arra, hogy ordinális vagy akár kardinális mérceként szolgáljon adott ország komparatív előnyeinek megállapítására. A szerző megvizsgálta a B -index 1976 és 1978 közötti eloszlását 129 ország és 40 iparág esetében. Eredményei szerint a B -index nem alkalmas ordinális mérceként, mivel nem képes az egyes iparágakat a komparatív előny alapján konzisztensen rangsorolni. Előfordulhat ugyanis, hogy az adott országnak a többi országhoz képest meghatározott termékből a legnagyobb komparatív előnye van (vezető termék a referenciapiacra), ennek ellenére az adott országban belül nem ennek a terméknek van a legmagasabb értékű B -indexe. Ez az eltérés nagyobb lehet, ha az országok olyan iparágait hasonlítjuk össze, amelyeknél az egyes országok B -indexeinek az eloszlása jelentősen különbözik. Másképpen fogalmazva, az országok közötti nemzetközi versenyképességi vizsgálatok B -indexen alapuló eredményeit csak nagy óvatossággal szabad értelmezni. E problémák ellenére *Yeats* rámutatott arra, hogy az RCA elméletén alapuló kvantitatív vizsgálatok eredményei teljesen konzisztensek a tényezőarányok elméletének előrejelzéseivel.

Bowen (1983) rávilágított arra, hogy a B -index használatában van egy implicit feltevés, nevezetesen valamennyi országnak minden terméket kell exportálnia. Ez a feltevés viszont ellentétes a komparatív előnyök elvével, hiszen a klasszikus kereskedelemelmélet alapfeltevései szerint egy ország nem exportálhatja és importálhatja egyidejűleg ugyanazt a terméket. A szerző a *Kunimoto* (1977) által kidolgozott valószínűségi keretben, amelyben a B -indexet úgy lehet értelmezni, mint az aktuális és a várható kereskedelem

arányát: $B_{ij} = \frac{X_{ij}}{E(X_{ij})}$; $E(X_{ij}) = \left(\sum_j X_{ij} \right) \frac{\sum_i X_{ij}}{\sum_i \sum_j X_{ij}}$ igazolta, hogy ha ez a feltétel nem tel-

jesül, akkor a várható kereskedelem mennyisége zéró minden termékre. Következésképpen, nincs megfelelő elméleti bázis a B -index általánosan elterjedt értelmezésére, miszerint ha a B -index értéke nagyobb (kisebb) mint egy, akkor komparatív előnyt (hátrányt) regisztrálhatunk. *Bowen* következtetése hasonló *Hillman*éhoz, csak általánosabb jellegű. Míg *Hillman* megmutatta, hogy a B -index nem alkalmas ordinális mérceként a termékek közötti összehasonlításban, viszont korlátozó feltételekkel alkalmazható az országok közötti vizsgálatban, addig *Bowen* szerint a B -index értéke (kisebb vagy nagyobb egynél) nem használható a komparatív előnyök meghatározására. Mindezek mellett a B -index megfelelő mérce lehet a kereskedelem intenzitásának mérésére. *Bowen* az elméleti prob-

lémák megoldására két indexet javasolt, amelyek nemcsak kereskedelmi, hanem termelési és fogyasztási adatokat is használnak.

$$I_{ik}^T = \frac{T_{ik}}{(S_i Q_{wk})}, \quad I_{ik}^Q = \frac{Q_{ik}}{(S_i Q_{wk})}, \quad /4/$$

ahol:

- T – a nettó kereskedelem (export mínusz import),
- Q – a termelés,
- i – az ország,
- k – a termék,
- w – a világot jelenti.

A szerző feltevése szerint az egyes országok preferenciái megegyeznek és homotetikusak, ezért $S_i = Y_i / Y_w$, ahol S_i i ország százalékos koefficiense, Y_i és Y_w pedig i ország, illetve a világ jövedelmét (GNP-ben mérve) jelzi. A Bowen-index alkalmazásával kapcsolatban azonban súlyos gyakorlati nehézségek merülnek fel. Egyrészt a Bowen-mutatónak rendkívül nagy az adatigénye. Másrészt, a kereskedelmi adatokat csak jelentős nehézségek árán lehet a termelési adatokkal megfeleltetni, és ráadásul ez is csak az ipari termékek és meghatározott országok esetében, illetve bizonyos aggregációs szint felett lehetséges. Ez a korlát eleve szűkíti a vizsgálható termékek körét, így például kizárja a mezőgazdasági árukat is. Továbbá, a kereskedelmi adatokat lehetetlen megfeleltetni a fogyasztási adatoknak. E nehézségek miatt a Bowen-index inkább csak elméleti lehetőség maradt, amelynek alkalmazása nem vert gyökeret az empirikus vizsgálatokban.

A MEGNYILVÁNULÓ KOMPARATÍV ELŐNYÖK MÉRÉSÉNEK MÓDSZERTANI PROBLÉMÁI

A mérések módszertani problémái között elsőként a kereskedelemtorzító politika hatásával foglalkozom, majd az aszimmetria problémájára és az alkalmazott indexek konzisztenciájára térek ki.

A kereskedelemtorzító politikák hatása

A klasszikus Balassa-indexet számos ok miatt szokták kritizálni. Az első és egyik leggyakoribb kifogás B - és a hozzá hasonló indexekkel kapcsolatban, hogy a megfigyelt kereskedelmi szerkezetet a különböző állami beavatkozások és kereskedelmi korlátozások eltorzítják, ezért azok nem reprezentálhatják megfelelően a komparatív előnyöket. Ez különösen igaz a mezőgazdaságra, ahol az állami beavatkozás inkább szabály, mint kivétel, ahogy erre már *Balassa* (1965) is rámutatott.

Vollrath ezért három különböző specifikációját javasolta a megnyilvánuló komparatív előnyöknek, amelyeket a mezőgazdaság nemzetközi versenyképességének vizsgálatára alkalmazott (*Vollrath*; 1987, 1989, *Vollrath-Vo*; 1990). Az első index az ún. relatív kereskedelmi előny (Relative Trade Advantage – RTA), amely mind az export, mind az import oldalt figyelembe veszi. A relatív kereskedelmi előny indexét a relatív export-

előnyként (Relative Export Advantage – RXA) definiálja. Az RXA valójában a Balassa-index, és import oldali ellentétpárjának, a relatív importelőnynek (Relative Import Advantage – RMA) és a relatív exportelőnynek a különbsége. A relatív kereskedelmi előny indexét formálisan a következőképpen definiálja:

$$RTA_{ij} = RXA_{ij} - RMA_{ij}, \quad /5/$$

ahol $RXA_{ij} = B_{ij}$ és $RMA_{ij} = (m_{ij} / m_{it}) / (m_{nj} / m_{ni})$ (m reprezentálja az importot). Ezért,

$$RTA_{ij} = [(x_{ij} / x_{it}) / (x_{nj} / x_{ni})] - [(m_{ij} / m_{it}) / (m_{nj} / m_{ni})].$$

Az RXA-, RMA- és RTA-indexeket alkalmazta például *Eiteljörge* és *Hartmann* (1999), valamint *Fertő* és *Hubbard* (2001, 2002).

Vollrath második RCA-indexe a relatív exportelőnyök logaritmus (lnRXA). A harmadik mércét pedig a relatív versenyképességnek (Revealed Competitiveness – RC) nevezte el és a következő módon definiálta:

$$RC_{ij} = \ln RXA_{ij} - \ln RMA_{ij}. \quad /6/$$

Az RTA-, az lnRXA- és az RC-indexek pozitív értékek esetében a komparatív versenyelőnyöket mutatják, míg a negatív értékek a komparatív versenyhátrányokat jelzik. A szerző szerint az RTA- és az RC-indexeknek két előnye van a B-indexekkel szemben. Egyrészt tartalmazzák mind az export-, mind az importoldali kereskedelemtorzításokat. Másrészt, konzisztensek azzal a ténnyel, hogy egy termékcsoportban létezhet ágazaton belüli kereskedelem. Ez utóbbi tulajdonság azonban egyben az RC-index hátránya is. Ha nincs ágazaton belüli kereskedelem, akkor az RC-indexet vagy nem lehet értelmezni (ha nincs import az adott termékből), vagy az RC-index értéke nulla (ha nincs export az adott áruból).

Gazdag irodalma van a mezőgazdasági kereskedelem liberalizálásából származó jóléti nyereségeknek, lásd például *Tyers és Anderson* (1988, 1992), valamint *The Uruguay round...* (1995). Ezek a tanulmányok azt sugallják, hogy az agrárpolitikáknak jelentős hatása kell legyen a kereskedelmi folyamatokra (a volumenre) és a kereskedelem lehetséges mintájára (irányára). *Peterson és Valluru* (2000) azonban nem tudták igazolni, hogy a kormányzatoknak jelentős hatása lenne a kereskedelem mintájára. A szerzők arra a következtetésre jutottak, hogy a természeti tényezőknek elsődleges fontosságuk van, ahogy azt a hagyományos kereskedelemelmélet hangsúlyozza. Az agrárpolitikák befolyásolják ugyan a kereskedelmi folyamatokat, de nem változtatják meg a kereskedelem irányát. Az agrárpolitika politikai gazdaságtanának irodalma gyakran hangsúlyozza a protekcionizmus és a komparatív előnyök közötti fordított kapcsolatot (*Olper*; 2001, *van Bastelaer*; 1998). Korábban, 1990-ben Vollrath és Vo úgy találták, hogy az exportteljesítményt jobban befolyásolják a gazdasági alapok, mint a kormányzati intézkedések, míg ennek az ellenkezője igaz az import viselkedésére. Az általunk definiált négy indexből a B- és a lnRXA-indexek csak exportadatokat, míg az RTA- és az RC-indexek importadatokat is tartalmaznak. Ez vezette *Vollrath-ot* (1991) arra, hogy a B- és a lnRXA-indexek alkalmazását javasolja az RTA- és az RC-indexek helyett, mert az előbbi kettő kevésbé érzékeny a politikailag előidézett torzításokra, amelyek hatásosabbak az importoldalán. Az export-

támogatások azonban gyakorta használatosak a mezőgazdasági, különösen az EU és Magyarország közötti kereskedelemben, ezért a B - és a $\ln RXA$ -indexek melletti érvelés ebben az esetben kevésbé megalapozott.

A kormányzati beavatkozások kereskedelemtorzító hatásaival kapcsolatos megfontolásokat nem lehet teljesen lezárni, annyit azonban állíthatunk, hogy a bemutatott négy RCA-index, amennyiben körültekintően alkalmazzuk, mégis megfelelő útmutatóként szolgálhat a komparatív és a versenyelőnyökhöz a magyar élelmiszer-gazdaságban. Végezetül, Vollrath 1989. évi tanulmányában megjegyzi, hogy a kormányzati intervenciók és versenyképesség fordított viszonyban állnak egymással. Ez azt sugallja, hogy azok a termékcsoportok, amelyeknek komparatív előnyük van, nemzetközileg még versenyképesebbek lennének, ha a piacok nyitottabbá válnának.

Az aszimmetria problémája

A Balassa-mércével kapcsolatos másik probléma, hogy annak értéke aszimmetrikus: egytől a végtelenig terjed, ha egy országnak egy termékből komparatív előnyei vannak, viszont csak nulla és egy között mozog az értéke, ha egy áruból komparatív hátránya van. Ez az aszimmetria legalább két problémát okoz. Egyrészt, ha a B -index átlaga magasabb, mint a medián, akkor a B eloszlása jobbra elnyúló lesz. Ez azt jelenti, hogy ha a B -index nagyobb mint egy, az adott szektor relatív súlyát túlbecsüljük azokhoz az ágazatokhoz viszonyítva, ahol a B -index értéke kisebb, mint egy (*De Benedictis–Tamberi*; 2001).

Ez a probléma különösen akkor lesz lényeges, ha az ökonometriai elemzés a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezetét vizsgálja. Ahogy ezt *Dalum, Laursen és Villumsen* (1998. 427. old.) kifejtik: „A ferde eloszlás sérti a normalitás feltevését a hibatagban a regressziós elemzés során, ezért nem ad megfelelő t -statisztikát. Ráadásul az RCA-index használata a regressziós elemzésben sokkal nagyobb súlyt ad az egynél magasabb értékeknek, összehasonlítva az egy alatti megfigyelésekkel.”

A módszertani probléma akkor is fennmarad, ha a Balassa-index logaritmikusan transzformációt alkalmazzuk, mivel például a B -indexben egy változásnak 0,01-ről 0,02-ra ugyanakkora hatása lesz, mint egy változásnak 50-ről 100-ra. Ez a fajta kifogás kiterjeszhető a Vollrath által javasolt indexekre is. Magától értetődő, hogy az RMA-index szintén szenved a ferde eloszlás problémájától. Ezért az RTA- és az RC-indexeknél hasonló problémák jelentkeznek, noha értékük az origóra nézve szimmetrikus. Összegezve, az aszimmetriából fakadó problémák felvetik, hogy vajon lehet-e a B -indexet egyértelműen értelmezni. A vázolt nehézségek néhány, elsősorban a kereskedelem dinamikájával foglalkozó kutatót arra vezettek, hogy a B -index módosításával megoldást találjanak az aszimmetria okozta gondokra.

Dalum Laursen és Villumsen 1998. évi dolgozatukban a megnyilvánuló szimmetrikus komparatív előnyök (Revealed Symmetric Comparative Advantage – RSCA-) index bevezetését javasolták a ferde eloszlás problémájának megoldására:

$$RSCA = (B-1) / (B+1). \quad /7/$$

Az RSCA értéke mínusz egy és plusz egy között mozog, és nulla, ha a B -index értéke egy, ezért szimmetrikus. Ha egy országnak komparatív hátránya van, akkor RSCA értéke

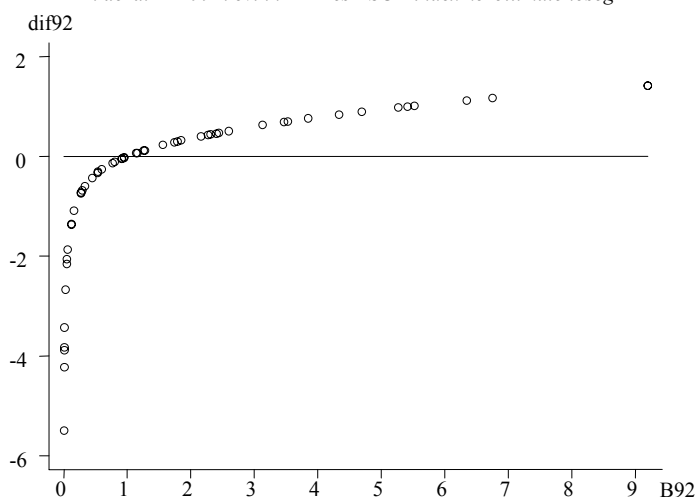
mínusz egy és nulla között, ha komparatív előnye van, akkor nulla és plusz egy között mozog. Az RSCA-index egyik előnye, hogy a logaritmikus átalakításnál elkerüli a nulla érték problémáját, másrészt a változásoknak ugyanakkora súlyt ad mindkét irányban, növekvés, illetve csökkenés esetén a komparatív előnyökben, illetve hátrányokban.

Az RSCA-index alapvető értelmezése azonban nem könnyű. Mivel az RSCA-mutató egy kvázi logaritmikus átalakítása a B -indexnek, van egy tapasztalaton alapuló interpretációja: a vizsgált ország ágazati szerkezetének százalékos különbségét mutatja az összehasonlított piachoz (például világ, EU, OECD) képest. A probléma abból fakad, hogy az RSCA- és a B -index logaritmikus transzformáltja ($\ln RXA$) tökéletesen megegyezik, ha a B -mutató egyenlő eggyel, de a két transzformáció értékei a B -index eloszlásának extrém értékeinél fokozatosan divergálnak. A különbség általában annál nagyobb, minél mélyebb bontású adatokat használunk (*De Benedictis–Tamberi*; 2001).

Az 1. ábrán a függőleges tengely az $\ln RXA$ - és az RSCA-mutatók közötti különbséget (dif92) mutatja, amelyet a magyar mezőgazdaságnak az EU piacain való komparatív előnyeire számoltunk ki 1992-re, három számjegyű bontásban. A minta 55 megfigyelést tartalmaz. A vízszintes tengelyen B -index értékei ($B92$) találhatók.

Az ábrán nyilvánvalók az RSCA-index okozta torzítások a B -index eloszlásának extrém értékeinél (a nullához közeli, illetve az ötnél nagyobb értékeknél). Noha, az RSCA-index megőrzi az eredeti B -mutató fontosabb eloszlási tulajdonságait, és a B -index elegánsabb helyettesítőjének tekinthetjük, nem mentes a problémáktól. A fő hátránya ennek a megoldásnak, hogy a csökkentett aszimmetria nem szükségszerűen tételezi föl a normalitást a hibatagban, és a mesterséges szimmetria elrejtheti a B -index mögötti dinamikát, különösen az extrém értékek esetében.

1. ábra. Az 1992. évi $\ln RXA$ - és RSCA-index közötti különbség



Proudman és *Redding* (2000) rámutattak annak fontosságára, hogy a B -index szektorok közötti számtani átlaga nem szükségszerűen egyenlő eggyel. Úgy érveltek, hogy a számláló az $1/$ egyenletben egy adott termék súlyozatlan arányát mutatja a teljes exportban, míg a nevezőben az összes termék súlyozott részesedését találhatjuk. Ezért, ha

egy ország kereskedelmének a szerkezete néhány termékre koncentrálódik, amelyeknek kis részesedése van az összehasonlítás alapjául szolgáló piacon (például világpiacon vagy EU), akkor magas érték jelentkezik a számlálóban és kis érték a nevezőben. Ez azt eredményezi, hogy a B -értékek átlaga egynél nagyobb lesz az adott országban. A B -index átlagértékei azonban változhatnak az idővel, ezért az adott ország félrevezető változásokat jelezhet a specializáció átlagos terjedelmében, amelyet a B -mérőszám mutat. A szerzők ezért alternatív megoldást javasolnak a megnyilvánuló komparatív előnyök mérésére. Ennek lényege, hogy az adott ország egy meghatározott terméke exportjának arányát elosztják az összes termék átlagos piaci részesedésével, amelyet formálisan a következő módon fejezhetünk ki:

$$\bar{B}_{ij} = \frac{B_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_j B_{ij}}. \quad /8/$$

A normalizált B -index átlaga a /8/ egyenletben egyenlő eggyel. Az index értelmezése a következő: egy meghatározott időpontban normalizáljuk a B -indexet a keresztmetszeti átlaggal azért, hogy eltekinthessünk az specializáció átlagos terjedelmében bekövetkezett változásoktól. *De Benedictis és Tamberi* (2001) azonban rámutattak, hogy a Proudman és Redding által javasolt normalizációs eljárás nem megfelelő. Úgy érvelnek, hogy a normalizált B -index elveszíti konzisztenciáját az eredeti B -mérőszámhoz viszonyítva. Ennek oka, hogy a normalizált B -index azokban az esetekben, ahol B értéke egy és az átlag közé esik, ellentétes komparatív előnyt, illetve hátrányt mutat az eredeti B -indexen alapuló számításokhoz képest. A komparatív előnyökben mutatkozó előjelváltás aránya vizsgálatunkban a minta 18-25 százalékát tette ki az vizsgált időszakban, azaz jelentős problémát okozott volna a javasolt normalizáció alkalmazása eredményeink értelmezése során.

Az alkalmazott indexek konzisztenciája

Az előzőkben már említettük, hogy az RCA-indexek egész sorát fejlesztették ki és alkalmazták a komparatív előnyök mérésére. Ezért várható, hogy különböző indexek alkalmazásával némi inkonzisztencia lehet az eredményekben. Az RCA-indexek megszokott értelmezése, hogy terjedelmét meghatározza, hogy egy országnak van-e megnyilvánuló komparatív előnye (hátránya) egy meghatározott termékből egy meghatározott országgal vagy országcsoporttal szemben. *Ballance, Forstner és Murray* 1987. évi tanulmányukban két másik értelmezést is felajánlanak. Ezek szerint az indexek segítségével egyrészt rangsorolhatjuk a különböző termékeket a komparatív előnyök nagysága szerint. Másrészt az index alkalmazható a termékek bináris típusú elhatárolásának meghatározására annak alapján, hogy egy termékből egy adott országnak komparatív előnye vagy komparatív hátránya van. A három értelmezés felfogható úgy, mint a komparatív előnyök kardinális, ordinális és dichotóm mérésének a kérdése, amelyekre a szerzők egyaránt javasolnak különböző statisztikai tesztek. A komparatív előnyök kardinális mérésére a konzisztenciateszt egyszerű korrelációs együtthatói alkalmasak. Az RCA-indexek mint ordinális mérőszámok konzisztenciatesztje minden egyes RCA-indexpárra kiszámított rangkorrelációs együtthatókon nyugszik. Az RCA-indexek mint dichotóm mércék tesztje egy rendkívül egyszerű el-

járással készíthető. Ki kell számítani mindegyik RCA-párra, hogy mekkora azoknak a termékeknek (termékcsoportoknak) az aránya az összes terméken belül, amelyeknél egyaránt megnyilvánuló komparatív előnyt vagy hátrányt figyelhetünk meg az összehasonlított RCA-indexeknél. Az eltérő RCA-indexeken nyugvó számítások eredményeinek érzékenységi problémáit empirikusan igazolták *Ballance, Forstner és Murray (1987)* számításai. A szerzők, egyszerű statisztikai tesztek alkalmazásával, rámutattak arra, hogy az inkonzisztencia nagyobb akkor, ha a különböző RCA-indexeket kardinális mérőszámként akarjuk értelmezni, mint ha ordinális vagy dichotóm mérceként. Hasonló következtetésre jutottunk a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyeit vizsgálva.

1. tábla

*Az RCA-indexek konzisztenciatesztjei**
a magyar mezőgazdaság 1998. évi komparatív előnyei esetében

Index	Kardinális teszt	Ordinális teszt	Dichotóm teszt (százalék)
<i>B:</i>			
RTA	0,99	0,45	86
lnRXA	0,43	1,00	100
RC	0,37	0,84	86
<i>RTA:</i>			
lnRXA	0,42	0,71	86
RC	0,41	0,89	100
<i>lnRXA:</i>			
RC	0,86	0,84	86

* Kardinális teszt: korrelációs együtthatók az egyes RCA-indexpárok között; ordinális teszt: Spearman-féle rangkorrelációs együtthatók az egyes RCA-indexpárok között; Dichotóm teszt: azon termékcsoportok aránya az összesen belül, amelyeknél egyaránt megnyilvánuló komparatív előnyt vagy hátrányt figyelhetünk meg az összehasonlított RCA-indexeknél.

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, négy számjegyű bontásban.

Noha a vizsgált probléma már régóta ismert, ennek ellenére általában csak önkényesen kiválasztott RCA-indexeket szoktak alkalmazni a megnyilvánuló komparatív előnyök meghatározására. Még ritkábban találkozhatunk olyan tanulmányokkal, amelyek noha különböző RCA-indexeket használnak, a szükséges konzisztenciateszteket is elvégzik (például *Fertő-Hubbard; 2001, 2002*).

A MEGNYILVÁNULÓ KOMPARATÍV ELŐNYÖK STABILITÁSA

Az empirikus kutatások sokszor nem állnak meg ott, hogy meghatározott időpontban vagy időszakban azonosítják a komparatív előnyök szerkezetét, hanem azt is kutatják, miként változtak meg a komparatív előnyök az idő folyamán. A komparatív előnyök stabilitásának mérésére számos eszköz áll rendelkezésre. Legalább kétféle stabilitást különböztethetünk meg. Egyrészt, az RCA-indexek eloszlásának stabilitását egyik periódusról a másikra, másrészt, az RCA-indexek értékének a stabilitását az adott termékcsoportokban egyik periódusról a következőre (*Hinlopen-van Marrewijk; 2001*).

Az első típusú stabilitást számos módon vizsgálhatjuk. Egyrészt *Hoekman és Djankov (1997)* munkáját követve az RCA-indexek két időpont közötti stabilitását korrelációs

együttható kiszámításával ellenőrizhetjük. A 2. táblában a magyar mezőgazdaság export-struktúrájára számítottuk ki a korrelációs együtthatókat a bázisév (1992) és a rákövetkező évek (1993–1998) között. A számításokat elvégeztük négy számjegy mélységig mind a négy RCA-indexre. Eredményeink szerint a korrelációs együtthatók, néhány kivétellel általában magasak. Ez arra utal, hogy a komparatív előnyök szerkezete a vizsgált időszakban nem változott meg lényegesen. A kivétel 1994-ben az RTA-index esetében a legjelentősebb, továbbá csökkenést tapasztalhatunk 1996 és 1998 között a *B*- és az RTA-mutatóknál, amelyek azt jelzik, hogy a komparatív előnyök szerkezete megváltozott az időszak végére, noha ezt a másik két mutató nem erősíti meg egyértelműen.

2. tábla

Az RCA-indexek közötti korrelációs együttható 1992 és 1993–1998 között

Index	Bázisév	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.
		év és a bázisév közötti korreláció					
B	1992	0,82	0,74	0,76	0,84	0,65	0,32
RTA	1992	0,82	0,19	0,79	0,83	0,63	0,33
lnRXA	1992	0,86	0,78	0,76	0,75	0,70	0,63
RC	1992	0,87	0,85	0,74	0,73	0,70	0,70

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, négy számjegyű bontásban.

Másrészt az RCA-indexek stabilitását, *Hinloopen* és *van Marrewijk* (2001) módszerét alkalmazva elemezhetjük a *B*-index eloszlásának vizsgálatával. A 3. tábla háromfajta információt közöl a *B*-index eloszlásáról a magyar mezőgazdaság 1992 és 1998 közötti komparatív előnyeit illetően. Először: a percentilis pontok, *P-z* azt mutatják, ahol *z* értéke 5 és 95 között mozog. Ez részletes információval szolgál a *B*-index kumulatív eloszlásáról. Például, 1992-ben a *P-25* pont értéke 0,27, ami azt jelenti, hogy a megfigyelések 25 százaléka *B*-indexének értéke 1992-ben 0,27 alatt volt. Másodsor: az eloszlás néhány összefoglaló statisztikai mérőszámát is bemutatjuk: az átlagot, a maximumot és a szórást. 1992-ben ezek értékei 2,62, 29,03, illetve 4,59 voltak. Harmadsor: a *B*-index értékeit *B-z* is láthatjuk, ahol *z* egy és nyolc között található. Például, a *B-4* pont 1992-ben 0,82 volt, ami azt jelenti, hogy a megfigyelések 82 százalékának *B*-indexe 4 alatt volt, következésképpen 18 százalékuk 4 fölött volt.

A vizsgált időszakban a medián minden évben kisebb volt, mint az átlag, ami arra utal, hogy a *B*-index eloszlása jobbra elnyúló. Ez felveti a *B*-index értelmezésének az aszimmetriából fakadó azon problémáját, amelyet korábban már érintettünk: azaz az adott termékcsoport relatív súlyát túlbecsüljük, ha a *B*-index nagyobb, mint egy, azokhoz a jószágcsoportokhoz viszonyítva, amelyeknél a *B*-index értéke kisebb, mint egy (*De Benedictis–Tamberi*; 2001).

A 3. táblában az eloszlás szinte minden mérőszáma azt mutatja, hogy a *B*-index alakjának eloszlása jelentősen megváltozott a vizsgált időszakban. Az egyes cellák értékei jórészt folyamatosan csökkentek. Míg 1992-ben a megfigyelések 50 százalékának *B*-indexe 0,95 alatt volt, addig 1998-ban csak 0,34 volt, azaz az eloszlás balra tolódott. Az átlag jelentősen csökkent 1993 után, míg a maximum és a szórás értéke ingadozott, lefelé tartó trendet mutatva. Az egynél kisebb *B*-értékek aránya (ahol komparatív hátrányt figyelhe-

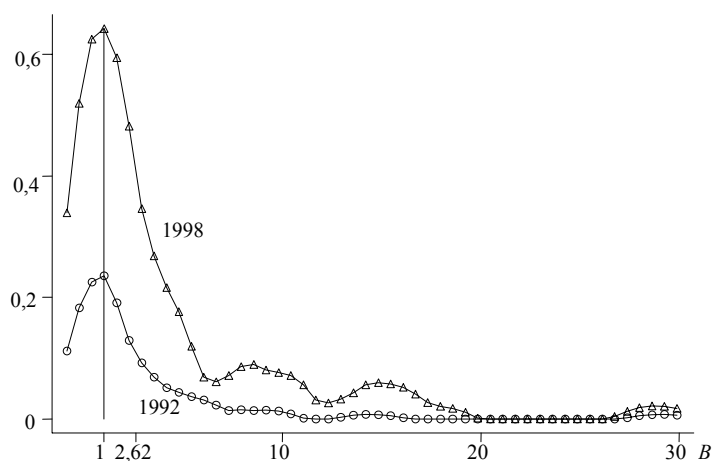
tünk meg) az összes megfigyelésben 44 százalékról 56 százalékra emelkedett. Hasonlóan, a kettőnél kisebb *B*-indexek részesedése is jelentősen, 64-ről 82 százalékra növekedett. Ez az emelkedő tendencia a kettőnél nagyobb *B*-indexek esetében már nem olyan erős.

3. tábla

<i>A B-index empirikus eloszlása</i>							
Megnevezés	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.
	évben						
<i>P</i> -5	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00
<i>P</i> -10	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,00
<i>P</i> -25	0,27	0,14	0,21	0,14	0,07	0,08	0,08
<i>P</i> -50	0,95	0,92	0,84	0,68	0,70	0,43	0,34
<i>P</i> -75	2,60	2,90	2,46	2,15	1,94	1,16	1,03
<i>P</i> -90	5,52	6,07	4,00	4,07	4,68	3,04	2,74
<i>P</i> -95	9,20	11,00	11,06	8,34	8,22	4,84	4,24
Átlag	2,62	2,80	2,07	1,85	1,97	1,14	1,05
Maximum	29,03	32,63	12,65	12,66	17,69	9,14	7,99
Szórás	4,59	5,16	3,03	2,71	3,28	1,76	1,55
<i>B</i> <1	0,44	0,51	0,49	0,51	0,44	0,49	0,56
<i>B</i> <2	0,64	0,65	0,64	0,73	0,75	0,82	0,82
<i>B</i> <4	0,82	0,78	0,87	0,85	0,84	0,91	0,93
<i>B</i> <8	0,93	0,91	0,93	0,93	0,95	0,98	1,00

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

Annak érdekében, hogy értékelni tudjuk a jelzett változások statisztikai szignifikanciáját, kétoldali Wilcoxon-féle rangösszegpróbát hajtottunk végre. A nullhipotézis az volt, hogy nincs eltérés a bázisév (1992) és a rá következő évek (1993–1998) *B*-indexeinek eloszlása között. Eredményeink azt mutatták, hogy öt százalékos konfidenciaszinten elvethetjük azt a hipotézist, hogy a *B* indexek eloszlása változatlan maradt. Összegezve, eredményeink azt mutatják, hogy a korrelációs együtthatókon alapuló elemzéssel szemben a *B*-index eloszlása megváltozott.

2. ábra. *A B*-indexek Kernel sűrűségfüggvénye 1992-ben és 1998-ban

A B -indexek eloszlásának alakját grafikusán Kernel sűrűségfüggvénnyel is elemezhetjük (Brasili–Epifani–Helg; 2000). A 2. ábra a B -indexek Kernel sűrűségfüggvényét mutatja vizsgálatunk kezdő (1992), illetve záró (1998) időpontjában.

Az ábrán a görbék alakja aszimmetrikus, jobbra elnyúló mindkét évben, ahogy ezt várhattuk az eloszlás különböző mutatói alapján. Érdekes ezen a ponton megjegyezni, hogy Hinloopen és van Marrewijk (2001) várakozásaival szemben a B -index eloszlása esetünkben nem monoton csökkenő. A Kernel sűrűségfüggvény görbéje 1992 és 1998 között felfelé tolódott, a B -indexek eloszlásának a hegye magasabb lett és meredekebbé vált. A B -indexek értékének a többsége közelebb került az eloszlás móduszához és egymáshoz is. A 2. ábrán az is megfigyelhető, hogy az egynél kisebb termékek aránya jelentősen növekedett, azaz Magyarország számos árucsoport esetében elveszítette komparatív előnyeit. Ugyanakkor a görbe nem mozdult el jobbra, ami azt jelzi, hogy a specializáció nem növekedett a vizsgált periódusban.

Dalum, Laursen és Villumsen (1998) javaslatát követve regressziós elemzést alkalmazhatunk annak vizsgálatára, hogy a B -index szintje mennyire és hogyan változott. A szerzők az RSCA-mutatót (/7/ egyenlet) használták, hogy elkerüljék a B -index eloszlásának ferdeségéből származó problémákat. Ennek megfelelően a következő regressziót becsülték:

$$RSCA_{ij}^{t2} = \alpha_i + \beta_i RSCA_{ij}^{t1} + \varepsilon_{ij}, \quad /9/$$

ahol $t1$ és $t2$ a kezdő és a végső évet jelölik. A függő változót, RSCA-t $t2$ időpontban i szektorban j országban tesztelték a független változóval, amelyből RSCA $t1$ a megelőző év, α és β a standard lineáris regresszió paraméterei és ε a maradéktag. A regresszió mögött meghúzódó megfontolás az, hogy ha $\beta=1$, akkor az RSCA-index eloszlásának $t1$ és $t2$ időszak közötti változatlanágát mutatja. Ha $\beta > 1$, akkor az adott ország még jobban azon termékek gyártására szakosodik, amelyekre már korábban is specializálódott, illetve egyre kevésbé azokra a termékekre, amelyekre korábban nem. Más szavakkal, az adott ország már meglévő specializációja tovább erősödött. Ha $0 < \beta < 1$, ez azt jelenti, hogy azon a termékcsoportok, amelyek a kezdetben alacsony vagy negatív RSCA-indexekkel voltak jellemezhetők, értéke időközben növekedett, míg a magas és pozitív RSCA-indexekkel rendelkező termékcsoportok értéke csökkent. Speciális esetben, ha $\beta < 0$, ez arra utal, hogy az index előjele megváltozott. Dalum, Laursen és Villumsen (1998) rámutattak arra, hogy $\beta > 1$ nem szükséges feltétele az általános specializáció növekedésének. Ezért a szerzők Cantwell (1989) munkáját követve, úgy érvelnek, hogy megmutatható:

$$\sigma_i^{2t2} / \sigma_i^{2t1} = \beta_i^2 / r_i^2, \text{ ezért } \sigma_i^{t2} / \sigma_i^{t1} = |\beta_i| / |r_i|, \quad /10/$$

ahol r a korrelációs koefficiens a regressziós egyenletből és σ^2 a függő változó varianciája. A /10/ egyenletből az következik, hogy adott eloszlás szerkezete változatlan marad, ha $\beta=r$. Ha $\beta > r$, akkor a specializáció foka növekszik, míg ha $\beta < r$ akkor a specializáció foka csökken.

A 4. tábla azt mutatja, hogy a β értékek jelentősen eltérnek nullától, illetve pozitívak. Ez arra utal, hogy elvethetjük a kereskedelem szerkezete irányának megfordulásáról szóló hipotézist. A β/r értékek azt mutatják, hogy a megnyilvánuló komparatív előnyök szerkezete

konvergált. A β/r arányok azonban közel vannak egyhez, ami azt jelzi, hogy a B -index eloszlása nem változott meg alapvetően. Más szavakkal, a regressziós elemzés megerősíti korábbi, korrelációs együtthatókon alapuló eredményeinket, miszerint az EU-val folytatott magyar agrárkereskedelem szerkezete nem változott meg jelentősen a vizsgált időszakban. Ez az eredmény azonban ellentmond a B -index eloszlásának vizsgálatán alapuló következtetésnek, miszerint a kereskedelem specializációja jelentősen megváltozott. Az eltérő eredmények az alkalmazott módszerek különbözőségeire vezethetők vissza.

4. tábla

A B-index stabilitása 1998 és 1992 között

Év	α	β	r	β/r	J-B*
1992	-0,303	0,709	0,791	0,896	27,589
1993	-0,276	0,705	0,816	0,864	55,468
1994	-0,244	0,779	0,866	0,899	24,231
1995	-0,213	0,898	0,918	0,935	3,618
1996	-0,187	0,786	0,893	0,880	46,384
1997	-0,049	0,908	0,910	0,998	77,240

* Jarque–Bera-teszt: $\chi^2_{2,5\%} = 5,99$.

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

Végezetül, a *Dalum, Laursen és Villumsen* (1998), valamint *Laursen* (1998) által javasolt normalizációs eljárás eredeti szándékai ellenére a Jarque–Bera-teszt azt mutatja, hogy a hibátag normalitására vonatkozó hipotézist a hat regresszióból öt esetben elvethetjük.

A második típusú stabilitást kétféle módon is megvizsgálhatjuk. Az első módszert – durva megközelítést – *Hoekman és Djankov* (1997) fejlesztette ki. Ez a módszer azoknak a termékeknek a relatív súlyát méri, amelyeknek megnyilvánuló komparatív előnye (RCA) volt egy t időszakban, de megnyilvánuló komparatív hátránya (RDA) volt $t+1$ időszakban, illetve fordítva.

5. tábla

A magyar agrárexport szerkezetének változása 1992 és 1998 között

Index	A termékcsoportok aránya teljes exportban ahol:			
	RCA ₉₂ és RDA ₉₈		RDA ₉₂ és RCA ₉₈	
	1992-ben	1998-ban	1992-ben	1998-ban
B	8,4	1,4	2,6	2,7
RTA	5,1	1,8	7,0	1,3
lnRXA	8,4	1,4	2,6	2,7
RC	5,1	1,8	7,0	1,3

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, négy számjegyű bontásban.

A számításokat négy számjegy mélységig mindegyik RCA-index esetében elvégeztük. Az 5. tábla azt mutatja, hogy azoknak a termékeknek az aránya az EU-ba szállított

magyar mezőgazdasági exportban, amelyeknek megnyilvánuló komparatív hátránya volt a bázisidőszakban, majd komparatív előnye lett 1998-ra, illetve fordítva, 12 százaléknál alacsonyabb. Érdekes megjegyezni, hogy azoknak a termékeknek az aránya, amelyeknek megnyilvánuló komparatív előnyei (hátrányai) megváltoztak, csökkentek a vizsgált időszakban. A korrelációs és a regressziós elemzéshez hasonlóan ez arra utal, hogy hazánk megnyilvánuló komparatív előnyei nem változtak jelentősen a kilencvenes évek folyamán.

A második módszert *Proudman és Redding* (2000) javasolta először az empirikus munkákban, majd *Brasili, Epifani és Helg* (2000), valamint *Hinloopen és van Marrewijk* (2001) alkalmazták. Lényege, hogy átmenet-valószínűségi mátrixokat alkalmaznak a *B*-index tartósságának és mobilitásának meghatározására. *Hinloopen és van Marrewijk* munkáját követve négy csoportba oszthatjuk a *B*-indexeket, amelyek könnyen értelmezhetők:

a osztály: $0 < B \leq 1$,
b osztály: $1 < B \leq 2$,
c osztály: $2 < B \leq 4$,
d osztály: $4 < B$.

Az *a* osztályba azok a termékek tartoznak, amelyeknél nincs komparatív előny. A másik három osztály – *b*, *c* és *d* – a komparatív előnyökkel rendelkező termékeket mutatja, megközelítően a következő csoportosításban: gyenge komparatív előny (*b* osztály), közepes komparatív előny (*c* osztály) és erős komparatív előny (*d* osztály).

Az általunk becsült átmenet-valószínűségi mátrix egy hétéves perióduson alapul, és a valószínűségeket hasonlítja össze közvetlenül – azaz egyik állapotból a másikba való kerülés relatív gyakoriságát – a kezdő év (1992) és a záró év (1998) között. A 6. táblában a kezdő eloszlás azt mutatja, milyen volt a *B*-indexek eloszlása az egyes osztályközökben 1992-ben, míg a végső eloszlás ugyanezt jelzi a vizsgált időszak végére, 1998-ra. A határeloszlás azt mutatja, mi történne, ha a vizsgált időszakban megfigyelhető változások a *B*-index eloszlásában meghatározatlan ideig tartanának. A határeloszlást azonban nem szabad a jövőre vonatkozó előrejelzésként értelmezni, hanem csupán az idősorban bekövetkező mozgások jeleként.

6. tábla

<i>A B-index átmenet-valószínűségi mátrixa</i>				
1992	1998			
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
<i>a</i>	0,92	0,04	0,04	0,00
<i>b</i>	0,75	0,25	0,00	0,00
<i>c</i>	0,50	0,30	0,10	0,10
<i>d</i>	0,10	0,20	0,40	0,30
Kezdő eloszlás	0,49	0,15	0,18	0,18
Végső eloszlás	0,67	0,15	0,11	0,07
Határeloszlás	0,89	0,06	0,04	0,01

Megjegyzés: saját számítás SITC-rendszerben, három számjegyű bontásban.

A 6. táblában az átlóban levő elemek azt mutatják, hogy az egynél kisebb B -indexű megfigyelések meglehetősen immobilak voltak 1992 és 1998 között. Más szavakkal, ha egy terméknek komparatív hátránya volt a vizsgált időszak elején, akkor az többé-kevésbé megmaradt az időszak végére. A közepes és a magasabb értékű indexek azonban jelentős változást mutatnak. Nulla annak a valószínűsége, hogy egy termék az a osztályból a d osztályba, illetve a b osztályból a c vagy a d osztályba kerüljön. Annak a valószínűsége, hogy a komparatív előnyből komparatív hátrány váljék magas a közepes osztályokban b és c esetében (75 és 50 százalék), míg viszonylag alacsony a d osztályban levő termékek számára. A határeloszlás a komparatív előnyökben a kezdő és a záró év között tapasztalható romló trend folytatását mutatja.

Összefoglalva, a kereskedelem alakulását különféle módszerekkel vizsgálva két megállapítást tehetünk. Egyrészt, az RCA-indexek eloszlásának stabilitását egyik időszokról a másikra vizsgálva nem fogalmazhatunk meg egyértelmű állítást. Míg a korrelációs együtthatókon és a regressziós elemzésen alapuló megközelítések azt sugallják, hogy a magyar mezőgazdaság megnyilvánuló komparatív előnyeinek szerkezete inkább stabil maradt, addig a B -index eloszlásának vizsgálata arra utal, hogy a hazai agrárkereskedelem specializációja lényegesen megváltozott a vizsgált időszak alatt. Másrészt, a *Hoekman és Djankov* (1997) által javasolt durva teszt arra utal, hogy a vizsgált időszakban az RCA-indexek értékei nem változtak meg jelentős mértékben. A Markov-mátrixok alkalmazása tovább árnyalja a képet, miszerint a komparatív előnyök értékei inkább konvergáltak egymáshoz. Ez egyébként összhangban van a regressziós elemzés eredményeivel.

Érdeemes hangsúlyozni, ahogy a korábban említett, konzisztencia-teszteket is alkalmazó tanulmányok eredményei arra utalnak, hogy a B -indexek önmagukban inkább csak bináris, mint ordinális vagy kardinális mérceként alkalmazhatók. Következésképpen a B -index stabilitásának vizsgálatát inkább ebben a szűkebb összefüggésben értelmezhetjük.

*

E tanulmányban a komparatív előnyök mérésére eddig kidolgozott eljárásokat vizsgáltuk. A leggyakrabban alkalmazott mérőszám a *Balassa* (1965) által javasolt B -index. Noha a B -indexet számosan bírálták az elmúlt évtizedekben, a korrekciós javaslatok szintén nem mentesek az ellentmondásoktól. Egyrészt: minden indexnek, amely ex post kereskedelmi adatokon alapul, szembe kell néznie azzal a problémával, hogy milyen kapcsolata van a hipotetikus autarkiaiban létező relatív árviszonyokkal. Másrészt: eddig csak korlátozott számú vizsgálat kísérelte meg felderíteni, hogy milyen kapcsolat van a komparatív előnyök indexei és a kereskedelemtorzító intézkedések hatásai között. Harmadrészt: továbbra is megoldatlan az RCA-indexek kapcsolata a kereskedelemelmélethez. Más szavakkal, egyik indexnek sincs megfelelő elméleti megalapozottsága.

Az elmúlt években megnőtt az érdeklődés a kereskedelem változásainak jobb megértése iránt. Ebben az összefüggésben az RCA-indexek vizsgálatára számos statisztikai módszert használtak. A B -index korrekciójára javasolt eljárások, miközben számos hiányosságot megoldanak, újabb problémákat hoznak napvilágra. A B -indexek eloszlásának statisztikai vizsgálata az eddigi korlátozott eredmények szerint továbbra is érdekes információkkal szolgálhat egy ország komparatív előnyeinek állapotáról és változásáról.

Végezetül, megfontolandó, hogy az empirikus kereskedelemelemzésben egyszerre több RCA-indexet is használjunk a komparatív előnyök vizsgálatára. Ebben az esetben

azonban a szükséges konzisztenciatesztek elvégzése elengedhetetlen. Hasonlóan, az eddigieknél szélesebb körben szükséges a Hillman-feltételt alkalmazni az empirikus vizsgálatokban.

IRODALOM

- BALASSA, B. (1965): Trade liberalization and „revealed” comparative advantage. *The Manchester School*, 33. évf. 1. sz. 99–123. old.
- BALLANCE, R. H. – FORSTNER, H. – MURRAY, T. (1985): On measuring comparative advantage: A note on Bowen’s indices. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 121. évf. 2. sz. 346–350. old.
- BALLANCE, R. H. – FORSTNER, H. – MURRAY, T. (1986): More on measuring comparative advantage: A reply. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122. évf. 2. sz. 374–378. old.
- BALLANCE, R. H. – FORSTNER, H. – MURRAY, T. (1987): Consistency tests of alternative measures of comparative advantage. *Review of Economics and Statistics*, 69. évf. 2. sz. 157–161. old.
- BOWDEN, R. J. (1987): A feldolgozóipari külkereskedelem empirikus vizsgálatának fogalmi alapjai: egy konstruktív kritika. In: *Salgó I. – Szegvári I. – Török A. (szerk. és ford.). Külkereskedelem és gazdasági fejlődés. Válogatott tanulmányok, Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest. 191–226. old.*
- BOWEN, H. P. (1983): On the theoretical interpretation of indices of trade intensity and revealed comparative advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 119. évf. 3. sz. 464–472. old.
- BOWEN, H. P. (1985): On measuring comparative advantage: A reply and extension. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 121. évf. 2. sz. 351–354. old.
- BOWEN, H. P. (1986): On measuring comparative advantage: Further comments. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122. évf. 2. sz. 379–381. old.
- BRASIL, A. – EPIFANI, P. – HELG, R. (2000): On the dynamics of trade patterns. *De Economist*, 148. évf. 2. sz. 233–257. old.
- CANTWELL, J. (1989): *Technological innovation and multinational corporations*. Blackwell. Oxford.
- DALUM, B. – LAURSEN, K. – VILLUMSEN, G. (1998): Structural change in OECD export specialisation patterns: de-specialisation and ‘stickiness’. *International Review of Applied Economics*, 12. évf. 3. sz. 423–443. old.
- DAVIS, R. D. (1997): Critical evidence on comparative advantage? North-North trade in a multilateral world. *Journal of Political Economy*, 105. évf. 5. sz. 1051–1060. old.
- DE BENEDICTIS, L. – TAMBERI, M. (2001): A note on the Balassa index of revealed comparative advantage. Kézirat.
- DEARDOFF, A. V. (1980): The general validity of the law of comparative advantage. *Journal of Political Economy*, 88. évf. 5. sz. 941–957. old.
- EITELJÖRGE, U. – HARTMANN, M. (1999): Central-Eastern Europe food chains competitiveness. In: *The European agro-food system and the challenge of global competition*. ISMEA. Rome.
- FERTŐ I. – HUBBARD, L. J. (2001): Versenyképesség és komparatív előnyök a magyar mezőgazdaságban. *Közgazdasági Szemle*, 48. évf. 1. sz. 31–43. old.
- FERTŐ I. – HUBBARD, L. J. (2002): Megnyilvánuló komparatív előnyök és versenyképesség a magyar élelmiszer-gazdaságban. *Külgazdaság*, 46. évf. 9. sz. 46–58. old.
- GREENAWAY, D. – MILNER, C. (1993): *Trade and industrial policy in developing countries: a manual of policy analysis*. Macmillan. Basingstoke.
- HALPERN L. (1994): Comparative advantage and likely trade patterns of CEECs. In: *R. Faini-Portes, R. (szerk.): EU trade with Eastern Europe: Adjustment and opportunities*. London. CEPR. 61–85. old.
- HILLMAN, A. L. (1980): Observation on the relation between ‘revealed comparative advantage’ and comparative advantage as indicated by pre-trade relative prices. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 116. évf. 2. sz. 315–321. old.
- HINLOOPEN, J. – VAN MARREWIK, C. (2001): On the empirical distribution of the Balassa index. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137. évf. 1. sz. 1–35. old.
- HOEKMAN, B. – DJANKOV, S. (1997): Determinants of the export structure of countries in Central and Eastern Europe. *World Bank Economic Review*, 11. évf. 3. sz. 471–487. old.
- KUNIMOTO, K. (1977): Typology of trade intensity indices. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 11. évf. 1. sz. 15–32. old.
- LAFAY, J. (1992): The measurement of revealed comparative advantages. In: *Dagenais, M. G. – Monet, P. A. (szerk.): International trade modelling*. Chapman and Hall, London. 209–234. old.
- LAURSEN, K. (1998): *Revealed comparative advantage and the alternatives as measures of international specialisation*. DRUID Working Paper No. 98–30. old. Aalborg University.
- MARCHESE, S. – DE SIMONE, F. N. (1989): Monotonicity of indices of revealed comparative advantage: Empirical evidence on Hillman’s condition. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 125. évf. 1. sz. 158–167. old.
- OLPER, A. (2001): Determinants of agricultural protection: The role of democracy and insitutional setting. *Journal of Agricultural Economics*, 52. évf. 2. sz. 75–91. old.
- PETERSON, E. W. F. – VALLURU, S. R. K. (2000): Agricultural comparative advantage and government policy interventions. *Journal of Agricultural Economics*, 51. évf. 3. sz. 371–387. old.
- PROUDMAN, J. – REDDING, S. (2000): Evolving patterns of international trade. *Review of International Economics*, 8. évf. 3. sz. 373–396. old.
- RICHARDSON, J. D. – ZHANG, C. (1999): Revealing comparative advantage: Chaotic or coherent patterns across time and sector and U.S. trading partner. NBER Working Paper No. 7212
- The Uruguay round: A preliminary evaluation of the impacts of agreement on agriculture in the OECD countries* (1995). OECD. Paris.

- TÖRÖK Á. (1996): *A versenyképesség-elemzés egyes módszertani kérdései*. Versenyben a világgal, Műhelytanulmányok 8. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest.
- TYERS, R. – ANDERSON, K. (1988): Liberalising OECD agricultural policies in the Uruguay round: Effects on trade and welfare. *Journal of Agricultural Economics*, 39. évf. 2. sz. 197–216. old.
- TYERS, R. – ANDERSON, K. (1992): *Disarray in world food markets: A quantitative assessment*. Cambridge University Press, New York.
- VAN BASTELAER, T. (1998): The political economy of food pricing: An extended empirical test of the interest group approach. *Public Choice*, 96. évf. 1. sz. 43–60. old.
- VOLLRATH, T. L. (1987): *Revealed competitive advantage for wheat*. Economic Research Service Staff Report No. AGES861030, United States Department of Agriculture, Washington, D. C.
- VOLLRATH, T. L. (1989): *Competitiveness and protection in world agriculture*. Agricultural Information Bulletin No. 567, Economic Research Service, United States Department of Agriculture, Washington, D. C.
- VOLLRATH, T. L. – DE HUU VO (1990): Agricultural competitiveness in an independent world. *Agriculture and governments in an independent world*. International Association of Agricultural Economists Occasional Paper No. 5. Gower, Hampshire (England) 141–150. old.
- VOLLRATH, T. L. (1991): A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantage. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130. évf. 2. sz. 265–279. old.
- YEATS, A. J. (1985): On the appropriate interpretation of the revealed comparative advantage index: implication of a methodology based on industry sector analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 121. évf. 1. sz. 61–73. old.

SUMMARY

It is a common approach in the empirical trade literature to analyse comparative advantage and trade specialisation employing various indices of revealed comparative advantage (RCA). The study investigates methodological issues relating to indices of RCA. First, it analyses the theoretical shortcomings of RCA indices. Second, it explores the pros and cons of the RCA indices in empirical analysis. Finally, it shows commonly used strategies in order to investigate the dynamics of RCA.

LOGISZTIKUS REGRESSZIÓS EREDMÉNYEK ÉRTELMEZÉSE*

BARTUS TAMÁS

A tanulmány azt vizsgálja, hogy logisztikus regressziós modellek értelmezésére jobban alkalmasak-e a marginális hatások (feltételes valószínűségek különbségei), mint a nyers paraméterbecslések vagy az azokból számolt esélyhányadosok. Az esélyhányados és a marginális hatás közötti alapvető eltérés az, hogy míg az esélyhányados csak a paraméterbecslés függvénye, a marginális hatás viszont függ más változók értékeitől és paraméterbecsléseitől is. A marginális hatás elméletének és becslési módszereinek tisztázása után példákkal mutatom be, hogy az esélyhányados hamis képet festhet az oksági kapcsolat pontos nagyságáról, valamint multinomiális logisztikus regressziós modelleknél az oksági kapcsolat irányáról. A tanulmány néhány javaslatot fogalmaz meg a regressziós eredmények publikálásával kapcsolatban.

TÁRGYSZÓ: Esélyhányados. Marginális hatás. Logisztikus regresszió.

A tanulmány a logisztikus regressziós eredmények értelmezésével foglalkozik. Ideális esetben a statisztikai bizonyítékok értelmezése oksági kapcsolatok nagyságának megállapítását jelenti, hiszen a kutatást motiváló elméletek, hipotézisek, gondolatok legtöbbször változók oksági kapcsolatát fogalmazzák meg. Meglepő módon a kutatási beszámolók többsége nem fordítja le a statisztikai bizonyítékokat a kutatást motiváló elmélet nyelvére (*King–Tomz–Wittenberg*; 2000). Az empirikus eredmények értelmezésének általános gyakorlata a szignifikáns hatások megállapítása. Tegyük fel, hogy az elméleti érdeklődés középpontjában levő változó paraméterbecslése egy regressziós modellben szignifikáns és a paraméter előjele konzisztens az elmélettel. Ezt a tényt a kutatók zöme úgy értelmezi, hogy az említett változónak szignifikáns hatása van, és ezért arra következtet, hogy az adatok alátámasztják az elméletet. A következtetés alapjául szolgáló értelmezés azonban kétséges. A probléma az, hogy az értelmezés összekeveri a szignifikáns fogalom két teljesen eltérő jelentését: a statisztikai szignifikanciát, valamint az elméleti jelentőséget (*Mulaik–Raju–Harshman*; 1997).¹ Ha statisztikai szignifikanciáról van szó, akkor a „statisztikailag szignifikáns hatása van” kifejezés csak annyit jelent,

* A tanulmány a TÁRKI-ban 2002. január 9-én tartott előadás, valamint a *Bertalan László* emlékére rendezett konferencián (2002. március 25–26. Budapest) megtartott előadás anyagának továbbfejlesztett változata. Hasznos megjegyzéseikért köszönettel tartozom *Kéző Gábornak*, *Lengyel Györgynek*, *Rudas Tamásnak* és *Tardos Róbertnek*. Külön köszönöm *Tóth István Györgynek*, hogy rendelkezésemre bocsátotta a tanulmányban használt adatokat.

¹ Ez a kettős jelentés különösen az angol *significant* kifejezés jelentésein érezhető.

hogy „hatása van”. A „statisztikailag szignifikánsan” jelző redundáns, mert a mintából csak akkor következtetünk valóságos hatásra, ha a paraméterbecslés szignifikáns. (Ha a becslés szignifikáns, van hatás; ha a becslés nem szignifikáns, nem tudjuk, van-e hatás.) Ha viszont a „szignifikáns hatása van” kifejezés azt jelenti, hogy „jelentős, komoly hatása van”, akkor a következtetés megalapozatlan, hiszen teljesen önkényes egy paraméterbecslést fontos hatásként feltüntetni, ha a szóban forgó becslést nem hasonlítjuk össze más változók hatásával, vagy pedig egy elméleti szempontok alapján előre megállapított hatásmagysággal. A probléma tehát az, hogy a szignifikáns hatások megállapítása olyan gyakorlat, amely helytelen, vagy megalapozatlan értelmezéshez vezet. Ezért az értelmezésből levont tartalmi következtetés sem lehet helyes és megalapozott. A probléma természetesen elkerülhető, ha a kutató kísérletet tesz a paraméterbecslések összehasonlítására.

Tanulmányom tehát logisztikus regresszióval becsült paraméterek értelmezésével foglalkozik.² Logisztikus regressziós modellekben a függő változó kategorikus, az egyes kategóriák bekövetkezésének a valószínűsége a függő változók és azok paramétereinek nemlineáris (logisztikus) függvénye. A logisztikus regressziós modelleket használó kutatók gyakran az esélyhányadosok terminusaiban értelmezik a becslési eredményeket. A tanulmányban bizonyítani próbálok, hogy sem a nyers paraméterbecslések, sem az esélyhányadosok nem engedik meg eltérő hatások pontos összehasonlítását. Sőt, bonyolultabb logisztikus regressziós modellekben az esélyhányadosok még a hatás irányának a megállapítását sem teszik mindig lehetővé. Az esélyhányadosok használatának a kritikája mellett van egy másik célom is. Egy olyan módszert fogok bemutatni, amely lehetővé teszi a paraméterbecslések mögött rejtő oksági hatások becslését és összehasonlítását. A módszer lényege a becslési eredmények értelmezése feltételes várható értékek különbségeinek (marginális hatások)³ terminusaiban (Long; 1997, Greene; 2000, King–Tomz–Wittenberg; 2000).⁴

Érvelésem szerint jó okunk van arra, hogy oksági kapcsolatok erejét feltételes várható értékek különbségeként – azaz marginális hatásokkal – mérjük. Logisztikus regressziós modelleknél egy változó marginális hatása nemcsak a változó paraméterbecslésétől függ, hanem más változók értékeitől és paraméterbecsléseitől is (Long; 1997, Greene; 2000). Az esélyhányados viszont csak a vizsgált változó paraméterbecslését veszi figyelembe. Ezért az esélyhányados bizonyos feltételek mellett tévesen mutatja meg a feltételezett oksági kapcsolat nagyságát és irányát.

A tanulmány első részében a marginális hatás feltételes valószínűségek különbségére épülő fogalmát, a fogalom filozófiai háttérét, valamint a marginális hatás becslésének (rögzítés és átlagolás) módszereit ismertetem. Ebben az oksági következtetések filozófiai és statisztikai irodalmára, valamint a marginális hatás becslését tárgyaló irodalomra támaszkodik. A második részben különböző példákkal fogom illusztrálni, hogy – az átlagolás módszerével becsült marginális hatásokat figyelembe véve – a nyers paraméterbecslések, illetve az esélyhányadosok hamis képet festenek a változók közötti összefüggés nagy-

² Írásomban nem foglalkozom az ökonometriában népszerű probit modellekkel, mivel ezeket nem lehet értelmezni az esélyhányadossal. Tanulmányom egyik fő célja pedig kétségbe vonni azt a nézetet, miszerint az esélyhányadosok alkalmasak a becslési eredmények értelmezésére.

³ A marginális hatás itt a releváns szakirodalomban található *marginal effect* kifejezés tükörfordítása.

⁴ Tanulmányom nem foglalkozik azzal a kérdéssel, hogy milyen feltételek mellett értelmezhetők a regressziós paraméterek oksági hatásként, és milyen feltételek mellett tekinthetők a paraméterbecslések az oksági hatás konzisztens becsléseinek. Erről a problémáról lásd például Sobel (1998), Winship és Morgan (1999), valamint Goldthorpe (2001) tanulmányait.

ságáról és irányáról. A példánál nemcsak az esélyhányadosok kudarcait fogom megmutatni, hanem – empirikusan tesztelhető és alátámasztott – magyarázatokat is adok a kudarcokra. Ezek a magyarázatok azokra a feltételekre hívhatják fel a kutatók figyelmét, amelyek mellett az esélyhányadosokon alapuló értelmezés egybeeshet a marginális hatáson alapuló értelmezéssel. A tanulmány harmadik része néhány gyakorlati tanácsot fogalmaz meg a logisztikus regressziót használó kutatóknak.

A MARGINÁLIS HATÁS DEFINÍCIÓJA, ELMÉLETI HÁTTERE, BECSLÉSI MÓDSZEREI

Az empirikus elemzések talán legfontosabb célja az, hogy megállapítsa az elmélet által előre jelzett oksági kapcsolat irányát és nagyságát. Az eredmények értelmezésnek ekkor olyan gyakorlatnak kell lennie, amely a statisztikai bizonyítékokat lefordítja az oksági kapcsolatok nyelvére. Amikor a kutatók elméleteket, modelleket fogalmaznak meg, rendszerint várható értékek vagy valószínűségek változásainak terminusaiban fogalmazzák meg az oksági kapcsolatokat vagy ezek empirikus következményeit.

Probabilisztikus okság és a marginális hatás mérése

Hume óta elfogadott az a nézet, hogy az oksági kapcsolat fennállásának három feltétele van: 1. ok és okozat tér- és időbeli összekapcsolódása, 2. az ok megelőzi az okozatot, valamint 3. az ok és az okozat közötti kapcsolat állandó vagy szükségszerű (Suppes; 1970). Az empirikus elemzés fázisában különösen a harmadik kritérium tisztázása fontos ahhoz, hogy a megfigyelt szabályszerűségeket oksági kapcsolatként tudjuk értelmezni.⁵ Az oksággal foglalkozó irodalomban (Suppes; 1970, Lieberson; 1985, Sobel; 1998, Winship–Morgan; 1999) rendszerint vagy a statisztikai függőség, vagy az okság tényellentétes fogalmát használják a harmadik kritérium kifejtéséhez.

Tegyük fel, hogy az x és y változók egy C , illetve egy E esemény bekövetkezését mérik.⁶ Ha C bekövetkezik, akkor $x=1$, míg ha C nem következik be, akkor $x=0$. Hasonlóan, $y=1$, ha E bekövetkezik, míg $y=0$, ha E nem következik be. Tegyük fel azt is, hogy C hamarabb következik be, mint E . Az x és y változók között akkor áll fenn oksági kapcsolat, ha C esemény oka E eseménynek. Az okság tényellentétes felfogása alapján C akkor és csak akkor oka E -nek, ha két feltétel teljesül. Az első feltétel az, hogy ha C bekövetkezik, akkor nagy valószínűséggel E is bekövetkezik, azaz a $P(y=1|x=1)$ valószínűség nagy. A második feltétel az, hogy ha C nem következett volna be, akkor nagy valószínűséggel E sem következett volna be, azaz a $P(y=0|x=0)$ valószínűség is nagy. Mivel

⁵ Tanulmányom nem foglalkozik az okság első két kritériumával. Habár az időbeli sorrend figyelembevétele szükséges feltétele az adatelemzés helyességének, az időbeliség nem vet fel további fogalmi problémákat. Az első kritérium empirikus kutatás számára releváns módosítására kitűnő példa az eseménytörténet-elemzés (Blossfeld–Rohwer; 1995, Pötter–Blossfeld; 2001). Érdemes megjegyezni, hogy az oksági elemzés Lazarsfeld által kidolgozott módszerében az első és a harmadik kritériumok megfogalmazása eltér az itt ismertetettől (Hyman; 1955).

⁶ A változók és az események nyelvének analitikus szétválasztása és együttes használata két okból célszerű. Egyrészt a filozófiai irodalomban, ahonnan az okság tényellentétes felfogását a statisztika kölcsönvette, az okságot nem változók, hanem események között fennálló kapcsolatként elemzik. Másrészt, elméleti szempontból kiemelt jelentősége van annak, hogy változók oksági kapcsolatát események között fennálló oksági kapcsolatra redukáljuk. Régi és közismert gondolat a társadalomtudományokban, hogy az empirikus munkában feltárt statisztikai összefüggések csak akkor értelmezhetők oksági összefüggésként, ha feltárjuk, milyen folyamatok, mechanizmusok húzódnak meg a statisztikai összefüggések mögött. Az események nyelve természetesen a folyamatok, mechanizmusok leírását szolgálja.

$P(y=0|x=0)=$
 $=1-P(y=1|x=0)$, a második feltétel úgy is kifejezhető, hogy $P(y=1|x=0)$ kicsi. Ezek alapján x változó csak akkor gyakorol (pozitív) oksági hatást y -ra, ha

$$P(y=1|x=1) > P(y=1|x=0).^7$$

Az oksági kapcsolatok erejének mérésekor tehát a $P(y=1|x=1)$ és a $P(y=1|x=0)$ feltételes valószínűségeket összehasonlítása a cél. Az összehasonlítás eszköze a marginális hatás, azaz feltételes várható értékek különbsége. A marginális hatás, $\Delta P(y=i|x)$ meghatározása a következő:

$$\Delta P(y=1|x) = P(y=1|x=1) - P(y=1|x=0). \quad /1/$$

A marginális hatásnak van három olyan tulajdonsága, amely nagyon egyszerűvé teszi értelmezését. Az első tulajdonság az, hogy a marginális hatás értékészlete korlátos, mivel valószínűségeket különbsége: a marginális hatás abszolút értéke legfeljebb 1 lehet. A második kedvező tulajdonság az, hogy a szélső értékek világos elméleti jelentéssel bírnak: a marginális hatás abszolút értékei közül a 0 a kapcsolat hiányát (a statisztikai függetlenséget), az 1 pedig a kapcsolat determinisztikus jellegét mutatja. A harmadik kedvező tulajdonság az, hogy a marginális hatás szimmetrikus: ha a marginális hatás értéke α , és a függő vagy a független kódolását felcseréljük, a marginális hatás új értéke $-\alpha$ lesz.

*A marginális hatás becslése kategorikus függő változójú regressziós modelleknél*⁸

Az oksági kapcsolatok tanulmányozásához többváltozós regressziós modelleket használnak a kutatók. Bemutatom, hogyan alkalmazható a marginális hatás definíciója regressziós modelleknél. Legyen y a kategorikus függő változó, x pedig az a független változó, amelynek y -ra gyakorolt hatását tanulmányozzuk. Legyen β az x változó paraméterbecslése, \mathbf{z} a kontroll változók, valamint a konstans vektora, γ pedig a kontroll változók és a konstans paraméterbecsléseit tartalmazó vektor. Legyen $F(\bullet)$ az az eloszlásfüggvény, amely $\beta x + \gamma \mathbf{z}$ értékeit leképezi a $[0,1]$ intervallumra. Azaz, $P(y=1|x,\mathbf{z})=F(\beta x + \gamma \mathbf{z})$. Legyen $f(\bullet)$ függvény az $F(\bullet)$ függvénynek megfelelő sűrűségfüggvény, azaz $F(\bullet)$ $\beta x + \gamma \mathbf{z}$ szerint vett deriváltja. Ha x egy dummy változó, akkor x marginális hatása /1/ alapján a következő:

$$\Delta P(y=1|x,\mathbf{z}) = P(y=1|\gamma \mathbf{z},x=1) - P(y=1|\gamma \mathbf{z},x=0) = F(\gamma \mathbf{z},x=1) - F(\gamma \mathbf{z},x=0). \quad /2/$$

⁷ Ugyanez az összefüggés következik a statisztikai függőség elvéből is. E esemény statisztikailag függ C eseménytől, ha $P(E|C) \neq P(E)$. Ezért x és y változók között csak akkor áll fenn pozitív oksági kapcsolat, ha $P(E|C) > P(E)$ (Suppes; 1970). Mivel $P(y=1) = P(y=1|x=1)P(x=1) + P(y=1|x=0)P(x=0)$ és $P(x=0) = 1 - P(x=1)$, a $P(y=1|x) > P(y=1)$ egyenlőtlenség átalakítható a $P(y=1|x=1) > P(y=1|x=0)$ [1 - P(x=1)] egyenlőtlenséggé. Ha C bekövetkezési valószínűsége egynél kisebb, az egyenlőtlenség mindkét oldala osztható [1 - P(x=1)]-gyel, és megkapjuk az első egyenlőtlenséget. Ha C tényleg oka E -nek, a $P(x=1) < 1$ feltételes elengedhetetlen, hiszen nem lehet ok egy olyan esemény, amelynek bekövetkezése nem manipulálható (Sobel; 1998).

⁸ Ez a szakasz túlnyomó részben Long (1997) és Greene (2000) munkáinak megfelelő részein alapul.

Folytonos változók esetén a feltételes valószínűségek különbsége helyett célszerű a $P(y=1|x,z)$ feltételes valószínűség x szerint vett parciális deriváltját tanulmányozni. Azaz, a marginális hatás jelentése folytonos változóknál az, hogy mennyivel változik az esemény bekövetkezésének valószínűsége, ha x végtelenül kis mennyiséggel növekszik. Tehát, ha x folytonos, akkor x marginális hatása

$$\Delta P(y=1|x,z) = \partial P(y=1)/\partial x = [\partial P(y=1)/\partial(\beta x + \gamma z)]\beta = f(\beta x + \gamma z)\beta. \quad /3/$$

Elképzelhető az a gyakorlat, hogy x változó hatásának értelmezésekor kizárólag β irányára és nagyságára hagyatkozzunk. Ez azon alapul, hogy lineáris regresszió esetén a marginális hatás egyenlő a paraméterbecsléssel. Tegyük fel, hogy egy esemény bekövetkezését lineáris regresszióval modellezzük. (Ez a modell a lineáris valószínűségi modell. A lineáris valószínűségi modell használata statisztikai szempontból nem szerencsés, de ettől ebben az esetben eltekinthetünk). Lineáris regressziónál $F(\beta x + \gamma z) = \beta x + \gamma z$. Ezért x dummy marginális hatása:

$$\Delta P(y=1|x,z) = [\beta(1) + \gamma z] - [\beta(0) + \gamma z] = \beta.$$

Ugyanez az eredmény, ha x folytonos $\partial P(y=1)/\partial x = \beta$. Lineáris regressziónál tehát x marginális hatása egyenlő x paraméterbecslésével (β), ezért a marginális hatások gyorsan és könnyen megállapíthatók a megfelelő paraméterbecslések segítségével.

Bonyolultabb a helyzet akkor, ha a szóban forgó esemény bekövetkezését binomiális logisztikus regresszióval tanulmányozzuk. Ebben a modellben az esemény bekövetkezésének a valószínűségét a következő nemlineáris egyenlet határozza meg:

$$P(y=1|x,z) = [1 + \exp(-\beta x - \gamma z)]^{-1}.$$

Az x dummy változó egységnyi növekedésének a hatása tehát

$$\Delta P(y=1|x,z) = [1 + \exp(-\beta - \gamma z)]^{-1} - [1 + \exp(-\gamma z)]^{-1}.$$

A lineáris regresszióval ellentétben nem igaz az, hogy x egységnyi növekedése β -val növeli meg az esemény bekövetkezésének a valószínűségét. Az x változó hatása ugyanis nemcsak β , hanem γz függvénye is. Ezért nemlineáris modelleknél x marginális hatásának megállapításához nemcsak x paraméterbecslését, hanem a kontrollváltozók értékeit és paraméterbecsléseit is tanulmányozni kell. A marginális hatás kiszámításánál a fő nehézség az, hogy /2/ és /3/ alapján a marginális hatás megfigyelésről megfigyelésre változik. A nemlineáris modelleknél tehát az a probléma merül fel, hogyan fogaljuk össze egyetlenegy számmal a megfigyelésről megfigyelésre változó marginális hatást.

Erre a problémára két megoldás létezik: a rögzítés és az átlagolás módszere (Long; 1997). A rögzítés módszerének a lényege az, hogy keres egy olyan vektort, amely „reprezentálja” az elemzésbe bevont változók mintabeli értékeit, majd ezt a reprezentatív értéket helyettesíti a /2/ és /3/-ba. A rögzítés módszere tehát két lépésből áll. Először z értékeit egy-egy kiválasztott értéken rögzítjük. (Természetesen, ha x folytonos, akkor x értékét is rögzíteni kell.) Habár a rögzítéshez használt értékek kiválasztása elvileg önkényes, érdemes olyan értékeket kiválasztani, amelyek a változók tipikus értékeinek felel-

nek meg. A leggyakrabban használt tipikus érték a mintabeli átlag. Ezután a kiválasztott értékeknél már könnyű kiszámolni a marginális hatást. A rögzítés módszerével kiszámolt marginális hatást a továbbiakban rögzített marginális hatásnak fogom nevezni.

A rögzítés módszerének van egy érdekes alkalmazási lehetősége. Logisztikus regresszió esetén a $\partial P(y=1)/\partial(\beta x + \gamma z)$ derivált értéke azonos a $P(y=1|x,z)P(y=0|x,z)$ szorzattal. Ez a szorzat pedig a kétértékű y változó varianciája. Az x és z változók elvileg rögzíthetők $P(y=1|x,z)P(y=0|x,z)=\text{Var}(y)$ értéken, ahol $\text{Var}(y)$ y mintabeli varianciája. Mivel y varianciája egy ismert konstans érték, a marginális hatás egyszerűen a $\text{Var}(y)\beta$ szorzattal azonos (Amemiya; 1981). Ez a módszer nagyon egyszerűvé teszi a binomiális logisztikus regresszió eredményeinek értelmezését. Ha például y mintabeli átlaga pontosan 0,5, akkor $\text{Var}(y)=P(y=1)P(y=0)\beta=0,25\beta$, tehát a marginális hatás a paraméterbecslésnek negyede. Ha viszont y egy ritka vagy gyakori esemény bekövetkezését méri, akkor x marginális hatása kisebb; ha például $P(y=1)$ értéke 0,1 vagy 0,9, a marginális hatás a paraméterbecslés 9 százaléka. Ez az eljárás azért érdekes, mert megkíméli a kutatót attól, hogy a marginális hatás becslésekor figyelembe vegye x és z értékeit. Viszont y varianciájának használata természetesen elkötelezi a kutatót egy adott $\beta x + \gamma z$ kombináció mellett, hiszen x és z értékeit úgy kell kiválasztani, hogy $f(\beta x + \gamma z)=\text{Var}(y)$. Ha ez a kombináció tartalmi szempontból értelmetlen, akkor kétséges az, hogy valójában értelmeztük-e a paraméterbecsléseket. A módszer használatának másik korlátja az, hogy dummy változóknál $\text{Var}(y)\beta$ csak közelítőleg azonos a β -vel számolt valós marginális hatással. Logisztikus regressziónál $\Delta P(y=1|x)=P(y=1|\gamma z, x=0)[1-P(y=1|\gamma z, x=1)][\exp(\beta)-1]$. Ha β közel van nullához, akkor $\exp(\beta)-1 \approx \beta$ és $P(y=1|\gamma z, x=1) \approx P(y=1|\gamma z, x=0)$, ezért $\Delta P(y=1|x) \approx \text{Var}(y)\beta$.

A rögzítés módszerének van egy komoly problémája: a módszer nem használható, ha a kontrollváltozók között vannak dummy változók, hiszen egy dummy változó átlaga tartalmi szempontból nem értelmes mennyiség. Ezért minden egyes dummyról el kell dönteni, hogy 0 vagy 1 értéket vegyen fel. Mivel önkényes az a döntés, hogy az egyes dummy változók a 0 vagy az 1 értéket vegyék fel, az alapos értelmezés megköveteli, hogy a marginális hatást a dummy változók összes lehetséges kombinációjánál kiszámoljuk. Ez bonyolulttá teszi a számításokat, hiszen ha k számú dummy változónk van, akkor 2^k elvileg különböző marginális hatást kell kiszámolni.

Az átlagolás módszere megbirkózik ezekkel a problémákkal. Ez a módszer szintén két lépésből áll (Long; 1997). Először – attól függően, hogy x dummy vagy folytonos – β -t vagy β -at felhasználva kiszámoljuk a $\Delta P(y=1|x,z)$ mennyiséget minden egyes mintabeli megfigyelésnél. Az első lépés eredménye tehát egy új változó. A második lépésben kiszámoljuk ennek az új változónak az átlagát, és ezt az átlagot tekintjük a marginális hatásnak. Tömören fogalmazva, a marginális hatás az egyes megfigyelésekhez tartozó „individuális” marginális hatások mintabeli átlagai. Érdekes ezért az átlagolás módszerével kiszámolt marginális hatást átlagos marginális hatásnak nevezni.

Egy dummy változó átlagos marginális hatása tehát az $F(\beta x + \gamma z)$ függvényben bekövetkező azon diszkrét változások mintabeli átlaga, amikor a dummy értéke 0-ról 1-re nő, míg a többi változó értéke változatlan marad:

$$\Delta P(y=1|x) = N^{-1}\Sigma[F(\beta x + \gamma z|x=1) - F(\beta x + \gamma z|x=0)] = N^{-1}\Sigma[F(\beta + \gamma z) - F(\gamma z)]. \quad /4/$$

Egy folytonos változó marginális hatása pedig az $F(\beta x + \gamma z)$ függvény deriváltjainak mintabeli átlaga:

$$\Delta P(y=1|x) = N^{-1} \Sigma f(\beta x + \gamma z) \beta. \quad /5/$$

Melyik módszert érdemes használni a marginális hatás becslésekor? Jelenleg nincs általánosan elfogadott érv azzal kapcsolatban, hogy a rögzített vagy az átlagos marginális hatás tekintendő-e a marginális hatás koncepciója jó mérőszámának. Az átlagolás módszere mellett szól az, hogy ez a módszer jobban megbirkózik a dummy változókkal kapcsolatos problémákkal. Az átlagolás módszere ugyanakkor több számolást igényel. Szerencsére ezt a problémát könnyű megoldani: a /4/ és /5/ alapján lehetséges a számítások programozása. A számolási nehézségekre való hivatkozás nem meggyőző érv akkor, amikor a legnépszerűbb statisztikai programcsomagok sokkal bonyolultabb számítási problémákat is képesek megoldani. A tanulmány hátralevő részében közölt elemzések is az átlagolás módszerével kiszámolt átlagos marginális hatások.⁹

Az átlagos marginális hatás varianciájának becslése

A marginális hatás becslésének az a célja, hogy támpontot nyújtson a változók hatásainak megállapításához, és lehetővé tegye eltérő változók hatásainak összehasonlítását. Az átlagos marginális hatás becslése után a statisztikai bizonyíték a következő módon is kifejezhető: például „az apa iskolázottságának egységnyi növekedése átlagosan p százalékkal növeli a felsőfokú végzettség megszerzésének a valószínűségét”. A marginális hatások becslése tehát lehetővé teszi a statisztikai bizonyítékok értelmezését, azaz lefordítását a kutatást motiváló elmélet nyelvére. Azonban a marginális hatás becslése önmagában kevés ahhoz, hogy az elméletorientált értelmezés teljes legyen.

Először is a marginális hatás önmagában nem adja vissza teljesen a becslési eredményeket, mivel nem fejezi ki a becslési bizonytalanságot (King–Tomz–Wittenberg; 2000). A probléma ideális bemutatása a következő lenne: „95 százalékos biztonsággal mondhatjuk azt, hogy az apa iskolázottságának egységnyi növekedése átlagosan $p \pm q$ százalékkal növeli a felsőfokú végzettség megszerzésének a valószínűségét”. A becslési bizonytalanság kifejezéséhez szükség van arra, hogy a paraméterbecslések standard hibáit lefordítsuk a marginális hatások nyelvére, vagyis arra, hogy megbecsüljük a marginális hatások varianciáját.

Szintén a varianciabecsüléshez vezet egy másik probléma. Korábban amellet érveltem, hogy a szignifikáns hatásokon alapuló értelmezés azért helytelen, mert az értelmezés során nem hasonlítják össze a vizsgált változó paraméterbecslését más változók paraméterbecslésével vagy egy, az elmélet által diktált értékkel. A paraméterek összehasonlítása azonban csak akkor megfelelő, ha kizárjuk azt a hipotézist, hogy két paraméterbecslés valójában azonos. Ugyanez a probléma érvényes a becsült marginális hatásokra is. A marginális hatások azonosságára vonatkozó hipotézis tesztelése pedig megköveteli a marginális hatások varianciájának becslését.

⁹ A népszerű SPSS programcsomagban nincs beépített program a marginális hatások becslésére. A számításokat a Stata programcsomag 6-os változatában végeztem el, a marginális hatás becslésére kifejlesztett makró segítségével, amely letölthető a <http://www.bkae.hu/bartus> weboldaltól.

Az átlagos marginális hatások varianciájának becslésére két módszer kínálkozik (*King–Tomz–Wittenberg*; 2000). Az egyik módszer analitikus: a becült marginális hatások, valamint a paraméterek variancia-kovariancia mátrixából kiszámítható a marginális hatások varianciája a delta módszer segítségével. A számítás módszerét a Függelék ismerteti (egy tömörebb kifejtés megtalálható például *Greene* (2000) könyvében is). Mivel a becslés egy nemlineáris függvény linearizálásán alapul, a becült varianciák közelítések. Ezért az analitikus megoldásból származó eredményeket óvatosan kell kezelni. A másik módszer nem analitikus, hanem szimulációval becsüli meg a marginális hatások varianciáját. *King* és szerzőtársai amellet érvelnek, hogy a szimuláción alapuló módszer a jobb. Mivel tapasztalataim szerint az analitikus módszer is elég pontos becslési eredményekhez vezet, a szimulációs módszerek használata viszont időigényesebb, a tanulmányban szereplő példákban az analitikus becslési módszert használtam.

AZ ÁTLAGOS MARGINÁLIS HATÁS ÉS AZ ESÉLYHÁNYADOS A LOGISZTIKUS REGRESSZIÓNÁL

A logisztikus regressziós modellek értelmezésének tipikus eszköze az esélyhányados. Az esélyhányados azt mutatja, hányszorosára nő egy esemény bekövetkezésének a feltételes esélye (odds) – azaz a $P(y=1|x)/P(y=0|x)$ hányados –, ha a feltételváltozó (x) értéke egységnyivel nő. Az esélyhányados használata mellett a következő érv szól. Tegyük fel, hogy y kétértékű változóra x pozitív hatást gyakorol. Ekkor /1/ alapján $P(y=1|x=1) > P(y=1|x=0)$. /1/ azt is maga után vonja, hogy $P(y=0|x=1) < P(y=0|x=0)$. Tehát, ha x hatása pozitív, akkor $P(y=1|x=1)/P(y=0|x=1)$ nagyobb, mint $P(y=1|x=0)/P(y=0|x=0)$, azaz a $P(y=1|x=1)P(y=0|x=0)/P(y=0|x=1)P(y=1|x=0)$ kifejezés is nagyobb egynél. Az említett kifejezés az esélyhányados. Jól ismert tény, hogy ha az esélyhányadost definiáló feltételes valószínűségekre behelyettesítjük a binomiális logisztikus regressziót definiáló $P(y=1|x,z) = [1 + \exp(-\beta x - \gamma z)]^{-1}$ valószínűséget, az esélyhányados természetes alapú logaritmus β -val azonos. Mivel az esélyhányados kizárólag a paraméterbecslés függvénye, az eredmények értelmezése sokkal egyszerűbb az esélyhányadossal, mint az átlagos marginális hatással.

Ha az oksági kapcsolat erejét az esélyhányados mérné, akkor egy x változó hatásának nagysága leolvasható lenne x paraméterbecsléséről. Ha viszont az oksági kapcsolat erejét az átlagos marginális hatással mérjük, akkor – ahogy azt korábban ismertettük – x változó hatásának nagysága nem csak x paraméterbecslésének a függvénye. Ebből a fontos különbségből két probléma adódhat. Egyrészt, az esélyhányados hamis képet festhet az oksági kapcsolatok nagyságáról. Másrészt, bonyolultabb regressziós modellekben az esélyhányados valótlán képet mutathat az oksági kapcsolat irányáról is. A most következő példák ezt a két problémát mutatják be.

Binomiális logisztikus regresszió

A *Szociológiai Szemlében Szántó és Tóth* (1999) kísérletet tettek a kockázatviselés empirikus elemzésére. Kísérletükben a függő változó azt méri, hogy a megkérdezett elutasít egy fix összegű ajándékot, és inkább egy olyan szerencsejátékot választ, amelyben 50 százalék eséllyel az ajándék kétszeresét, 50 százalék eséllyel viszont semmit sem

nyer. Az interjú során az egyéneket három eltérő ajándék – ezer, százezer, és egymillió forint – esetében kérdezték meg a szerencsejáték választásáról. Az emelkedő tételeknek megfelelően az empirikus elemzés során a szerzők három binomiális logisztikus regressziós modellt – Játék1, Játék2, és Játék3 – becsültek meg. A független változók a következők: a jövedelem logaritmus, az iskolai végzettség, a nem, az életkor, az önálló foglalkozás, valamint a Játék2 modellben egy, a Játék3 modellben két dummy, amelyek azt mérik, hogy az egyén kockáztatott-e az előző játék(ok) során.

A becslési eredményeket valamint a marginális hatásokat az 1. tábla tartalmazza. A tábla a Játék1, Játék2 és Játék3 modellek becslési eredményeit tartalmazza. Az egyes modelleken belül az első oszlop a nyers paraméterbecsléseket, a második oszlop a marginális hatásokat mutatja. A paraméterbecslések és a marginális hatások alatt zárójelben található a standard hibák. Az 1. táblában közölt paraméterbecslések és standard hibái némileg eltérnek a Szántó és Tóth (1999) által közölt eredményektől. Ennek oka valószínűleg az adatelemzéshez használt szoftverek eltérése.

1. tábla

A szerencsejáték választását befolyásoló tényezők

Változók	Játék1 (Tét: 1 ezer forint)		Játék2 (Tét: 100 ezer forint)		Játék3 (Tét: 1000 ezer forint)	
	β	ΔP	β	ΔP	β	ΔP
Log ₁₀ (családi jövedelem)	0,923 (0,23)**	18,9 (4,6)**	0,734 (0,33)*	6,7 (3,0)*	-0,652 (0,43)	-3,2 (2,1)
Életkor ^{a)}	-0,239 (0,03)**	-4,9 (0,6)**	-0,122 (0,05)*	-1,1 (0,4)**	0,082 (0,07)	0,4 (0,3)
Iskolai végzettség ^{b)}	0,185 (0,07)**	3,8 (1,4)**	0,235 (0,10)*	2,1 (0,9)*	-0,140 (0,15)	-0,7 (0,7)
Nem (1 – férfi, 0 – nő)	0,194 (0,09)*	4,0 (1,9)*	0,297 (0,14)*	2,7 (1,3)*	-0,102 (0,19)	-0,5 (0,9)
Önálló foglalkozás ^{c)}	-0,100 (0,20)	-2,0 (3,9)	0,797 (0,28)**	7,8 (2,8)**	0,038 (0,35)	0,2 (1,8)
Kockáztatott 1. játékban ^{c)}			3,370 (0,18)**	39,1 (1,9)**	0,352 (0,28)	1,7 (1,4)
Kockáztatott 2. játékban ^{c)}					3,427 (0,29)**	31,5 (4,4)**
Konstans	-4,638 (1,03)**		-7,224 (1,52)**		-1,268 (1,96)	

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

^{a)} 6 kategóriából álló változó.

^{b)} 3 kategóriából álló változó.

^{c)} 1 ha igen; különben 0.

Forrás: A TÁRKI 1996-os és 1997-es Omnibusz felvételei (Szántó–Tóth; 1999).

Szántó és Tóth elemzését az a kérdés vezette, hogyan befolyásolja a jövedelem a kockázatviselési hajlandóságot. Vizsgáljuk meg azt a hipotézist, hogy a jövedelem hatása a kockázatviselési hajlandóságra független a tét nagyságától. A jövedelem logaritmusának paraméterbecslései a Játék1 és a Játék2 modellben 0,923 és 0,734 értéket vesznek fel. A becsléseknek megfelelő esélyhányadosok pedig 2,5 és 2,1. Úgy tűnik, a jövedelmi hatás mindkét modellben azonos. A standard hibák alapján 95 százalékos bizonyossággal

mondhatjuk, hogy a paraméterbecslés értéke a Játék1 modellben $0,823 \pm 0,451$, a Játék2 modellben pedig $0,734 \pm 0,647$. A konfidenciaintervallumok – $[0,472, 1,374]$ a Játék1 és $[0,087, 1,381]$ a Játék2 modellben – jelentősen átfedik egymást.

Az átlagos marginális hatások alapján viszont eltérő következtetésre jutunk. A Játék1 és a Játék2 modellben az átlagos marginális hatások értéke 18,9 és 6,7, a megfelelő standard hibáké 4,6 és 3,0 százalék. Tehát 95 százalékos bizonyossággal mondhatjuk, hogy a családi jövedelem megtízszereződése ezer forintos tétnél átlagosan $18,9 \pm 9$ százalék, 100 ezer forintos tétnél pedig $6,7 \pm 5,9$ százalék eséllyel növeli a szerencsejáték választásának az esélyét. A paraméterbecslésekkel szemben a konfidenciaintervallumok – $[9,9, 27,9]$ a Játék1, $[0,8, 12,6]$ a Játék2 modellben – kevésbé fedik át egymást: a becsült marginális hatások körülbelül a 11 százalékos konfidenciaszint mellett már a valóságban is eltérő értékeként értelmezhetők.

Miért van az, hogy becsült átlagos marginális hatások jobban eltérnek egymástól a becsült paramétereknél? Korábban láttuk (lásd /5/), hogy egy folytonos x változó marginális hatását az

$$N^{-1} \Sigma f(\beta x + \gamma z) \beta$$

képlettel becsüljük. Ha a paraméterek azonossága mellett egy folytonos változó marginális hatása eltér két mintában, akkor ennek csak az lehet az oka, hogy $f(\beta x + \gamma z)$ értékei átlagosan magasabbak abban a mintában, ahol az átlagos marginális hatás is nagyobb. Az egyes megfigyeléseknél számolt $f(\beta x + \gamma z)$ mennyiségek pedig akkor nagyok, ha $\beta x + \gamma z$ értékei közel vannak nullához. Az egyes megfigyeléseknél természetesen nehéz lenne minden egyes $\beta x + \gamma z$ értéket megvizsgálni. Viszont az egyes $\beta x + \gamma z$ értékekről ad bizonyos információt $\beta x + \gamma z$ terjedelme (a maximális és a minimális érték különbsége) vagy szórása. Ceteris paribus, minél nagyobb $\beta x + \gamma z$ terjedelme vagy szórása, a súlyozott összegként kiszámolt átlagos marginális hatásban annál több lesz az alacsony értékkel rendelkező egyedi megfigyelés, és ezáltal annál kisebb az átlag. Azaz, minél nagyobb $\beta x + \gamma z$ terjedelme, annál kisebb x átlagos marginális hatása.

Ezt a magyarázatot könnyű ellenőrizni. A marginális hatás becslése mellett megvizsgáltam $\beta x + \gamma z$ terjedelmét a Játék1 és a Játék2 modellekben. A Játék1 modellben $\beta x + \gamma z$ minimuma $-2,4$, maximuma $1,4$. Ezzel szemben a Játék2 modellben $\beta x + \gamma z$ minimuma $-4,8$, maximuma $2,2$. A Játék2 modellben tehát valóban nagyobb $\beta x + \gamma z$ terjedelme. Ez a tény összecseng Szántó és Tóth (1999) azon megfigyelésével, hogy szignifikáns és nagy abszolút értékű paraméterbecsléseket leginkább a Játék2 modellben találunk. Mivel a Játék2 modellben nagyobb $\beta x + \gamma z$ terjedelme, ezért ott kisebb x marginális hatása.

Multinomiális logisztikus regresszió

Az előző példában binomiális logisztikus regressziós eredményekkel szemléltettem, hogy különböző hatások összehasonlítására jobban alkalmas a marginális hatás, mint az esélyhányados. Természetesen ez a következtetés csak akkor meggyőző erejű, ha a kutatás fő célja eltérő oksági hatások pontos összehasonlítása. A gyakorlatban azonban a kutatók rendszerint megelégszenek azzal, hogy eldöntsék egy feltételezett oksági kapcsolat irányát. Ha a kérdés pusztán az, hogy x hatása y -ra pozitív vagy negatív, akkor binomiális logisztikus regresszióval a kérdés megválaszolására egyaránt alkalmasnak tűnik mind

a marginális hatás, mind pedig az esélyhányados. Ugyanis a /2/ és a /3/ alapján világos, hogy a marginális hatás előjele megegyezik a paraméterbecslés előjével. Úgy tűnhet tehát, hogy teljesen felesleges számba venni az esélyhányadosokkal kapcsolatos – valós vagy vélt – értelmezési nehézségeket, és amellet érvelni, hogy az esélyhányados helyett a marginális hatást kell használni.

A következő példákban azonban bemutatom, hogy az esélyhányadosok hamis képet festhetnek a feltételezett oksági kapcsolatok irányáról is. Ez a probléma például akkor merülhet fel, ha a függő változó több mint két kategóriával rendelkezik, és a kutató a multinomiális vagy a rendezett logisztikus regressziót használja. A multinomiális logisztikus regresszió használata elfogadott gyakorlat a társadalmi mobilitást kutatók körében. Ezek a kutatók rendszerint az esélyhányadosok terminusaiban értelmezik az eredményeket. Célszerű ezért a példáinkat a társadalmi mobilitás köréből választani.

A következő példában azt vizsgálom, hogyan befolyásolja az apa iskolázottsága az egyén által elért iskolai végzettséget. Az adatok a TÁRKI 1996-os Monitor felvételéből származnak. Mind az apa, mind az egyén iskolázottságát három kategóriával mérem: legfeljebb 8 általános iskolai osztályt, középfokú iskolát, felsőfokú iskolát végzett. Azért hogy a regressziós modell használata indokolt legyen, az apa iskolázottságának hatásából kiszűrjük az egyén nemével, valamint az oktatás időtartamával kapcsolatos hatásokat. Az oktatás időtartamának hatását az a történeti periódus méri, amikor az egyén betöltötte 14-ik életévét, vagyis amikor dönthetett a középfokú tanulmányok folytatása mellett. Mivel a példa nem kutatási beszámoló, hanem egy módszertani probléma illusztrációja, részletesebb vagy pontosabb mérést, illetve más változók bevonását nem tartottam szükségesnek.

2. tábla

Az egyén iskolai végzettsége az apa iskolai végzettségének függvényében

Változók	Paraméterbecslés		Marginális hatás	
	középfok (1)	felsőfok (2)	középfok (1)	felsőfok (2)
Apa iskolai végzettsége ^{a)}				
középfok	0,970 (0,189)**	1,453 (0,199)**	6,2 (3,4)	17,4 (3,4)**
felsőfok	1,025 (0,396)**	2,752 (0,376)**	-11,0 (5,1)*	47,4 (6,0)**
Történeti idő 14 éves korban ^{b)}				
1946–1960	0,972 (0,263)**	0,761 (0,279)**	12,1 (4,4)**	6,5 (4,2)
1961–1975	1,890 (0,254)**	1,618 (0,265)**	23,6 (4,9)**	13,9 (4,5)**
1976–1990	1,921 (0,266)**	1,186 (0,284)**	27,7 (5,7)**	5,5 (4,5)
1991–1996	2,036 (0,485)**	0,758 (0,532)	34,6 (11,1)**	-1,1 (5,7)
Nem (1 – férfi, 0 – nő)	1,011 (0,153)**	0,225 (0,169)	18,9 (3,1)**	-5,8 (2,5)*
Konstans	-2,248 (0,227)**	-2,098 (0,230)**		

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (kétoldali tesztek).

^{a)} Referenciacsoport: legfeljebb az általános iskola 8 osztályát végezte.

^{b)} Referenciacsoport: 1946 előtti évek.

Megjegyzés. A paraméterbecsléseknek megfelelő marginális hatások százalékban kifejezve (standard hibák zárójelben) $N=1171$, $\chi^2=354,50$, (df=14), a log-likelihood százalékos csökkenése = 0,14.

Forrás: A TÁRKI 1996-os Monitor felvétele.

A becslési eredményeket a 2. tábla tartalmazza. A tábla első két oszlopa a multinomiális logisztikus regresszió két egyenletének – β_1x és β_2x – a paraméterbecsléseit tartalmazza. Ez a két egyenlet a következőképpen kapcsolódik az alapfokú, a középfokú, illetve a felsőfokú végzettség valószínűségéhez:

$$P(\text{végzettség}=\text{alapfok}) = [1 + \exp(\beta_1x) + \exp(\beta_2x)]^{-1}, \quad /6a/$$

$$P(\text{végzettség}=\text{középfok}) = \exp(\beta_1x)[1 + \exp(\beta_1x) + \exp(\beta_2x)]^{-1}, \quad /6b/$$

$$P(\text{végzettség}=\text{felsőfok}) = \exp(\beta_2x)[1 + \exp(\beta_1x) + \exp(\beta_2x)]^{-1}. \quad /6c/$$

A β_1x és β_2x egyenleteket középfok és felsőfok egyenleteknek neveztem el. Ennek oka a következő. Ha például a felsőfok (β_2x) egyenletben az összes paraméterbecslés zérus lenne, akkor /6a–6c/ egyenletrendszer annak a logisztikus regresszióknak felelne meg, amely a középfokú végzettség megszerzését modellezi. Hasonlóan, ha a középfok (β_1x) egyenletben az összes paraméterbecslés zérus lenne, akkor a /6a–6c/ egyenletrendszer egy olyan logisztikus regresszióvá egyszerűsödne, amely a felsőfokú végzettség megszerzését modellezi.

Az eredmények értelmezéséhez először vegyük szemügyre a paraméterbecsléseket. A konstans kivételével az összes paraméterbecslés pozitív. Egy kivételtől eltekintve (nem a felsőfok egyenletben) a becslések statisztikailag szignifikánsak. A családi háttért mérő mindkét változó paraméterbecslései pozitívak mindkét egyenletben. Következik-e ebből az, hogy a családi háttér elősegíti mind a középfokú, mind pedig a felsőfokú iskolai végzettség megszerzését? A /6a/ alapján egyértelmű, hogy a pozitív paraméterbecslésekből az következik, hogy a kedvező családi háttér csökkenti az alapfokú végzettség, és ezáltal növeli a közép- vagy felsőfokú végzettség megszerzésének valószínűségét. A /6b–6c/ alapján az is következik, hogy egy a középfok (felsőfok) egyenletben szereplő pozitív paraméterbecslés pozitív hatásként való értelmezéséhez szükség van a felsőfok (középfok) egyenletben szereplő paraméterbecslések figyelembevételére. A hatások megállapításához tehát további számolásra van szükség.

Ezek a számítások azonban elkerülhetők az esélyhányadosok használatával. Vizsgáljuk meg például azt a kérdést, hogy milyen hatást gyakorol a felsőfokú végzettségű apa a középfokú végzettség megszerzésének valószínűségére. Először osszuk el /6b/-t /6a/-val, és vegyük a hányados logaritmusát. Az eredmény a középfokú végzettség megszerzésének az alapfokúhoz viszonyított esélyének a logaritmusává lesz, ami egyenlő β_1x -szel. Ezután számítsuk ki a feltételes esélyek – amikor az apa végzettsége felsőfokú, illetve amikor az apa végzettsége alapfokú – logaritmusait, és vegyük ezek különbségét. Az eredmény egy esélyhányados logaritmusává lesz, aminek az értéke a középfok egyenletben az apa felsőfokú végzettségéhez tartozó paraméterbecslés, azaz 1,025. Mivel egy hatás akkor pozitív, ha az esélyhányados logaritmusává pozitív, következtetésünk az, hogy az apa felsőfokú végzettsége pozitív hatást gyakorol a középfokú végzettség valószínűségére. Vegyünk egy másik következtetést is. Az esélyhányadosok használatával arra következ-

tethetünk, hogy az egyén neme biztosan befolyásolja a középfokú végzettség megszerzését ($\beta=1,011$, a becslés szignifikáns), de nem biztos, hogy befolyásolja a felsőfokú végzettség megszerzését ($\beta=0,225$, a becslés nem szignifikáns).

Most vizsgáljuk meg az átlagos marginális hatások segítségével (a 2. tábla utolsó két oszlopa), helyesek-e ezek a következtetések. A becsült átlagos marginális hatások alapján látható, hogy az előbbi két következtetésünk nem helyes. Az apa felsőfokú végzettségének a hatása a középfokú végzettségre átlagosan nagy valószínűséggel -11 ± 10 százalékos. Továbbá, az egyén neme is befolyásolja a felsőfokú végzettség megszerzésének az esélyét: a férfiak átlagosan $5,8 \pm 4,9$ százalékkal kisebb eséllyel szereznek felsőfokú végzettséget, mint a nők.

Miért nem helyes a paraméterbecsléseken, illetve az esélyhányadosokon alapuló értelmezés? Vizsgáljuk meg, miért nem pozitív a felsőfokú végzettségű apa hatása a középfokú végzettség megszerzésének a valószínűségére. Multinomiális logisztikus regressziónál ennek az eseménynek a bekövetkezési valószínűségét $/6b/$ adja meg. Milyen feltételek mellett értelmezhető pozitív hatásként egy pozitív koefficiens? Legyen β az apa felsőfokú végzettségének paraméterbecslése, γz pedig a többi változók és koefficienseik lineáris kombinációja. $/6b/$ alapján a felsőfokú végzettségű apa hatása a középfokú végzettség megszerzésére a következő:

$$\Delta P(\text{középfok}|\text{apa felsőfok}) = \exp(\beta_1 + \gamma_1 z) [1 + \exp(\beta_1 + \gamma_1 z) + \exp(\beta_2 + \gamma_2 z)]^{-1} - \exp(\gamma_1 z) [1 + \exp(\gamma_1 z) + \exp(\gamma_2 z)]^{-1}.$$

Az algebrai műveletek elvégzése után belátható, hogy az említett hatás akkor pozitív, ha teljesül az alábbi egyenlőtlenség:

$$\exp(\gamma_2 z) > [1 - \exp(\beta_1)] / [\exp(\beta_1) - \exp(\beta_2)]. \quad /7/$$

Mivel $1 < \exp(\beta_1)$, az egyenlőtlenség akkor teljesül automatikusan, ha a jobb oldalon szereplő tört negatív, vagyis, ha $\exp(\beta_1) > \exp(\beta_2)$, azaz $\beta_1 > \beta_2$. A probléma az, hogy semmilyen biztosíték sincs arra, hogy $\beta_1 > \beta_2$. Tehát, hiába pozitív x (apa felsőfokú végzettsége) együttthatója a középfokú végzettség $/6b/$ -ben, ebből nem következik szükségszerűen, hogy x pozitív hatást gyakorol a függő változó megfelelő kimenetére. Az x változó hatása biztos pozitív, ha x változó paraméterbecslése kisebb a felsőfok $/6c/$ -ben.

Példánkban ez a feltétel nem teljesül. A felsőfokú végzettség paraméterbecslése a középfok egyenletben 1,025, a felsőfok egyenletben viszont ennél nagyobb, 2,752. Tehát az egyenlőtlenség jobb oldalán szereplő kifejezés értéke $[1 - \exp(1,025)] / [\exp(1,025) - \exp(2,752)] = 0,28$. Az $\exp(\gamma_2 z)$ kifejezés értéke viszont megfigyelésről megfigyelésre változik. A kifejezés minimális értéke 0,123 (az összes változó értéke zérus), maximális értéke 13,07.¹⁰ Tehát az $\exp(\gamma_2 z) < 0,28$ egyenlőtlenség nem mindig áll fenn. Következésképp az sem biztos, hogy a pozitív paraméter pozitív hatást jelent. Ez az oka annak a megfigyelés-

¹⁰ A maximális érték az $\exp(2,75 + 1,62 + 0,22 - 2,02)$ képlettel számolható, ahol 2,75 a legmagasabb paraméterbecslés az apa iskolázottságát kifejező dummy változónál, 1,62 a legmagasabb paraméterbecslés a történeti periódusokat kifejező dummy változónál, valamint 0,22 a nem paraméterbecslése, végül 2,02 a konstans paraméterbecslése. A minimális érték természetesen az $\exp(-2,02)$ kifejezésből adódik.

nek, hogy – az általános iskolai végzettségű apához viszonyítva – a felsőfokú végzettségű apák gyermekei kisebb valószínűséggel szereznek középfokú iskolai végzettséget.

Eredményünk általánosítható. Tegyük fel, hogy a függő változónak $K+1$ kimenete van, tehát K egyenletet becslünk. A pozitív β_i paraméter alapján csak akkor következtethetünk arra, hogy x pozitívan befolyásolja az i -edik kimenet bekövetkezésének a valószínűségét, ha

$$\sum \exp(\gamma_j \mathbf{z}) [\exp(\beta_i) - \exp(\beta_j)] > 1 - \exp(\beta_i) \quad (0 < j < K, \quad j \neq i).$$

A tanulság az, hogy csak akkor lehetünk bizonyosak abban, hogy x hatása az i -edik kimenetre pozitív, ha x paraméterbecslése az i -edik egyenletben nagyobb, mint x paraméterbecslése bármely más egyenletben. Ha x becsléseit nem hasonlítjuk össze az összes egyenletben, akkor nem megalapozott az a következtetés, hogy egy pozitív paraméterbecslés pozitív hatással jár együtt.

Az esélyhányados kudarc multinomiális logisztikus regressziónál

Az előző elemzés ugyan érthetővé teszi, milyen feltételek mellett értelmezhető egy pozitív paraméter pozitív hatásként, azt azonban nem mutatja be, miért vezet kudarchoz multinomiális logisztikus regressziónál az esélyhányadosokon alapuló értelmezés. Legyen y a függő változó, amelynek $(K+1)$ kategóriája van ($y = \{0, 1, \dots, K\}$). Érdeklődésünk középpontjában az a kérdés áll, milyen hatást gyakorol egy x változó az i -edik ($0 < i \leq K$) esemény bekövetkezésének a valószínűségére. Mind a binomiális, mind a multinomiális logisztikus regressziónál a következő egyenlet írja le az i -edik kimenet valószínűsége és a paraméterbecslések közötti kapcsolatot:

$$P(y=i) = \exp(\beta_i x + \gamma_i \mathbf{z}) [\exp(\beta_i x + \gamma_i \mathbf{z}) + \sum \exp(\beta_j + \gamma_j \mathbf{z})]^{-1}, \quad /8/$$

ahol $0 \leq j \leq K$ és $i \neq j$. Ha a hatás nagyságának becslésekor a referenciakategóriához viszonyítunk, /8/ alapján kétfajta esélyhányados számolható ki.

$$\ln[P(y=i|x=1)/P(y=0|x=1)] - \ln[P(y=i|x=0)/P(y=0|x=0)] = \beta_i, \quad /9a/$$

$$\begin{aligned} \ln[P(y=i|x=1)/P(y \neq i|x=1)] - \ln[P(y=i|x=0)/P(y \neq i|x=0)] = \\ = \beta_i - \ln[\sum \exp(\beta_j + \gamma_j \mathbf{z}) - \sum \exp(\gamma_j \mathbf{z})]. \end{aligned} \quad /9b/$$

/9a/ és /9b/ között két fontos különbség van. Az első az, hogy /9a/ alkalmasabb a paraméterbecslések egyszerű értelmezésére, hiszen itt az esélyhányados csak egy paraméterbecslés függvénye. Erre a célra /9b/ nem alkalmas, hiszen a gyakorlatban $\sum \exp(\beta_j + \gamma_j \mathbf{z})$ nem azonos feltétlenül a $\sum \exp(\gamma_j \mathbf{z})$ mennyiséggel. A másik fontos különbség az, hogy csak /9b/ alapján lehet helyes következtetést levonni a hatás irányával kapcsolatban. Tegyük fel, hogy x y -ra gyakorolt hatása pozitív. Ekkor /1/ alapján $P(y=i|x=1) > P(y=i|x=0)$. /1/ azonban azt is maga után vonja, hogy $P(y \neq i|x=1) < P(y \neq i|x=0)$. Ezért ha x hatása pozitív, akkor $P(y=i|x=1)/P(y \neq i|x=1)$ nagyobb, mint $P(y=i|x=0)/P(y \neq i|x=0)$. Tehát x hatásának az irányát helyesen mutatja a /9b/ bal oldalán szereplő mennyiség (az esélyhányados logaritmus). Ezzel szemben a hatás irányának a megállapítására /9a/ nem használható au-

tomatikusan. Ugyanis nem biztos, hogy a $P(y=i|x=1) > P(y=i|x=0)$ egyenlőtlenségből következik a $P(y=0|x=1) < P(y=0|x=0)$ egyenlőtlenség. A $P(y=i|x=1) > P(y=i|x=0)$ egyenlőtlenségből csak akkor következik az, hogy $P(y=0|x=1) < P(y=0|x=0)$, ha $\sum P(y=j|x=1) = \sum P(y=j|x=0)$ ($j \neq 0$). A gyakorlatban ez a feltevés rendszerint hamis, ezért /9a/ nem alkalmas a hatás irányának a megállapítására.

Binomiális logisztikus regressziónál /9a/ és /9b/ ekvivalensek. Egyrészt az egyenletek bal oldalai ugyanazt a mennyiséget határozzák meg, mivel a függő változónak csak két kategóriája van, és így $P(y \neq i) = P(y=0)$. Másrészt az egyenletek jobb oldalai is azonosak, hiszen j egy értéket vehet fel, és erre az értékre definíció szerint $\beta_j = 0$ és $\gamma_j = 0$. A binomiális logisztikus regressziónál számolt esélyhányadosok használata tehát egyszerű és a hatás irányára vonatkozó helyes értelmezést tesz lehetővé.

Multinomiális logisztikus regressziónál azonban /9a/ és /9b/ nem azonosak. Habár a $\beta_j = 0$ és $\gamma_j = 0$ egyenlőségek automatikusan teljesülnek a regressziós modell referenciakategóriájára, j más értékeire ezek az egyenlőségek nem feltétlenül igazak, sőt, gyakorlati tapasztalatok alapján rendszerint hamisak. /9b/ tehát rendszerint nem azonos /9a/-val. Következésképpen, az eredmények egyszerű értelmezése nem garantálja a marginális hatás irányára vonatkozó következtetések helyességét.

Azok a kutatók, akik a paraméterbecslésekből számolt esélyhányadosokkal értelmezik a paramétereket, /9a/-t használják, de az ebben szereplő esélyhányados nem feltétlenül alkalmas a hatás irányának a megállapítására. Ugyanis nincs semmi garancia arra, hogy a $P(y=i|x=1) > P(y=i|x=0)$ egyenlőtlenségből következne a $P(y=0|x=1) < P(y=0|x=0)$ egyenlőtlenség. A probléma csak akkor kerülhető el, ha $\beta_j = 0$ és $\gamma_j = 0$ egyenlőségek teljesülnének j mindegyik nemzérus – azaz, a referenciakategóriától eltérő – értékére. Ekkor ugyanis /9b/ redukálható lenne /9a/-ra, valamint teljesülne a helyes értelmezéshez szükséges $\sum P(y=j|x=1) = \sum P(y=j|x=0)$ egyenlőség. Ekkor viszont már nem multinomiális, hanem binomiális logisztikus regressziót használunk. Pontosabban: ahelyett, hogy egy multinomiális logisztikus regresszióval megbecsülnénk K egyenletet, külön-külön K egyenletet becsülnénk binomiális logisztikus regresszióval.

Vajon ugyanarra az eredményre vezet K számú egyenlet egymástól független becslése, mint a multinomiális logisztikus regresszió becslése? A válasz erre a kérdésre: nem. Az érvelés kedvéért képzeljük el, hogy a függő változó értékei a döntési alternatívákat, a független változók pedig a döntéshozó tulajdonságait írják le. Az egyenletek szeparált becslése azt jelentené, hogy az eredeti, $(K+1)$ alternatívából álló döntési problémát K darab, bináris döntési problémává redukáljuk (mindegyik bináris problémánál az egyik alternatíva az, amelynél $j=0$). A bináris döntési problémák csak akkor „reprezentálják” a $(K+1)$ alternatívából álló szimultán döntési problémát, ha teljesül az irreleváns alternatíváktól való függetlenség elve. Ez az elv azt a feltételezést mondja ki, hogy a (racionális) döntéshozó preferenciái függetlenek a döntési problémában meg nem jelenő alternatíváktól. Bizonyos alternatívák hasonlósága esetén azonban irreális az a feltevés, miszerint egy bináris döntés független lenne az irreleváns (a döntési problémában meg nem jelenő) alternatíváktól (Debreu; 1960). A többalternatívás, szimultán döntési probléma tehát nem darabolható fel feltétlenül bináris döntési problémák sorozatává.

Foglaljuk össze a multinomiális logisztikus regressziós paraméterek esélyhányadosokkal való értelmezésével kapcsolatos következtetésünket! Az esélyhányadosok használatával a kutatók a /9a/-t használják, és ezért – rendszerint tévesen – azt feltételezik,

hogy a $\beta_j=0$ és $\gamma_j=0$ egyenlőségek teljesülnek j mindegyik értékére. Az esélyhányados-sal történő értelmezés során tehát a kutató úgy tesz, mintha a $\beta_j=0$ és $\gamma_j=0$ egyenlőségek teljesülnének j mindegyik értékére. A feltevés lényegében nem más, mint az irreleváns alternatíváktól való függetlenség elve. Azaz, a kutató azt feltételezi, mintha a több lehetséges kimenetet tartalmazó probléma elemzése ekvivalens lenne a két kimenetet tartalmazó problémák egymástól elválasztott elemzéseivel, vagy azt, hogy a vizsgált kimenetek között nem találhatók egymáshoz hasonló kimenetek. Az irreleváns alternatíváktól való függetlenség elve azonban irreális. Ezért az esélyhányadosok használata helytelen gyakorlat.

Érdeemes megjegyezni, hogy az ökonometriában klasszikusnak számít az a gondolat, miszerint az irreleváns alternatíváktól való függetlenség a multinomiális logisztikus regresszió kedvezőtlen tulajdonsága (Amemiya; 1981). A multinomiális logisztikus regresszióra annyiban jellemző a feltevés, hogy az egyes kimenetek bekövetkezését modellező multinomiális valószínűségeket hányadosai függetlenek egy harmadik esemény bekövetkezési valószínűségétől (Maddala; 1983). Az esélyhányadosok az adott valószínűségeket hányadosainak hányadosai, tehát az esélyhányadosok használata elkötelezi a kutatót az irreleváns alternatíváktól való függetlenség irreális feltevésére.¹¹

GYAKORLATI TANÁCSOK

Az előző részben példákkal igazoltam, hogy tévesen ítélnék meg vizsgált változóink hatásának az irányát és nagyságát, ha kizárólag a nyers paraméterbecslésekre, illetve az esélyhányadosokra támaszkodunk. Azaz, alapvetően téves az a gyakorlat, hogy a feltételezett oksági kapcsolatok nagyságát és irányát egyszerűen leolvassuk a paraméterbecslésekről pontosan úgy, ahogy a lineáris regressziónál. A marginális hatások becslése azonban költségesebb: eléréséhez sok számolásra van szükség.

Tanulmányomban eddig a marginális hatás becslésének előnyeit ismerttettem. A módszer széles körű használata azonban azt is megköveteli, hogy a marginális hatás becslése egyszerű, költségmentes legyen. A marginális hatások kiszámítása jelenleg költségesebb: a gyakran használt statisztikai programcsomagok (például az SPSS) nem tartalmaznak olyan parancsokat, amelyek automatikussá tennék a bonyolult számításokat. További akadály az, hogy a kutatók egy része nem mindig közli azokat az információkat (paraméterbecslések, standard hibák), amelyek birtokában a marginális hatások elvileg kiszámíthatók. Ezért most két olyan gyakorlatot szeretnék a kutatók figyelmébe ajánlani, amelyek nem követelnek részletes számításokat, mégis nagy előnyökkel járnak.

A lineáris valószínűségi modell. Meglepő módon a lineáris regresszió használata segíthet a kutatóknak abban, hogy paraméterbecslések vagy esélyhányadosok helyett a marginális hatás terminusában értelmezzék eredményeiket. A szakirodalomban legtöbbször hibának tüntetik fel azt a modellezési gyakorlatot, amely lineáris, nem pedig a logisztikus regressziós modellt alkalmazza kategorikus függő változók elemzésére. Azonban a logisztikus regressziós paramétereket is lehet a varianciával, pontosabban annak reciprokával, súlyozott

¹¹ Az ökonometriai irodalomban elfogadott az az álláspont, hogy az irreleváns alternatíváktól való függetlenség feltételezése elkerülhető a multinomiális probit modell használatával. A multinomiális probit modell gyakorlati hasznát azonban korlátozza az a tény, hogy becslése jelentős számítási nehézséggel – többdimenziós integrálok kiszámításával – jár együtt.

legkisebb négyzetek módszerével elemezni (Amemiya; 1981). A variancia reciprokával súlyozott legkisebb négyzetek módszerével becsült lineáris valószínűségi modell ugyancsak lehetővé teszi, hogy a jól ismert lineáris regresszióval viszonylag jó becsléseket adjunk a binomiális logisztikus regressziós paraméterekhez tartozó marginális hatásokról. A bármely szoftverrel könnyen megvalósítható becslési eljárás a következő három lépésből áll.

1. Becsüljük meg a vizsgálni kívánt modellt szokásos lineáris regresszióval (a közönséges legkisebb négyzetek módszerével).

2. A becslés után számoljuk ki a $p(1-p)/n$ változót, ahol p a paraméterek és a változók lineáris kombinációja (azaz, a függő változó várható értéke a becslés után), n pedig a regressziós becslés során felhasznált megfigyelések száma.

3. Becsülünk meg egy olyan lineáris regressziót, ahol a megfigyeléseket a 2. lépésben kiszámolt változó reciprokával súlyozzuk.

Ez az eljárás kiküszöböli a becslés hatékonyságával összefüggő problémát: ha kategorikus függő változót lineáris regresszióval magyarázunk, akkor a hibatag heteroszkedasztikus, és emiatt a becsült standard hibák torzítottak. A módszer azonban nem küszöböli ki azt a hibaforrást, miszerint az előre jelzett valószínűségek kívül eshetnek az értelemmel bíró $[0,1]$ intervallumon. Ezért a 3. lépés után érdemes ellenőrizni az értelmetlen előrejelzések számát. A módszer hátránya természetesen az, hogy csak közelítőleg érvényes eredményeket ad. Ezért nem alkalmas eltérő hatások pontos összehasonlítására. Az sem egyértelmű továbbá, hogy van-e kapcsolat, és ez milyen az értelmetlen előrejelzések és az eredmények pontossága között. A 3. tábla a lineáris valószínűségi modell alkalmazhatóságát és korlátait illusztrálja a kockázatviselésre vonatkozó példával. Az olvasó közvetlenül összehasonlíthatja a lineáris valószínűségi modelltől származó becsléseket a logisztikus regresszió alapján számolt marginális hatásokkal.

3. tábla

A szerencsejáték választását befolyásoló tényezők három különböző tétnél

Változó	Játék1 (Tét: 1 ezer forint)		Játék2 (Tét: 100 ezer forint)		Játék3 (Tét: 1000 ezer forint)	
	100- β	ΔP	100- β	ΔP	100- β	ΔP
Log ₁₀ (Családi jövedelem)	15,3 (4,4)**	18,9 (4,6)**	6,3 (2,0)**	6,7 (3,0)*	11,6 (1,8)**	-3,2 (2,1)
Életkor ^{a)}	-4,5 (0,6)**	-4,9 (0,6)**	-0,7 (0,3)**	-1,1 (0,4)**	0,0 (0,2)	0,4 (0,3)
Iskolai végzettség ^{b)}	4,6 (1,5)**	3,8 (1,4)**	1,3 (0,7)	2,1 (0,9)*	-2,4 (0,5)**	-0,7 (0,7)
Nem (1 – férfi, 0 – nő)	4,5 (1,9)*	4,0 (1,9)*	1,9 (0,8)*	2,7 (1,3)*	2,0 (0,7)**	-0,5 (0,9)
Önálló foglalkozás ^{c)}	-1,4 (4,1)	-2,0 (3,9)	4,6 (3,5)	7,8 (2,8)**	-2,3 (1,5)	0,2 (1,8)
Kockáztatott 1. játékban ^{c)}			41,4 (2,2)**	39,1 (1,9)**	9,4 (1,0)**	1,7 (1,4)
Kockáztatott 2. játékban ^{c)}					25,3 (3,8)**	31,5 (4,4)**
Konstans	-32,4 (19,9)		-26,9 (8,5)**		-50,6 (8,6)**	
Esetszám	2308		1845		2062	

R^2	0,06		0,20		0,12
Értelmetlen előrejelzések száma	0		367		771

* $p < 0,05$;

** $p < 0,01$.

^{a)} 6 kategóriából álló változó.

^{b)} 3 kategóriából álló változó.

^{c)} 1 ha igen; különben 0.

Megjegyzés. A varianciával súlyozott legkisebb négyzetek módszerével becsült paraméterek százszorosa ($100 \cdot \beta$) és a logisztikus regressziós paraméterbecslések alapján becsült marginális hatások (ΔP) százalékban kifejezve (standard hibák zárójelben).

Forrás: A TÁRKI 1996-os és 1997-es Omnibusz felvételei (Szántó-Tóth, 1999).

Regressziós eredmények publikálása. Tanulmányom azt bizonyítja, hogy marginális hatások becslése nélkül nem lehet biztos oksági következtetéseket levonni. Mivel a marginális hatás nemcsak a paraméterbecslések, hanem a mintabeli adatok függvénye is, a marginális hatás megítéléséhez szükség van a változók mintabeli eloszlásainak az ismeretére. Ekkor ugyanis a publikált regressziós eredmények értelmezhetők a rögzítés és az átlagolás kombinált módszerével. A publikált eredmények értelmezésére alkalmas kombinált módszer a következő. Először – a rögzítés módszerét figyelembe véve – létre kell hozni egy 2^K megfigyelésből álló, K változót tartalmazó adatbázist (ahol K a dummy változók száma). Ez az adatbázis a dummy változók által definiált összes lehetséges típust tartalmazza. Ezután – a rögzítés módszerét követve – az adatbázishoz hozzáadunk annyi új változót, ahány folytonos változónk van. Ezek az új változók az egyes folytonos magyarázó változók átlagait vagy valamilyen kitüntetett értékét tartalmazzák. Ezen az adatbázison /5/ és /6/ segítségével megbecsülhetők a marginális hatások.¹² A tanulság az, hogy nem felülvizsgálható az a kutatási beszámoló, amely nem közli a regresszióba bevont változók mintabeli átlagait, valamint a regressziós becslések standard hibáit.

*

Tanulmányom azt a tézist fejtette ki, hogy logisztikus regressziós eredmények értelmezésére jobban alkalmasabb a marginális hatás, mint az esélyhányados. A tézis melletti első érv az, hogy a marginális hatás értéke jobban értelmezhető, mint az esélyhányados. Itt egyrészt arról van szó, hogy a marginális hatás mint mérőszám lehetséges értékei korlátosak, míg az esélyhányados lehetséges értékei nem. Másrészt a marginális hatás egy olyan koncepción – az okság probabilisztikus elméletén – alapul, amely világos keretet ad a statisztikai bizonyítékok oksági értelmezéséhez. A második érv, amelyet a binomiális logisztikus regressziónál ismertettem az, hogy az esélyhányados hamis képet festhet az oksági kapcsolat nagyságáról. Ez különösen akkor probléma, ha a kutatónak van elméleti hipotézise különböző hatások viszonylagos nagyságáról. A harmadik érv pedig, amelyet a multinomiális regressziónál mutattam be az, hogy az esélyhányados nem mindig fejezi ki helyesen a feltételezett oksági kapcsolat irányát. A példák azt mutatták, hogy a nyers paraméterbecslésekből számolt esélyhányadosok multinomiális logisztikus reg-

¹² Természetesen ez az adatbázis nem reprodukálja az eredetét, még akkor sem, ha az egyes megfigyeléseket súlyozzuk. Az alapvető probléma az, hogy kizárólag a leíró statisztikák alapján lehetetlen reprodukálni azokat a súlyokat, amelyek segítségével az eredeti adatbázis reprezentálható. Mégis, tapasztalataim alapján, az itt ismertetett egyszerű módszerrel azokat a marginális hatásokat kapjuk meg, melyeket akkor kapnánk, ha az elemzést végző kutató rendelkezésünkre bocsátotta volna az adatait.

ressziós modellekben pozitív oksági kapcsolatot mutathatnak ott, ahol az átlagos marginális hatás alapján nincs pozitív oksági összefüggés.

Végül egy megjegyzés a tanulmány korlátairól. Nem vizsgáltam alaposan azt a kérdést, hogy az átlagos marginális hatás vajon kedvezőbb statisztikai tulajdonságokkal rendelkezik-e, mint az esélyhányados, valamint azt a kérdést, hogy a marginális hatás becslésének két módszere – a rögzítés és az átlagolás módszere – közül melyik rendelkezik kedvezőbb statisztikai tulajdonságokkal. Ez a kérdés azért lehet releváns, mert az esélyhányados használata mellett fő érv statisztikai természetű: az, hogy az esélyhányados értéke független a minta bizonyos tulajdonságaitól (*Bishop–Fienberg–Holland; 1975, Rudas; 1998*). A statisztikai tulajdonságok vizsgálata tovább finomíthatná az esélyhányados és a marginális hatás összehasonlítását, valamint a marginális hatás becslési módszerei közötti választás szempontjait. A tanulmányban szereplő példákban a becsült marginális hatásokat az átlagolás módszerével számoltam ki. A döntés mellett csak az szólt, hogy a rögzítés módszerét körülményes lenne használni, ha a független változók között sok a dummy változó. Minthogy a döntésem nem vette figyelembe ezt a statisztikai szempontot, az egyes példákban a marginális hatásra vonatkozó becslési eredmények és az ezekből levont tartalmi következtetések nem tekinthetők véglegesnek.

FÜGGELÉK

MARGINÁLIS HATÁSOK VARIÁNCIÁJÁNAK BECSLÉSE

Legyenek \mathbf{b} és $\boldsymbol{\beta}$ rendre a paraméterbecslések, illetve a valós paraméterek vektorai. Legyen \mathbf{m} a marginális hatások vektora, \mathbf{G} a marginális hatások paraméterek szerint vett parciális deriváltjait tartalmazó mátrix. Jelölje $\mathbf{V}(\bullet)$ a kovariancia mátrixot!

A marginális hatások varianciájának becslése a delta módszert használja. A Taylor-módszer alapján

$$\mathbf{m}(\mathbf{b}) \approx \mathbf{m}(\boldsymbol{\beta}) + \mathbf{G}(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta}) \quad /F1/$$

Ha $\mathbf{m}(\mathbf{b}\mathbf{x}) - \mathbf{m}(\boldsymbol{\beta}\mathbf{x})$ különbséget behelyettesítjük a variancia definíciójába, akkor a marginális hatások varianciájára a következő kifejezést kapjuk:

$$\mathbf{V}[\mathbf{m}(\mathbf{b}\mathbf{x})] \approx \mathbf{G}\mathbf{V}(\mathbf{b})\mathbf{G}^T \quad /F2/$$

A regressziós becslés után a paraméterek kovariancia mátrixa, $\mathbf{V}(\mathbf{b})$, rendelkezésünkre áll. A marginális hatások varianciájának becsléséhez a \mathbf{G} mátrix egyes elemeit kell kiszámítani. \mathbf{G} i -edik sora és j -edik oszlopa az i -edik marginális hatás j -edik paraméterbecslés, b_j , szerint vett parciális deriváltját tartalmazza. Dummy, illetve folytonos változók esetén a parciális derivált:

$$\partial m_i / \partial b_j = N^{-1} \Sigma [f(\mathbf{b}\mathbf{x}|x_i=1) - (1-\delta)f(\mathbf{b}\mathbf{x}|x_i=0)] x_j \quad /F3/$$

$$\partial m_i / \partial b_j = N^{-1} \Sigma [\delta f(\mathbf{b}\mathbf{x}) + b_j \partial f(\mathbf{b}\mathbf{x}) / \partial \mathbf{b}\mathbf{x}] x_j \quad /F4/$$

Mindkét képletben $\delta=1$, ha $i=j$, $\delta=0$ ha $i \neq j$. Belátható, hogy lineáris regresszió esetén a \mathbf{G} mátrix az egységmátrix.

IRODALOM

- AMEMIYA, T. (1981): Qualitative response models: A survey. *Journal of Economic Literature*, 19. évf. 483–536. old.
 BISHOP, Y. M. M. – FIENBERG, S. E. – HOLLAND, P. W. (1975): *Discrete multivariate analysis. Theory and practice*. MIT Press. Cambridge (MA).

- BLOSSFELD, H.-P. – ROHWER, G. (1995): *Techniques of event history modeling: New approaches to causal analysis*. Mahwah, Erlbaum.
- DEBREU, G. (1960): Review of „invidual choice behaviour” by R. Luce. *American Economic Review*, 50. évf. 186–188. old.
- GANZEBOOM, H. B. G. – TREIMAN, D. – ULTEE, W. C. (1991): Comparative intergenerational stratification research: three generations and beyond. *Annual Review of Sociology*, 17. évf. 277–302. old.
- GOLDTHORPE, J. H. (2001): Causation, statistics, and sociology. *European Sociological Review*, 17. évf. 1–20. old.
- GREENE, W. (2000): *Econometric analysis*. Prentice Hall, New Jersey.
- HENDRICKX, J. – GANZEBOOM, H. B. G. (1998): Occupational status attainment in the Netherlands, 1920–1990: A multinomial logistic analysis. *European Sociological Review*, 14. évf. 387–403. old.
- KING, G. – TOMZ, M. – WITTENBERG, J. (2000): Making the most of statistical analyses: Improving interpretation and presentation. *American Journal of Political Science*, 44. évf. 341–355. old.
- LIEBERSON, S. (1985): *Making it count. The improvement of social research and theory*. University of California Press, Berkely.
- LONG, J. S. (1997): *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- MULAİK, S. A. – RAJU, N. S. – HARSHMAN, R. A. (1997): There is a time and a place for significance testing. In: *Harlow, L. L. – Mulaik, S. A. – Steiger, J. H. (szerk.): What if there were no significance tests*. Lawrence Erlbaum, Mahwah, NJ. 65–115. old.
- PÖTTNER, U. – BLOSSFELD, H.-P. (2001): Causal inference from series of events. *European Sociological Review*, 17. évf. 21–32. old.
- RUDAS, T. (1998): *Odds ratios in the analysis of contingency tables*. Sage, Thousand Oaks, CA.
- SOBEL, M. E. (1998): Causal inference in statistical models of the process of socioeconomic achievement. *Sociological Methods and Research*, 27. évf. 318–348. old.
- SUPPES, P. (1970): *A probabilistic theory of causality*. North Holland, Amsterdam.
- SZÁNTÓ Z. – TÓTH I. GY. (1999): Dupla vagy semmi, avagy kockázatosság-e a talált pénz? *Szociológiai Szemle*, 9. évf. 1. sz. 31–68. old.
- WINSHIP, C. – MORGAN, S. L. (1999): The estimation of causal effects from observational data. *Annual Review of Sociology*, 25. évf. 659–707. old.

SUMMARY

The argument developed in this paper is that the proper interpretation of logistic regression coefficients requires the estimation of marginal effects rather than the use of raw coefficients or the calculation of odds ratios. The fundamental difference between odds ratios and marginal effects is that the former depends only on the parameter estimate of interest while the latter on other coefficients and the values of all variables. In the first part the paper gives the description of the concept and the estimation methods of marginal effects. Then, presenting empirical examples, it is shown that researchers relying on the odds ratio might draw misleading conclusions about the size of the assumed causal effect in binomial logistic regression, and the direction of the assumed causal effect in multinomial logistic regression. Finally, some recommendations concerning the publication of logistic regression results are formulated.

TERÜLETI BANKFIÓKOK TELJESÍTMÉNYÉNEK ELEMZÉSE FAKTORANALÍZISSEL*

WÁGNER ILDIKÓ

Hasonlóan más gazdasági szervezetekhez a hitelintézetek teljesítményét is különböző adatokkal és azokból számolt mutatókkal lehet mérni. Kétségtelen, hogy a tanulmányban vizsgált 15 változó mindegyike hatást gyakorol valamilyen módon a területi bankfiókok teljesítményére. Többváltozós matematikai módszerek alkalmazása nélkül nagyon nehéz lenne kiválasztani azon tényezőket, amelyek a vizsgált jelenség szempontjából meghatározók lehetnek. A gyakorlatban a bankok a legfontosabbnak tartott hitelezési üzletág, majd számlavezetési üzletág teljesítését vizsgálják figyelembe véve az adottságnak tekinthető személyi-tárgyi feltételeket, valamint külső működési környezetet (ezen belül is különösen a konkurenciát). Ezért feltehetően lényegében három változócsoporthat (a hitelezési üzletág, amelybe a hitelállomány és az eredmény egyaránt beleértendő; a számlavezetési üzletág; a személyi-tárgyi feltételek) vizsgálatával értékelhető az egyes bankfiók által elért teljesítmény, mivel azokra gyakorolható hatást döntésével a vezetés. A feltételezett faktorszám így három. Az elvégzett faktoranalíziseket követően sikerült a vizsgált változókat a feltételezett három faktorba „tömöríteni”.

TÁRGYSZÓ: Teljesítményértékelés. Faktoranalízis.

Mindennapi életünkbe a kvantitatív információk szervesen beépültek, alkalmazásuk automatikussá vált, felhasználásukkal lehetőség nyílik a gazdasági jelenségek beható, komplex elemzésére. A gazdasági folyamatok összetettsége, a gazdasági döntések eredményének nem csupán egy adatban történő visszatükröződése, a pénzügyi adatok összessége és az a tény, hogy rendszerint nem is egy, hanem egyidejűleg több gazdasági egységet kell megítélni, szükségessé teszi a korszerű matematikai statisztikai módszerek, ezen belül kiemelten a többváltozós technikák alkalmazását.

Teljesítményorientált világunkban a vezetés számára kiemelt jelentősége van a teljesítményértékelésnek. Valamely üzleti vállalkozás teljesítménye a vezetés nagy számú egyedi döntésének eredménye, értékelése pedig a döntések pénzügyi és gazdasági hatásainak, következményeinek megítélését jelenti. Az elért teljesítmények értékelése rendszerint azokon a jelentéseken, kimutatásokon alapul, amelyeket a vállalatok nyilvánosan vagy zárt

* Jelen tanulmány *dr. Kovács Erzsébet* értékes és hasznos tanácsai, szakmai észrevételei nélkül nem készülhetett volna el, amelyért ezúttal szeretnék külön is köszönetet mondani, továbbá köszönetet mondok *dr. Hunyadi Lászlónak* hasznos észrevételeiért.

körben, időszakonként bocsátanak ki, és amelyek a vezetőség által hozott döntések múltbeli és jelenlegi hatását tükrözik. A jelentések igyekeznek hiteles képet adni a gazdasági eseményekről, de nyitva hagyják azok értelmezésének lehetőségét. Teljesítményértékelésekből nehéz a jövő elvárásaira következtetni, így az elemzésnek, értékelésnek ésszerű célja az lehet, hogy a jövőt befolyásoló jelenbeli döntéseket megalapozzák (*Virág; 1996*).

A MINTA ÉS AZ ELEMZÉSI MÓDSZER

Tanulmányomban a dél-dunántúli régióban (Baranya, Tolna és Somogy megyében) működő bankfiókok¹ közül 63 bankfiók (N) 1997. évi 15 teljesítményadatát (n) vizsgáltam. A vizsgált változók (és az általam alkalmazott rövidítésük):

- a bankfiók alapterülete, négyzetméter (ALT),
- millió forintban megadott éven belüli hitelállomány (EBE),
- a bankfiókoknál elszámolt amortizáció (ECS),
- a bankfiók 1997. évi eredménye (ER),
- az éven túli hitelállomány (ETU),
- a nem lakosság részére vezetett bankszámlák száma (FDB),
- a folyószámla-üggyintézők száma, fő (FOL),
- a 3 éven túli gyakorlattal rendelkező munkavállalók száma, fő (3TGY),
- a konkurens bankfiók száma a működési területen (KON),
- a lakossági devizaszámlák száma (LDV),
- a bankfiók átlagos állományi létszáma, fő (LET),
- a lakossági folyószámlák száma (LFT),
- a menedzserek száma, fő (MEN)
- az állandó népesség a bankfiók működési területén, ezer fő (ON),
- a bankfiók önkormányzattól származó bevétele 1997-ben, millió forint (SZJ).

A felsorolt 15 változó mindegyike hatást gyakorol valamilyen módon a területi bankfiók teljesítményére. Ezen hatás erőssége azonban nem azonos jelentőségű. Felvetődik a kérdés, hogy valóban szükség van-e mind a 15 változó vizsgálatára, vagy esetleg lehet ennél kevesebb változót vizsgálva is pontos elemzést végezni, és abból következtetéseket levonni.

A gyakorlatban a bankok a legfontosabbnak tartott hitelezési üzletág, majd számlavezetési üzletág teljesítését vizsgálják, figyelembe véve az adottságnak tekinthető személyi-tárgyi feltételeket, ezen belül kiemelten a létszámot mennyiségi, illetve minőségi (képzettség és tapasztaltság szempontból), valamint külső működési környezetet (a konkurenciát). Feltételezésem szerint ezért lényegében három változócsoporthoz (hitelezési üzletág, amelybe a hitelállomány és az eredmény egyaránt beleértendő; számlavezetési üzletág; személyi-tárgyi feltételek) vizsgálatával értékelhető az adott bankfiók által elért teljesítmény, mivel a vezetés főleg azokra gyakorolhat hatást döntéseivel. Továbbá feltételezem, hogy az egymással szorosabb összefüggésben levő változók egyazon változócsoporthoz jelennek meg, így egyetlen közgazdasági kategóriával jellemezhetők. Adott jelenségre azonban nagyon sok tényező hathat. Többváltozós statisztikai matematikai módszerek alkalmazása nélkül nagyon nehéz lenne kiválasztani azon tényezőket, amelyek a vizsgált jelenség szempontjából meghatározók lehetnek.

¹ A bankfiók definícióját lásd a többször módosított 1996. évi CXII. hitelintézeti törvényben.

Tanulmányomban a területi bankfiókok teljesítményének elemzésére a többváltozós statisztikai módszerek közül a faktoranalízist választottam, mivel az alkalmas arra, hogy a vizsgált jelenségre ható nagyszámú tényezőt néhány hipotetikus, fiktív változóba, faktorba sűrítse, miközben az eredeti információtartalom vesztesége minimális, illetve a kívánt szint alatt tartható, és egyúttal feltárja az ismérvek, illetve az általuk tükrözött jelenség belső összefüggéseit is. A faktoranalízis előnyei a következőkben foglalhatók össze:

- nagy mennyiségű információ kezelésére és feldolgozására ad lehetőséget (a bemenő változók számának növelésénél a megfigyelési egységek száma legalább ötször nagyobb kell legyen a változók számánál);²
- a vizsgált jelenség szempontjából lényeges adatokat a faktoranalízist megelőzően nem kell rangsorolni;
- a faktoranalízis alkalmas különböző jellegű adatok, mennyiségi és számszerűsíthető minőségi ismérvek együttes kezelésére;
- a vizsgált változókat nem kell megosztani függő (eredmény) és független (magyarázó) változókra, ellentétben a regressziószámítással;
- a vizsgált változók közötti korreláció (multikollinearitás) megengedett, sőt a faktoranalízis alapvető céljának eléréséhez szükséges is, mértéke azonban nem mellékes;
- a faktoranalízis eredményeként adódó közös faktorok egymással páronként korrelálatlanok, illetve a közös és az egyedi faktorok egymással korrelálatlanok;
- a faktoranalízis nem helyettesíti például a regressziószámítást, de eredményeit az felhasználhatja;
- a közös faktorok konkrét meghatározása természetesen a faktoranalízist készítő, illetve elemző feladata marad.

A faktoranalízist azonban felsorolt előnyei ellenére sok bírálat érte az elmúlt időszakban, főleg a kiinduló adatokkal kapcsolatban. Az alapadatok pontossága, a vizsgált jelenség mérésére való alkalmassága meghatározza az alkalmazott modell értékelhetőségét, megbízhatóságát és így felhasználhatóságát. Ezért az adatbázisok összeállításánál kiemelt jelentősége van a szakmai szempontoknak, ismereteknek (*Jahn–Vahle*; 1974, *Wagner*; 1998, *Borosy et al.*; 2001).

Az általam végzett faktoranalízis során használt szoftver a WINDOWS alatt futó SPSS (Statistical Program for Social Sciences). Először az eredeti adatbázisra vonatkozóan elvégzett számításokat és azok eredményét ismertetem, majd egy konkrét gyakorlati probléma megoldásával szeretném érzékeltetni a nehézségeket.

Az első faktoranalízis eredményeinek bemutatása és összegzése

Először a faktoranalízist az eredeti adatbázison két faktorra végeztem el úgy, hogy mind a 15 változót bevontam. A program által közölt 1. tábla első három oszlopa a bevont változók számtani átlagát, szórását és a megfigyelések számát tartalmazza. Ezen értékek a faktorok számától függetlenek, azaz ugyanezen értékeket kapjuk az elvégzett második, harmadik, illetve negyedik faktoranalízist követően is, ezért azok ismétlésétől a későbbiekben eltekintek.

A vizsgált dél-dunántúli régió bankfiókjainak átlagos alapterülete 529 négyzetméter, átlagos éven belüli hitelállománya 1068,190, átlagosan elszámolt értékcsökkenése 12,5238, egy bankfiók átlagos 1997. évi eredménye 119,4127, átlagos éven túli hitelállománya 842,1270 millió forint, átlagos menedzseri létszáma kerekítve 6 fő stb. volt 1997-ben.

² Csak ekkor állítható elő megbízhatóan a becslésekhez szükséges korrelációs mátrix inverze.

1. tábla

A vizsgált (15) eredeti, illetve 11 redukált változó számított átlaga és szórása, továbbá a kommunalitás két, illetve három faktoros modell esetén

Változó	Számítási átlag	Szórás	Kommunalitási érték			
			N = 15		N = 11	
			2	3	2	3
			faktoros modellnél			
ALT	529,0317	430,0679	0,558	0,743	0,666	0,790
EBE	1068,190	1892,677	0,770	0,815	7,67E-01	0,852
ECS	12,5238	10,1899	0,643	0,848	0,727	0,874
ER	119,4127	159,8002	0,748	0,787	0,719	0,782
ETU	842,1270	1136,265	0,871	0,876	0,872	0,887
FDB	937,8413	976,5388	0,646	0,726	0,786	0,900
FOL	12,4127	11,5948	0,858	0,875	8,57E-01	0,881
3TGY	19,2968	18,9245	0,734	0,736	0,808	0,809
KON	17,5873	41,2978	0,972	0,972	–	–
LDV	3018,397	2760,422	0,678	0,836	–	–
LET	48,2698	46,7044	0,890	0,893	0,906	0,921
LFT	1115,571	959,1887	0,696	0,812	7,83E-01	0,918
MEN	5,7302	4,1706	0,797	0,873	0,774	0,854
ON	247,1905	601,7081	0,972	0,972	–	–
SZJ	3228,095	8290,232	0,972	0,972	–	–

A program által közölt kommunalitási értékek azt mutatják meg, hogy a közös faktorok (melyek száma az alkalmazott 2, illetve 3 faktoros modelltől függően 2, illetve 3 faktort jelent) együttesen milyen mértékben alakítják egy-egy változó varianciáját, szórásnégyzetét. Ezen értékek a faktorok számának növekedésével általában egyre nagyobbak.

Az 1. táblából jól látható, hogy három változó (KON, ON, SZJ) esetében rendkívül nagyok a szórások, a szórás és az átlag hányadosa jóval meghaladja a kettőt. Mindezek miatt ezen extrém értékeket a későbbiekben meg kell vizsgálni, hiszen a faktorelemzés csak homogén mintára ad értelmezhető eredményt.

A program által összeállított következő fontos tábla (lásd a 2. táblát) a vizsgált 15 változó páronkénti korrelációs együtthatóit³ foglalja össze a korrelációs mátrixban. A korrelációs együtthatók értéke ugyancsak független a faktorok számától, azaz a 2, illetve 3 faktoros modellnél is a táblában szereplő értékeket kapjuk.

A 2. tábla alapján néhány korrelációs együttható értelmezése:

- az össznépeség és az önkormányzattól származó bevétel változók közötti korrelációs együttható értéke 1, ami függvényyszerű kapcsolatra utal;
- nagyon gyenge – 0,3 alatti, gyakorlatilag nulla, 5 százalékos szignifikancia szint mellett – kapcsolatra utalnak az önkormányzattól származó bevétel változónak a többi változóval számított alacsony korrelációs együtthatói (emiatt felmerülhet e változó elhagyásának gondolata);
- erős kapcsolat van például az elért eredmény és a 3 éven túli gyakorlattal rendelkező munkavállalók száma (0,774), az elért eredmény és a létszám (0,749) vagy a létszám és az alapterület (0,728) stb. változók között;
- közepes kapcsolat van a menedzserek száma és az alapterület (0,537) vagy az éven túli hitelállomány és az amortizáció (0,484) stb. változói között.

³ A korrelációs mátrix kvadratikussá, azaz $(n \times n)$ -es típusú szimmetrikus mátrix.

2. tábla

A vizsgált 15 változó korrelációs együtthatói

Változó	ALT	EBE	ECS	ER	ETU	FDB	FOL	3TGY	KON	LDV	LET	LFT	MEN	ON	SZJ
ALT	1,000														
EBE	0,591	1,000													
ECS	0,719	0,404	1,000												
ER	0,518	0,694	0,586	1,000											
ETU	0,621	0,888	0,484	0,552	1,000										
FDB	0,488	0,576	0,394	0,407	0,670	1,000									
FOL	0,589	0,789	0,557	0,628	0,898	0,675	1,000								
3TGY	0,674	0,689	0,659	0,774	0,635	0,486	0,635	1,000							
KON	0,301	0,255	0,624	0,612	0,162	0,069	0,268	0,501	1,000						
LDV	0,473	0,701	0,422	0,720	0,690	0,493	0,766	0,644	0,419	1,000					
LET	0,728	0,800	0,682	0,749	0,822	0,607	0,890	0,803	0,332	0,783	1,000				
LFT	0,612	0,655	0,547	0,509	0,754	0,890	0,705	0,598	0,220	0,542	0,648	1,000			
MEN	0,537	0,755	0,511	0,694	0,793	0,593	0,877	0,698	0,373	0,833	0,874	0,622	1,000		
ON	0,284	0,243	0,607	0,606	0,141	0,053	0,250	0,486	0,999	0,406	0,313	0,199	0,359	1,000	
SZJ	0,274	0,238	0,602	0,604	0,132	0,045	0,241	0,480	0,999	0,399	0,305	0,192	0,350	1,000	1,000

Megjegyzés. A korrelációs együtthatók átló feletti és alatti értékei – szimmetrikus mátrixról lévén szó – megegyeznek.

A program által számított magyarázó erő már két faktor esetén is 78,689 százalékos, vagyis a modell e szempontból jónak tekinthető, hiszen értéke a tapasztalatok alapján elvártat (70-80%) jól közelíti. Az eredményül kapott 2 faktor sajátértéke is megfelel a szakirodalom szerint elvárható értékeknek, mivel mindkettő 1 feletti. (Lásd az 5. táblát.)

A faktorelemzés elvégzése után a faktoregyütthatók becslésének segítségével hipotézisvizsgálatot végeztem. A futatott teszt-statisztikák eredményei a következők 2, illetve 3 faktoros modell esetén:

- Kaiser–Meyer–Olkin-teszt (KMO) 0,843,
- Bartlett-teszt (gömbölyűségi), becslült χ^2 1819,231,
- df (szabadságfok) 105,
- Sig. 0,000.

A KMO-teszt által kapott érték tehát a megkövetelt 0,5-et meghaladja azaz megfelelő. A Bartlett-teszt eredménye kedvező ($p = 0,000$), a gömbölyűségi hipotézis így elvethető.

Az első faktoranalízis elvégzését követően eredményül kapott rotáció⁴ utáni faktorsúly mátrix (Rotated Component Matrix) azonban nem ad kielégítő eredményt a vizsgált 15 változó közötti összefüggések feltárásához. E mátrix egyébként a faktoranalízis egyik legfontosabb része, hiszen segítségével azonosíthatók, majd pedig értelmezhetők közgazdaságilag is leírható módon az egyes faktorok.

A 3. tábla szerinti rotáció utáni faktorsúly mátrix alapján megállapítható, hogy a vizsgált változókat nem lehet két faktorba sűríteni, illetve a faktorok nem írhatók le egy közgazdasági kategóriával, mivel a faktorsúlyok figyelembevételével

- az 1. faktorba kerülne az éven túli és az éven belüli hitelállomány, a menedzserek száma, a lakossági devizaszámlák száma, a folyószámla-tügyintézők száma, a bankfiók átlagos állományi létszáma, a lakossági és a

⁴ A faktorsúlyokat transzformáló módszerek (ún. rotáció) közül a varimax módszert használtam, amelynek lényege a kvadratus faktorsúlyok varianciájának maximalizálása.

nem lakossági bankszámlák száma, a bankfiók alapterülete, az elért eredmény és a 3 éven túli gyakorlattal rendelkezők száma változó,

– a 2. faktorba tartozna az önkormányzattól származó bevétel, az amortizáció, az állandó népesség és a konkurensok száma változó.

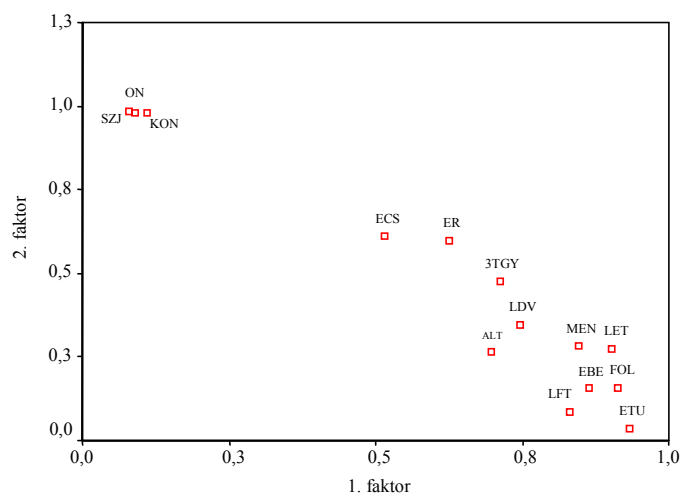
3. tábla

A rotáció utáni faktorsúlymátrix

Változó	1. faktor	2. faktor
ETU	0,933	0
FOL	0,913	0
LET	0,903	0,273
EBE	0,864	0
MEN	0,846	0,283
LFT	0,830	0,000
FDB	0,801	0,000
LDV	0,747	0,346
3TGY	0,712	0,476
ALT	0,697	0,267
ER	0,625	0,597
SZJ	0	0,983
ON	0	0,982
KON	0	0,980
ECS	0,516	0,613

Megjegyzés. A 0,2 alatti, meglehetősen gyenge kapcsolatra utaló értékek helyett, a kapcsolatrendszer átláthatóbbá tétele céljából, nulla szerepel.

A két faktor grafikusán is ábrázolható, ami segítheti az egyes faktorok tartalommal való megtöltését.

A faktorsúlyok két faktor esetén

Az ábrából leolvasható, hogy három változó (KON, SZJ, ON) kissé „kilóg” a többi közül. A többi változóból pedig lényegében két változócsoporthoz képezhető. Emiatt újabb faktoranalízist is készítettem három faktorra, amelynek eredményeit a következő rész mutatja be.

A második faktoranalízis eredményeinek bemutatása és összegzése

Az eredeti adatbázis szerint: a faktorok egyértelmű közgazdasági azonosíthatóságát, illetve a gyakorlat során használt három változócsoporthoz kapcsolatos követelményeket szem előtt tartva, az SPSS programmal újabb faktoranalízist hajtottam végre három faktorra, amelynek során azon faktorokat is figyelembe vettem, amelyeknek sajátértéke 1-nél lényegesen nem kisebb. A faktorok sajátértéke az újabb faktoranalízissel nem változott meg (lásd az 5. táblát), a háromfaktoros modell magyarázó ereje már közelíti a 85 százalékot (84,910%), azaz az előzőnél természetesen jobb értéket vesz fel. A tesztstatisztikák a háromfaktoros modellnél változatlanok maradtak, tehát a 3. táblában közölt értékek érvényesek.

Az újabb rotáció utáni faktorsúlymátrix-táblázat (lásd a 4. táblát) alapján megállapítható, hogy a kapott három faktor közül a 2. faktor az önkormányzattól származó bevétel, az össznépeség és a konkurencia változókat foglalja össze. A 3. faktor a lakossági és nem lakossági bankszámla változókat együtt tartalmazza az alapterület és az amortizáció változókkal. Az 1. faktor azonban továbbra is több változó (a menedzserek száma, a lakossági devizaszámlák száma, az éven belüli hitelállomány, a folyószámla-ügymintézők száma, az éven túli hitelállomány, a állományi létszám, az elért eredmény és a 3 éven túli gyakorlattal rendelkezők száma változók) alapján írható csak le. Tehát a faktor továbbra is közgazdaságilag különböző tartalmú változókat von össze, amelyek száma a kétfaktoros modellhez képest a számlavezetési üzletágra vonatkozó változók 3. faktorban való megjelenésével csökkent.

4. tábla

A rotáció utáni faktorsúlymátrix 3 faktor esetén

Változó	1. faktor	2. faktor	3. faktor
MEN	0,863	0,224	0,280
LDV	0,858	0,291	0
EBE	0,831	0,000	0,340
FOL	0,823	0,000	0,434
ETU	0,797	0,000	0,491
LET	0,781	0,214	0,487
ER	0,658	0,553	0,220
3TGY	0,575	0,431	0,470
SZJ	0	0,975	0
ON	0	0,974	0
KON	0	0,971	0
LFT	0,474	0,000	0,765
ALT	0,326	0,230	0,764
FDB	0,476	0,000	0,697
ECS	0	0,587	0,683

Megjegyzés. Lásd a 3. táblánál.

Összefoglalásként megállapítható, hogy az eredeti adatbázisra vonatkozóan elvégzett első és második faktoranalízissel kapcsolatban mind pénzügyi, mind statisztikai szempontból kifogások merülnek fel (így további faktorbevonásoknak nincs értelme), hiszen a második faktoranalízissel sem sikerült elérni, hogy egy-egy faktor legalább pénzügyi szempontból egyértelműen leírható, jellemezhető legyen, ha a modell statisztikai oldalról nem is tökéletes.

Ezek után az eredeti adatbázis áttekintése szükséges. Az 1. táblából jól látható, hogy három változó (KON, ON, SZJ) esetében rendkívül nagyok a szórások, a szórás és az átlag hányadosa jóval meghaladja a kettőt. Ezért a korábbiakban már jelzett extrém értékek kiszűrése a faktorelemzésre alkalmas homogén minta kialakítása érdekében tovább nem halogatható.

A konkurens bankfiókok számát például nem célszerű a változók között szerepeltetni. Az önkormányzattól származó bevétel változó és az állandó népesség változó korrelációja is megoldható lényeges információvesztés nélkül a változó elemzésből történő kivonásával, bár a bankok az önkormányzatokat mind a vállalati, mind a lakossági üzletágtól elkülönítetten kezelik, hangsúlyozva azok speciális voltát. E változók kihagyásával végzett faktoranalíziseknél arra az eredményre jutottam, hogy az értékelés során további változók is elhagyhatók. Ezek a változók: az állandó népesség (ON) és a lakossági devizaszámla (LDV) változó, mivel ezek a modellt lényegesen nem befolyásolták.

A vizsgált változók száma az eredeti adatbázisban az extrém értékek kiszűrését követően tehát négygyel (KON, SZJ, ON, LDV), 15-ről 11-re csökkent. A továbbiakban az így redukált adatbázisra vonatkozóan elvégzett számításokat és azok eredményét ismertetem.

A harmadik és a negyedik faktoranalízis eredményeinek bemutatása és összegzése

A redukált adatbázisra megismételt faktoranalízis esetében is statisztikai szempontból a két-, illetve háromfaktoros modellt lehet elfogadni. E modellek kommunalitási értékei kedvezőbbek, mint az eredeti adatbázisra kapott értékek (lásd az 1. táblát), hiszen szinte valamennyi érték már 0,8 körüli, illetve a feletti.

5. tábla

A faktorok sajátértékei, megoszlása és kumulált nagysága az eredeti és a redukált adatbázis esetén

Megnevezés	Eredeti adatbázis esetén			Redukált adatbázis esetén		
	sajátérték	megoszlás (százalék)	kumulált érték	sajátérték	megoszlás (százalék)	kumulált érték
1. faktor	8,942	59,614	59,614	7,642	69,471	69,471
2. faktor	2,861	19,076	78,689	1,022	9,292	78,763
3. faktor	0,933	6,221	84,910	0,804	7,311	86,075
4. faktor	0,688	4,585	89,495	0,469	4,262	90,336

A négy változó elhagyásával a faktorok sajátértékei csökkentek, összességében azonban a magyarázó erő növekedett: háromfaktoros modellnél az eredeti adatbázisnál 84,910, míg a redukálnál 86,075 százalék volt. (Lásd az 5. táblát.) Ebből a szempontból tehát a modell megfelelő. Lényegesebb változás elsősorban egy-egy faktor magyarázó

erejénél következett be. A redukált adatbázisnál ugyanis az 1. faktor járul hozzá a legnagyobb mértékben az adatok szóródásának magyarázatához, míg az eredeti adatbázisnál a 2. faktornak is viszonylag jelentős szerepe volt. A redukált adatbázisnál a 3. faktor szerepe kissé nagyobb, mint az eredeti adatbázis 3. faktoré.

A redukált adatbázisra elvégzett faktoranalízisek közül a háromfaktoros modellnél (lásd a 6. táblát) az 1. faktor gyakorlatilag ugyanazon változókat, nevezetesen a menedzserek száma, az éven belüli hitelállomány, a folyószámla-ügyintézők száma, az állományi létszám, az elért eredmény, az éven túli hitelállomány és a 3 éven túli gyakorlattal rendelkezők száma vonja össze.

6. tábla

A rotáció utáni faktorsúlymátrix háromfaktoros modellnél az eredeti és a redukált adatbázis esetén

Változó	Eredeti adatbázis			Redukált adatbázis		
	1. faktor	2. faktor	3. faktor	1. faktor	2. faktor	3. faktor
MEN	0,863	0,224	0,280	0,817	0,264	0,340
LDV	0,858	0,291	0,000	–	–	–
EBE	0,831	0,000	0,340	0,816	0,000	0,384
FOL	0,823	0,000	0,434	0,748	0,259	0,504
LET	0,781	0,214	0,487	0,746	0,502	0,334
ER	0,658	0,553	0,220	0,719	0,515	0,000
ETU	0,797	0,000	0,491	0,718	0,203	0,575
3TGY	0,575	0,431	0,470	0,644	0,643	0,000
SZJ	0,000	0,975	0,000	–	–	–
ON	0,000	0,974	0,000	–	–	–
KON	0,000	0,971	0,000	–	–	–
ECS	0,000	0,587	0,683	0,213	0,885	0,214
ALT	0,326	0,230	0,764	0,283	0,757	0,370
FDB	0,476	0,000	0,697	0,282	0,000	0,886
LFT	0,474	0,000	0,765	0,315	0,356	0,832

Megjegyzés. Lásd a 3. táblánál.

Az eredeti adatbázisnál még a 3. faktorban együtt szereplő változók a redukált adatbázisnál már két külön faktorba különültek el. A 2. faktor a működés tárgyi feltételeit leíró változókat (alapterület, értékcsökkenés) jeleníti meg. A 3. faktor pedig a hitelezési üzletág melletti másik üzletág, a számlavezetés változóit (lakossági és nem lakossági bankszámlák száma) jeleníti meg.

A BANKRENDSZER 1997. ÉVI MŰKÖDÉSÉNEK FŐBB JELLEMZŐI

Az egyes faktorok lehetséges közgazdasági tartalmának vizsgálata előtt szükségesnek tartom bemutatni a bankrendszer 1997. évi általános működési környezetét egyrészt azért, mert ez az egyes faktorok sorrendjét nyilvánvalóan befolyásolja; másrészt azért, mert a gazdaságra jellemző általános tendenciák a területi gazdasági folyamatokban és az ott működő gazdálkodó szervezetek stratégiájában is egyértelműen tükröződnek.

1997-ben kedvező makrogazdasági feltételek között tovább folytatódott a bankrendszer nemzetközi standardokhoz közelítő fejlődése, beleértve a jogi szabályozást is. A bankszektor teljesítményének növekedése az 1996. évit is jelentősen meghaladta, a mérlegfőösszeg 27,4 százalékos (a hitelintézeti rendszer egészének 27,6 százalékos) növekedése mind a GDP-deflátor, mind pedig a nominális GDP növekedéséhez viszonyítva kiemelkedően magas volt. A bankok mérlegfőösszegének GDP-hez viszonyított aránya az 1991-től 1996-ig tartó csökkenés után növekedésnek indult, 1997 végén 72 százalékot tett ki. A nemzetgazdasági bruttó megtakarítások a korábbi évek tendenciájának megfelelően GDP-arányosan tovább növekedtek, ami lehetővé tette, hogy a beruházások a külső forrásbevonások csökkenése mellett növekedjenek. Az erősödő vállalati szféra a nemzetgazdaság rendelkezésére álló jövedelemnek egyre nagyobb részére tett szert, nyeresége növekedett. A javuló nyereségességet jól mutatja, hogy a vállalati beruházások 1996-ban is jelentősen növekedtek.

A vállalkozások megnövekedett 1997. évi hiteligényét a pénzügyi mérlegek is tükrözik. 1997-ben nőtt a finanszírozásban a belföldi bankrendszer részesedése. Sőt a külföldi hiteletet is egyre inkább a hazai bankrendszer közvetítette. Ennek hatásaként a bankrendszer devizaforrás-állománya a forintforrás-állománynál nagyobb arányban (35 százalékkal) nőtt.

A lakossági szektor hitelállományának csökkenése 1997-ben is folytatódott, ami döntően a lakáscélú hiteletet és az értékpapír-vásárláshoz kapcsolódó hitelezést érintette. A bankok üzletpolitikai terveiknek megfelelően jelentősen növelték tevékenységüket a lakossági piac egyéb területein, így különösen a fogyasztási és áruvásárlási hitelekénél.

A bankrendszer tevékenységének bővülése együtt járt a bankrendszer pénzügyi közvetítési tevékenysége színvonalának további javulásával. A fejlesztés fő területét a lakossági termékek és szolgáltatások piaca jelentette, szereplőinek száma, a kínált termékek választéka és mennyisége egyaránt erőteljesen emelkedett. A bankok üzletpolitikájának kiemelt szempontja volt a fizetési forgalom modernizálása, az üzleti és operációs folyamatok gyorsítása, minőségük javítása.

A bankrendszer 1997. évi adózott eredménye 53 milliárd forint volt, az előző évinél 14 százalékkal kevesebb, így a tőke- és eszközarányos jövedelmezőség is romlott. A kamatjövedelem alakulását jelentős mértékben meghatározták a bankok eszköz- és forrásszerkezetében végbement változások. A mérlegben megnövekedett az ügyfélkihelyezések (hitelek) aránya, miközben az ügyfélforrások (betét és értékpapír) aránya jelentős mértékben visszaesett.

Az 1996. évi tendencia folytatásaként a kamatszint tovább csökkent, illetve a vállalati hitelkamatok csökkenése a betéti kamatok csökkenésénél nagyobb mértékű volt. Ezzel egyidejűleg a bankok üzleti költségei az inflációs rátát meghaladó ütemben emelkedtek. 1997-től bevezették – az EU-val való jogharmonizáció, illetve az OECD követelményeinek való megfelelés jegyében készült – a korábbiaknál szigorúbb hitelezési szabályokat tartalmazó 1996. évi CXII. hitelintézeti törvénnyel az általános kockázati céltartalék képzésének kötelezettségét, ami 12 milliárd többletköltséget jelentett az eredmény terhére. Mindezek következtében a bankrendszerre vonatkozóan számított haszonrés csökkenést mutat a növekvő hitelállomány portfólió miatti, az eredményt terhelő céltartalék-képzési igény fokozatos csökkenése ellenére (*Csilléry et al.*; 1998).

KÖVETKEZTETÉSEK

Tanulmányomban a dél-dunántúli régióban működő bankfiókok közül 63 bankfiók 1997. évi teljesítményi adatait vizsgáltam eredetileg 15 gazdasági változó alapján, bár ezen viszonylag nagyszámú változó csökkentésére törekedtem. Ehhez a WINDOWS alatt futó SPSS programmal faktoranalízist végeztem. Az elvégzett faktoranalíziseket követően a vizsgált változókat három faktorba „tömörítettem” minimális információvesztés mellett. A három faktor együttes magyarázó ereje 86,075 százalékos, tehát megfelelőnek tekinthető. A bevont faktorok sajátértékével szemben támasztott követelmény is többé-kevésbé teljesül, a faktorok sajátértékei 1-hez közeli.

A bankfiókok 1997. évi teljesítményének, értékeléséhez elfogadott három faktor közül a legnagyobb magyarázó erővel (69,471%) rendelkező első faktor a menedzserek száma, az éven belüli hitel, a folyószámla-ügyműveletek száma, az állományi létszám, az elért eredmény, az éven túli hitel és a 3 éven túli gyakorlattal rendelkezők száma változókat vonja össze, ezek egyértelmű azonosítása, egyetlen közgazdasági kategóriával való leírása nem lehetséges. E változók a személyi feltételeket, valamint a hitelezési üzletág és annak eredményre gyakorolt hatását jelzik, ezért a faktoron belül két alcsoport egyértelműen elkülöníthető. A banki szakemberek véleménye szerint egy bank összteljesítményét a vezetés, illetve a vezetés színvonala, valamint – a bankok jövedelemtermelő-képessége szempontjából legfontosabbnak tartott üzletágának – a hitelezésnek a teljesítménye határozza meg. Legalább ugyanilyen fontosnak tekinthető a létszám (beleértve mennyiségi és minőségi jellemzőit).

A 2. faktor az alapterület nagysága és a tárgyi eszközállomány amortizációja változókat tartalmazza. Ezek között az összefüggés elég egyértelműnek tekinthető. A 2. faktor, gyakorlatilag a bank működési-tárgyi feltételeit írja le, és magyarázó ereje 9,292 százalékos.

A 3. faktor a lakossági és a nem lakossági bankszámlák száma változókat vonja össze, a faktor magyarázó ereje 7,311 százalék. Ez a faktor a bankok számlavezetési üzletágának a teljesítményét emeli ki, nem téve különbséget az egyes területek között.

Összességében tehát egy hitelintézet, egy a bank teljesítményének értékeléséhez – hasonlóan más gazdasági társaságok teljesítményének komplex vizsgálatához – a személyi és a tárgyi feltételeket mennyiségi és minőségi szempontból egyaránt vizsgálni kell. Továbbá a legfontosabb üzletágak (a hitelezés és a számlavezetés) teljesítményét is mérni kell. Ezek mellett folyamatosan nyomon kell követni a külső környezetben – például a konkurencia, a lehetséges és tényleges ügyfelek száma, a népesség száma stb. tényezőkben – és hasonlóan a mindenkori gazdasági, társadalmi, jogi környezetben végbemenő változásokat.

IRODALOM

- BOROSY A. ET AL. (2001): *Sokváltozós adatelemzés (kemometria)*. Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest.
- CSILLÉRY J. ET AL. (1998): A bankrendszer 1997. évi működésének főbb jellemzői. *Bankszemle*. 42. évf. 5. sz. 14–28. old.
- ÉLTETŐ Ö. – MESZÉNA GY. – ZIERMANN M. (1982): *Sztocasztikus módszerek és modellek*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- JAHN, W. – VAHLE, H. (1974): *A faktoranalízis és alkalmazása*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- KÖVES P. – PÁRNICZKY G. (1981): *Általános statisztika II*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- VIRÁG M. (1996): Pénzügyi elemzés, csödelőrejelzés. Kossuth Könyvkiadó, Budapest.
- WÁGNER I. (1998): *A faktoranalízis alkalmazásának egy lehetséges területe*. (PhD-dolgozat.)
- WÁGNER I. (2002): *Bankfogalmak a jogi szabályozás alapján*. (PhD-dolgozat.)

SUMMARY

The author analyses the 1997 performance data of 63 of the total number of the local branches operating in the South Transdanubian region originally on the basis of 15 economic variables. To reduce this relatively great number of variables she carried out factor analysis with the help of the SPSS package under WINDOWS. As a result of the factor analyses carried out, the originally fifteen variables under review could be concentrated into three factors, keeping the loss of information to the minimum, as the joint explanatory force of the three factors rise up to 86.075 percent. The model operating with three factors can, in this respect, be regarded as suitable.

The first factor emphasises on human resource requirements including both the quantity (staff) and quality (erudition) segments, in aspect of position and the significance of the credit division. The second factor contained surface area and depreciation connected to material assets, between which the relationship can be regarded as fairly obvious. The second factor is describing the operation and material conditions of the bank. The third factor units the number of accounts operated by private and non-private clients. This factor highlights the performance of another significant division, the account operation, making no distinction between the individual segments.

TÖRTÉNETI DOLGOZATOK

A BERUHÁZÁSI STATISZTIKA TÖRTÉNETE

DR. PUKLI PÉTER

A gazdaságstatisztikai ágak közül a beruházási statisztika viszonylag rövid múltra tekint vissza. A több mint százéves múlttal rendelkező mezőgazdasági vagy külkereskedelmi statisztikával szemben nem régen ünnepelte magyarországi kialakulásának 50. évfordulóját. Létrejött és talán léte is szorosan kapcsolódik egy speciális gazdaságirányítási rendszerhez, melyet szocialista központi tervgazdálkodásként ismerünk. E statisztikai szakterület fogalmi, mutatószámai természetesen minden ország statisztikai rendszerében megtalálhatók, de önálló statisztikai ággá csak a szocialista országokban vált.

Visszatekintve az ötven évre, a beruházási statisztika szakmai gyakorlatában három időszak különböztethető meg. Az első időszakban a tervteljesítés mérése, a tényleges beruházási munka ellenőrzése állt a statisztikai munka középpontjában. A második időszakra tehető a statisztikai módszertani alapok megerősödése. A beruházási statisztika fejlődési pályájának harmadik szakasza összefoglalóan úgy értékelhető, hogy a beruházási statisztika feladatköre a megváltozott felhasználói igények miatt jelentősen szűkült, de változatlanul fontos szerepe van a gazdasági növekedéshez kapcsolódó gazdasági folyamatok elemzéséhez szükséges információk előállításában. Azok a szilárd módszertani alapok, amelyek különösen a történeti fejlődésének a második szakaszában jöttek létre, ma is megfelelnek a követelményeknek. A gazdaságstatisztikában lejátszódó integrációs folyamat elsősorban a beruházási statisztika szervezeti kereteit érintette, nem a módszertani alapokat.

TÁRGYSZÓ: Beruházási statisztika. Statisztikatörténet.

A statisztika, a statisztikai szolgálat kialakulásában és fejlődésében közvetve tükröződnek az adott ország gazdasági-társadalmi fejlődésének jellegzetességei. Szoros összefüggés tapasztalható az állam funkcióinak változása és az egyes statisztikai ágak kialakulása, fejlődése között. Alapvetően ez a kapcsolat ad magyarázatot arra, hogy a gazdaságstatisztika egyes területeinek a kialakulása időben igen eltérő, és országonként is különböző volt.

Az állam funkciói és a statisztika közötti kapcsolat talán legszemléletesebben a beruházási statisztika történetében mutatkozott meg. E statisztikai terület léte és szervezete ugyanis szorosan kapcsolódott egy speciális gazdaságirányítási rendszerhez, melyet szocialista központi tervgazdálkodásként ismerünk.

A szocialista állam a gazdaság-szervezési funkciókat teljes mértékben a kezében tartotta. A központi gazdaságirányítás többek között arra is vállalkozott, hogy megtervezi a gazdaság állóalapjainak bővítését szolgáló beruházásokat, és megszervezi azok megvalósítását.

Mindehhez hatalmas mennyiségű információra volt szüksége, amit a politikai vezetés többek között az állami statisztikai szolgálat útján kívánt biztosítani. Ez az elvárás annak idején jelentős változásokat eredményezett a Központi Statisztikai Hivatal szervezeti rendjében, így például önálló szervezeti egységgé vált a beruházási statisztika. E statisztikai szakterület fogalmi, mutatószámai természetesen minden ország statisztikai rendszerében megtalálhatók, de önálló statisztikai ággá csak a szocialista országokban vált.

Az Építőipari és Beruházási főosztály 1951-ben alakult. A főosztály 1957-ben beolvadt az Ipari főosztályba, majd 1964-ben újra önálló főosztállyá vált. Az elnevezés 1971-ben Beruházási és Építőipari főosztályra változott. A rendszerváltás után, 1992-ben a főosztály megszűnt, és a beruházásokkal foglalkozó része a Nemzetgazdaság-statisztikai főosztályhoz került. 1997-től a nemzeti számlák összeállításával kapcsolatos feladatok szervezeti rendjének megváltozásával a beruházási statisztikai munkákat már nem önálló szervezeti egység keretében végzik.

A beruházási statisztika ötvenéves történetét – elsősorban az egyes időszakok stratégiai feladatait alapul véve – három szakaszra osztottam. Az egyes szakaszok időbeli elválasztására pontos határéveket nem tudnék megjelölni, hiszen a gazdaságstatisztika módszertanának fejlesztése a munka jellegéből adódóan nehezen szorítható éves intervallumokba. Az egyes szakaszok elnevezésével

1. a tervmérés időszaka;
2. a statisztikai módszertani keretek stabilizálódása;
3. A gazdaságstatisztika integrációs folyamatai

az adott időszak alapvető vonására kívánok utalni.

A BERUHÁZÁSI STATISZTIKA MÚLTJÁNAK ELSŐ SZAKASZA

Stratégiai feladatként a beruházási statisztika múltjának ebben az időszakában két eltérő szemléletű statisztikai munka ötvöződött. Az elsődleges feladat a tervteljesítés mérése volt, párosulva erős ellenőrzési funkcióval, a tervek teljesítésében mutatkozó hiányosságok feltárásával, elemzésével.

„Az üzembe helyezendő létesítményeket időben üzembe helyezték-e. Az erre vonatkozó tervek betartása biztosítja az egyes népgazdasági ágak, tervben meghatározott, arányos ütemű fejlődését, ezért szükséges, hogy a beruházások-építkezések statisztikájával foglalkozó csoportok az erre vonatkozó adatokat folyamatos nyilvántartásokon vezessék.”(Niklai; 1953)

A beruházások egyedi megfigyelése lényegében monografikus elemzéseket eredményezett. Ugyanakkor a gazdaságstatisztika más területeihez hasonlóan a különböző aggregáltságú értékek és mutatók alapján elemzéseket, tájékoztatókat is kellett készíteni a gazdaságpolitika irányítói számára.

A beruházások-építkezések tájékoztatóiban a következő fő témáknak kellett szerepelniük:

- üzembe helyezés,
- a beruházási terv teljesítése a beszámolási hónap végéig, a tervnek megfelelő rendeltetés szerinti bontásban,
- a fontosabb beruházások tervteljesítése létesítmények szerinti bontásban, külön feltüntetve az építési beruházások tervteljesítését.

A statisztikai munka szervezése a szovjet tapasztalatokra épült. Az első beruházási statisztikai beszámolósi rendszer próbafelvételeit 1950 végén hajtották végre, majd 1951-től a teljes népgazdaságra kiterjedt az adatgyűjtés. Addig csak a Beruházási Bank jelentései alapján a beruházási célú pénzügyi folyósításokról rendelkeztek információkkal. Ez alapján sem a beruházások műszaki megvalósulását, sem az üzembe helyezett kapacitásokat, sem a beruházások által a népgazdaság állóalapjaiban bekövetkezett mennyiségi és minőségi növekedést nem lehetett mérni.

Az 1951-ben megszervezett beruházási statisztika még sok nehézséggel küzdött, az újonnan meginduló statisztikai adatgyűjtés fogyatékoságai jellemezték. Emellett azonban fontos lépést jelentett előre, mert átfogó tájékoztatást nyújtott a beruházások méreteiről, szervezetéről, pénzügyi és műszaki alakulásáról, valamint az üzembe helyezésről. A beruházási statisztika továbbfejlesztése során a beruházások eredményeként a népgazdaság egyes ágaiban bekövetkezett kapacitásbővülésről is részletes adatokat gyűjtöttek. Levéltári források alapján megállapítható, hogy 1952-ben szovjet szakértő segítette a magyar szakembereket a beruházási és építőipari statisztikai és számviteli rendszer megszervezésében.

A statisztikai munka fejlesztése során az adatelőállítás feladatokat decentralizálták, azok részben a beruházók felett felügyeletet gyakorló, a tervek teljesítéséért felelős minisztériumokhoz, főhatóságokhoz és tanácsokhoz, részben a Központi Statisztikai Hivatal területi igazgatóságaihoz kerültek. A munkálatokat e szervek beruházási igazgatóságain, illetve osztályain, valamint a KSH igazgatóságain megalakult beruházásstatisztikai csoportok végezték. A KSH Beruházási osztálya csak irányította és ellenőrizte a minisztériumok, a tanácsok és a statisztikai igazgatóságok beruházásstatisztikai munkáját. A minisztériumok, főhatóságok száma 35, az adatszolgáltató egységek száma mintegy 5000 volt.

Az ellenőrzés fő célja annak megállapítása volt, hogy az adatszolgáltatók a meglévő bizonylatokból az utasításnak megfelelően gyűjtik-e ki az adatokat. Nem csak azt ellenőrizték, hogy a beszámolójelentések adatai bizonylati adatok-e, hanem vizsgálni kellett a bizonylatok tartalmát is.

A *beruházási statisztika feladata* volt a beruházások terjedelmének és összetételének vizsgálata. Adott időszak beruházásainak terjedelmét a népgazdasági terv irányozta elő, mely az egyes beruházások költségvetései alapján készült el. Így a beruházások terjedelmét mindazok a munkák és beszerzések határozták meg, amelyeket a költségvetés tartalmazott. Az építési munkáknál – a beruházások terjedelmének közel 60 százalékánál – teljesített beruházásnak számítottak mindazok a beszámolási idő alatt elvégzett munkák, melyeket a havi átadás-átvételi jegyzőkönyvek tartalmaztak.

A beruházások-építkezések fontosabb csoportosításai a következők voltak:

- összetétel szerinti csoportosítás,
- népgazdasági ágak és beruházó (építettő) minisztériumok szerinti csoportosítás,
- rendeltetés szerinti csoportosítás,
- nagyságrendi csoportosítás,
- kivitelezők szerinti csoportosítás.

A rendeltetés szerinti csoportosítás a következő volt:

- termelő beruházások (például gyárak építése),
- közlekedési beruházások (vasútvonalak, utak stb.),
- kereskedelmi beruházások (áruházak, csarnokok stb.).

- lakásépítések,
- kulturális és szociális beruházások (kulturházak, sportlétesítmények, iskolák stb.),
- egészségügyi beruházások (kórházak, rendelők),
- egyéb kommunális beruházások (csatornázás, városrendezés stb.).

A nagyságrendi csoportosítás jelentőségét az adta, hogy az egyes beruházások a népgazdaság szempontjából nem egyformán fontosak. Más jelentősége van egy nagy gyár építésének, mint például egy kisebb mezőgazdasági épületnek. Éppen ezért a beruházásokat két nagy csoportra osztották:

- értékhatáron (limiten) felüli beruházások,
- értékhatáron (limiten) aluli beruházások.

Az értékhatár ágazatokként különböző volt.

Az üzembe helyezett beruházások statisztikai számbavétele a következőkre terjedt ki:

- az üzembe helyezett állóeszközök terjedelmére, amely azt mutatta, hogy a beszámolási időszak alatt milyen mértékben bővült a népgazdaság állóeszközeinek terjedelme, milyen mértékben növekedtek az egyes népgazdasági ágak állóeszközei, és hogyan alakult az állóeszközök összetétele (a számbavétel értékben történt);
- az üzembe helyezett kapacitásokra és az üzembe helyezett létesítményekre természetes mértékegységben számba véve.

A statisztikai elemzések általában „szigorúan titkos” minősítéssel készültek, és csak 1957 után jelent meg nyilvánosan az a gyűjtemény „Adatok és adalékok a népgazdaság fejlődésének tanulmányozásához, 1949-1955” címmel, amelyből megismerhettük, hogy a KSH miként mutatta be statisztikai tényekkel a kor súlyos gazdasági tévedéseit. A következőkben néhány szemelvénnel szeretném érzékeltetni a kor elemzési stílusát, illetve az elemzések tartalmának súlypontjait. A szemelvényekből jól kivehető az időszak azon jellegzetessége, melyet a feladatok ismertetésénél az előzőkben említettem, vagyis hogy az elsődleges feladat az egyedi beruházások szintjén is, a terv mérése volt, ugyanakkor átfogó, gazdaságpolitikai célú elemzéseket is kellett készíteni. A gazdaságpolitikai célú elemzések során arra törekedtek, hogy a beruházási tevékenységet más gazdasági folyamatokkal való kölcsönhatásában is elemezzék.

A másik általános jellemzője ezeknek az elemzéseknek az erőteljesen kritikai hangvétel. A KSH 1957. évi kiadványából (Adatok; 1957) idézek.

„Az ötéves tervidőszakban a nemzeti jövedelem viszonylag nagy hányadát fordítottuk beruházásokra. A beruházásoknak csak kisebb része növelte a termelés állóalapjait, növekvő része a befejezetlen beruházások állományát növelte. A beruházások fokozódó anyagszükségletével nem tartott lépést az ipari termelés, és ezért nagymértékben fokozni kellett az importot.

Az import növelése megkövetelte az export növelését. A kivitel fokozását a tervezettnél kisebb ipari termelés és stagnáló mezőgazdasági termelés mellett kellett végrehajtani. Mindebből szükségszerűen következett az, hogy az életszínvonal sem emelkedett megfelelően, s hogy eladósodtunk. (Beruházás 7/1953. november.)

Míg egyik oldalról a beruházások hatalmas anyagi áldozatokat követeltek meg, addig a beruházások tervezésének, előkészítésének, kivitelezésének területén meglévő hibák, lazaságok miatt sok százmilliót (vagy milliárdokat) költöttünk el feleslegesen vagy célszerűtlenül.

Gyors ütemben fokoztuk a sok importanyagot lekötő gyártási ágak fejlesztését anélkül, hogy biztosítottuk volna a viszonylag kevésbé anyagigényes exportcikk termelésének növelését.

A beruházásokra lényegesen több anyagi eszközt kellett fordítani, és megvalósításuk jóval hosszabb időt vett igénybe, mint ahogy azt eredetileg számítottuk. Ugyanakkor a műszakilag befejezett és üzembe helyezett

beruházások egy része nem működött, vagy teljesítőképességének csak egy része volt kihasználva, mert más kapcsolódó beruházások még nem készültek el.

Az üzembe helyezések elmaradása azzal járt, hogy a legfontosabb ipari termékek termelésének előirányzatát nem tudtuk teljesíteni.

A beruházások fokozódó anyagszükségletével nem tartott lépést az ipari termelés, és ezért nagymértékben fokozni kellett az importot.

Az import növekedése megkövetelte az export növelését. Emellett az iparfejlesztés iránya olyan volt, hogy a kivitelben mind nagyobb szerepet játszottak az importanyag-igényes termékek.

Mindebből szükségszerűen következett az, hogy igen nagymértékben megnövekedtek külföldi adósságaink, nem növekedett kellő ütemben a lakosság reáljövedelme.” (Jelentés az első ötéves tervidőszakról 1950–1954.)

A tételes tervmérés, és az ellenőrzések eredményei tükröződnek a következő idézetekben (Adatok; 1957).

„Mivel az egyes létesítmények lényegesen többre kerültek, mint amennyit az ötéves tervjavaslat során figyelembe vettek, a létesítményeknek csak mintegy 55-60%-a fog megvalósulni.

A tényleges beruházási összeg a tervezett százalékában:

Sztálinvárosi Tűzállótéglaár	155,8
Kryptongyár	156,7
Mályi Téglaár	219,8

(Beruházás 7/1953. november.)”

„Az Építésügyi Minisztérium Lakásépítési Igazgatósága és a lebonyolításában befejezendő lakásépítkezések kivitelezői az 1954. évi lakásépítési terv teljesítéseként 5193 lakás befejezését jelentették. A Központi Statisztikai Hivatal által elvégzett – nem teljes körű – vizsgálatok alapján azonban ezt a számot 1199 lakással csökkenteni kellett, mert a Lakásépítési Igazgatóság mint beruházó (a beruházó műszaki ellenőre a kivitelező vállalat műszaki dolgozója) és a kivitelezők olyan lakások esetében is felvették a műszaki átadás-átvételi jegyzőkönyvet, melyek az átadás-átvétel időpontjában rendeltetésszerű használatra – a még fennálló mennyiségi hiányok miatt – alkalmatlanok voltak (Beruházás és építőipar 10/1955. február.)”

A BERUHÁZÁSI STATISZTIKA MÚLTJÁNAK MÁSODIK SZAKASZA

Ebben a történeti szakaszban is fontos stratégiai feladat volt az éves és ötéves tervek mérése, de egyre inkább visszaszorult az ellenőrzési, hatósági szerepkör. A szakmai munkában nagyobb hangsúlyt kapott a klasszikus statisztikai módszerek alkalmazása és fejlesztése, általánosabban fogalmazva a módszertani munka. A módszertani alapok megerősítése a statisztikai fogalmak harmonizációjával és rendszerezésével kezdődött. A hivatal vezetése a hatvanas évek közepétől kiemelten kezelte ezt a munkát. Egymás után jelentek meg az egyes szakterületek módszertani füzetei.

A beruházási statisztikában a fogalmak rendszerezésének volt egy sajátos vetülete: a statisztikai, a számviteli és a tervinformációs rendszerek fogalmainak harmonizációja. Szinte napi munkakapcsolat alakult ki a Központi Statisztikai Hivatal, az Országos Tervhivatal, a Pénzügyminisztérium és a Magyar Beruházási Bank megfelelő szervezeti egységei között. Akkoriban egy terjedelmes módszertani kiadvány, a Beruházási kódex részletezte az alapvető beruházási fogalmakat és jogszabályokat. Ezt a több évtizedig alkalmazott szabályozást: a Központi Statisztikai Hivatal, az Országos Tervhivatal és a Pénzügyminisztérium közösen dolgozta ki és minisztertanácsi rendelettel tették közzé. A módszertani harmonizációnak hasznos fóruma volt az ún. Metodikai Tanács, amely a minisztériumokkal való kapcsolattartást szolgálta.

A statisztikai fogalmak harmonizációja és rendszerezése mellett a másik stratégiai változást az jelentette, hogy korábban mellőzött statisztikai mutatószámok és módszerek jelentek meg a mindennapi statisztikai munkában. A teljesség igénye nélkül néhány példát említenék: az ágazati kapcsolatok mérlege, a termelés koncentrációjának, centralizációjának, szerkezetének vizsgálata. Külön ki kell emelni az árstatisztikai rendszer megszervezését, ami szorosan kapcsolódott az „új gazdasági mechanizmus” által támasztott új felhasználói igényekhez.

A KSH körültekintő előkészítés után, rendszerszemléletű megközelítésben hozzákezdett árstatisztikai rendszerének kifejlesztéséhez. A hivatal vezetése a nemzeti jövedelem termelési és felhasználási oldalának főbb aggregátumait figyelembe véve határozta meg a fejlesztendő árstatisztikai területeket. A felhasználói oldalon a fogyasztóiár-index és a beruházási-árindex volt a két legfontosabb mutatószám. A beruházási árstatisztika kidolgozói különösen nehéz helyzetben voltak, mivel a fogyasztóiár-index módszertanával ellentétben nem állt rendelkezésre külföldi statisztikai gyakorlati tapasztalat.

A kidolgozott beruházási árstatisztikai rendszer fő vonásai a következők voltak. A beruházási-árindexek építőkövei, az ún. primer árindexek, amelyek az ipari, az építőipari, a külkereskedelmi primer árstatisztikákból, a beruházási javakat termelő és kibocsátó, illetőleg forgalmazó szervezeteknél megszervezett ármegfigyelésekből származnak, azaz a beruházási árstatisztika és az említett primer árstatisztikák fejlesztési munkálatai között szoros kapcsolatot kellett kialakítani. A primer árstatisztikák keretében begyűjtött egyedi egységárak alapján voltak kiszámíthatók az ún. primer beruházási árindexek, amelyek az árak alakulását abban az időpontban jelezték, amikor a beruházási javak a beruházóhoz kerültek. A beruházási-árindexek „szekunder árindexek” voltak, melyeket a primer árindexekből a beruházási javak anyagi-műszaki összetétele alapján képzett csoportokra – építési, belföldi gépi, import gépi beruházási javakra – külön-külön számították ki. Az első lépcsőben számították ki a szekunder árindexek legmélyebb fokozatát képező szakágazati (például szénbányászati, édesipari stb.) indexeket. A második lépcsőben került sor minden további fokozat árindexének (például az ágazati árindexeknek) kimunkálására a szakágazati árindexek alapján.

A statisztikai munka szervezésében a korábbi időszakhoz képest gyengült a minisztériumi statisztikai egységek szakmai kötődése a KSH-hoz. A minisztériumok saját adatgyűjtési rendszert alakítottak ki, az ún. igazgatási statisztikákat, melyek sok átfedést tartalmaztak a KSH adatgyűjtéseivel. Ezzel párhuzamosan romlott a minisztériumok KSH részére végzett adatgyűjtési és adatfeldolgozási munkájának minősége. A KSH Beruházási osztályának korábbi irányító és ellenőrző szerepköre fokozatosan háttérbe szorult.

A beruházási statisztikai munkamegosztás megváltozásával, az adatgyűjtésben és az ellenőrzésben megnőtt a területi statisztikai igazgatóságok szerepe, az adatfeldolgozási feladatok többsége pedig a minisztériumoktól a KSH központjába került. A számítástechnika fejlődése szerencsére lehetővé tette a feladatok szinte létszámnövekedés nélküli átcsoportosítását.

A beruházási statisztika *alapvető mutatói* ebben az időszakban is a „beruházási teljesítés” és az „üzembe helyezett beruházások” értékmutatói voltak. A tervhez való viszonyítás mellett azonban már lényegesen nagyobb hangsúlyt kapott az időbeli változások elemzése, és az új gazdasági mechanizmus bevezetésével új, korábban nem használt *csoportosítási ismérvek* is megjelentek az elemzésekben.

A változások jól érzékelhetők a „Beruházások a IV. ötéves tervidőszakban” (1976) című kiadvány tartalomjegyzékéből.

- 1.1. A beruházási tervek teljesítése.
 - 1.1.1. A beruházások főbb célkitűzéseinek teljesítése.
 - 1.1.2. A nagyberuházások és a gyorsításra kijelölt fejlesztések.
 - 1.1.3. A tervtörvényben előírt ágazati fejlesztési célok megvalósítása.
- 1.2. A beruházási tevékenység főbb jellemzői.
 - 1.2.1. A beruházások összege és volumene.
 - 1.2.2. A beruházások döntési jogkörönként.
 - 1.2.3. A beruházások pénzforrásai.
 - 1.2.4. A beruházások anyagi-műszaki összetétele.
 - 1.2.5. Az ágazati beruházások.
 - 1.2.6. A folyamatban lévő beruházások.
 - 1.2.7. A beruházások üzembe helyezése és a befejezetlen beruházások állománya.
- 1.3. A beruházási költségek és árak.
- 1.4. Az állóeszközök hatékonysága és a beruházások.
- 1.5. Az állóeszköz-fenntartási tevékenység alakulása.

Az egyik új ismérv a beruházások döntési jogkörök szerinti csoportosítása, a beruházási döntések bizonyos fokú decentralizálásának a megjelenési formája volt. Az állam, a tervezési rendszer reformjával a beruházási döntések egy részét vállalati hatáskörbe utalta, és az állami döntésű beruházásokon belül is több csoportot hoztak létre:

- állami nagyberuházások,
- célcsoportos állami beruházások,
- egyéb állami beruházások,
- vállalati beruházások.

A vállalati gazdálkodás kötöttségeinek oldása eredményezte a másik új csoportosítási ismérv, a beruházási ráfordítások pénzforrások szerinti részletezésének, megjelenését. A költségvetési források mellett ugyanis már a kölcsönök és a saját források is szerepet játszottak a beruházások finanszírozásában.

Az új csoportosítási ismérvek mellett ebben az időszakban jelenik meg először a beruházási folyamatok vizsgálatának új szemléletű megközelítése, melyben a hangsúly nem az éves beruházási ráfordítások elemzésére, hanem az egyes beruházások megvalósítási folyamatának aggregálható jegyeire került.

Kialakításától a beruházási statisztika két statisztikai sokasággal dolgozott. Az egyik a beruházók – lényegében a gazdálkodó szervezetek – sokasága, a másik a beruházások sokasága. A beruházási statisztika történetének első szakaszában az utóbbi sokaságról gyűjtött információkat – kizárólag elemi szinten – a fontosabb beruházások tervteljesítésének mérésére, ellenőrzésére használták. A következő szakaszban, felismerve az egyedileg megfigyelt beruházásokról rendelkezésre álló hatalmas adattömegben rejlő elemzési lehetőségeket, az eredetileg ellenőrzési céllal végzett adatgyűjtéseket már elsősorban a beruházási folyamatok elemzésére használták fel.

Az első jelentősebb ilyen szemléletű elemzés 1968-ban jelent meg „Az 1967. év végén folyamatban lévő, építéssel összefüggő állami beruházások helyzete” címmel. E kiadványból vett idézetekkel szeretném érzékeltetni, hogy ez a felismerés milyen új elemzési lehetőségekkel gazdagította a statisztikusok munkáját.

„Magyarországon, hosszú idő óta minden évben több beruházás volt folyamatban, mint amennyi a beruházási programban tervezett ütemnek megfelelően elvégezhető lett volna.

Az állami szektorban 1967. év végén 179 milliárd forint teljes költségvetési összeget kitevő, építéssel összefüggő beruházás volt folyamatban. Ebből 44 milliárd forintot tett ki a műszaki tervezés stádiumában levő beruházások összege, és 135 milliárd forint volt a már megkezdett, kivitelezés alatt álló beruházások költségvetési előirányzata. A kivitelezés alatt álló beruházások volumene kerekén 13 milliárd forinttal (11 százalékkal) volt több, mint az 1965. év végi állomány, és 5 milliárd forinttal (4,2 százalékkal) haladta meg az 1966. év végén folyamatban levő beruházások volumenét.

Az 1967. év végén folyamatban levő állami beruházások átlagos készülségi foka kb. 40 százalék volt. E beruházások megvalósításához 1968-ban és a későbbi években összesen 107 milliárd forint további ráfordítás szükséges.”

Új elemként jelenik meg az elemzésben az adott év gazdasági folyamatainak összekapcsolása a beruházási döntések azon jellegzetességével, hogy több évre áthúzódó, meghatározó hatásuk van. Ez mutatkozik az említett kiadvány következő részletéből.

„A megfigyelés körének kerekén 46 milliárd forint összegű 1967. évi teljesítés felel meg. Ennek figyelembevételével a múlt év végén folyamatban levő állami beruházásokból még hátralevő 107 milliárd forintos volumen kb. 2 ¼ évi lekötöttséget jelent.

A 107 milliárd forint összegű (még elvégzendő) beruházási volumenből 64 milliárd forintot a kivitelezés alatt álló beruházásokra, 43 milliárd forintot (ellenkező döntés esetét kivéve) a már jóváhagyott programmal, illetve engedélyokmánnyal rendelkező – 1967. év végén még a műszaki tervezés stádiumában levő – beruházásokra kell fordítani.

A kivitelezés alatt levő beruházások megvalósítási ideje – a rendelkezésre álló előirányzati adatok szerint – várhatóan igen hosszú lesz, így a még hátralevő feladat több év között oszlik meg. Az 1968-ra és a következő évekre előirányzott teljesítés (az 1967. évi teljesítéshez képest) viszonylag kisebb összegű, a beruházók 1968-ra 32 milliárd, 1969-re 16 milliárd, 1970-re és a későbbi évekre együttesen 16 milliárd forintot irányoztak elő.

Az egyes évekre vonatkozó terhelések megállapításához figyelembe kell venni az 1967. év végén műszaki tervezés stádiumában álló beruházások fokozatos megkezdésével összefüggő költségeket is. Számított adatok szerint az ezen beruházások megvalósítására fordítandó 43 milliárd forintból 1968-ban 7 milliárd, 1969-ben 9 milliárd, 1970-ben és a későbbi években együttesen 27 milliárd forintot kívánnak elkölteni.

A kivitelezés alatt álló, valamint a műszaki tervezés stádiumában lévő beruházások 1968. évi tervezett együttes ráfordításai tehát összesen 39 milliárd forint összeget tesznek ki. Feltételezve azt, hogy 1968-ban az építéssel összefüggő állami beruházásokra legalább az 1967. évivel (46 milliárd Ft) azonos nagyságú összeget fordítanak, a számított adatok szerint 1968-ban – az előzőeken kívül – még további 7 milliárd forint beruházás megkezdésére van lehetőség.”

A folyamatban levő beruházások különböző ismérvek szerinti struktúráját elemző rész azért érdemel figyelmet, mert rámutatott arra a tényre, hogy ezek a megoszlások eltérnek az éves beruházási teljesítés megoszlásától, és pontosabban tükrözik a beruházások jellegét.

„A kivitelezés alatt álló – megfigyelt – beruházások döntő többségét (85 százalékát) a korábban érvényes kategóriák szerinti „értékhatar feletti” beruházások képezik. A zömmel vállalati döntési körbe tartozó „értékhatar alatti”, illetve „vállalati” beruházások a megfigyelt sokaság költségvetési előirányzatának összértékéből mindössze 15%-ot képviselnek.

A gazdasági reformnak megfelelő új kategóriákba történt átsorolásoknál már sok beruházásnál érvényesítették az új beruházáspolitikai célkitűzéseket. Ennek következtében a vállalati beruházások aránya a korábbi minősítéshez képest nőtt, de a folyamatban levő beruházásokon belül még mindig a központi döntési jogkörbe tartozó beruházások képviselik a döntő súlyt. Az 1968. január 1-én folyamatban levő – megfigyelt – beruházások teljes költségvetési összegéből az egyedi nagyberuházások 48,0 százalékot, a célcsoportos beruházások 22,1 százalékot, az egyéb állami beruházások 8,4 százalékot, tehát a központi döntési jogkörbe

tartozó beruházások összesen 78,5 százalékot képviseltek. A vállalati beruházások aránya 21,0 százalék. A leállított és az új kategóriákba be nem sorolt (az 1968. évben gyakorlatilag már nem folyó) beruházások aránya: 0,5 százalék.

A részletesebben is megfigyelt – kerekén 130 milliárd forint volument képviselő – beruházások közel kétharmada (62,5 százaléka) ipari, 46,7 százaléka az alapanyaggyártással kapcsolatos beruházás. A közlekedési beruházások 11,3%-ot, a kommunális beruházások 19,8%-ot képviselnek.”

A beruházások vizsgálatának ez az új szemléletű megközelítése vezetett el ahhoz a gondolathoz, hogy olyan aggregált mutatószámokat kellene kidolgozni, melyekkel mérni lehet a beruházások megvalósításának hatékonyságát. A gyakorlatban ennek a munkának két nagy területe volt: a megvalósítási idő és a fajlagos beruházási költségek alakulásának vizsgálata.

A beruházások *megvalósítási idejének* vizsgálatáról a hetvenes években több elemzés is megjelent. A következőkben, az 1980-ban megjelent „A beruházások megvalósítási ideje, 1970–1979” című kiadvány alapján mutatom be a vizsgálat jellegzetességeit.

„A beruházások megvalósítási idejét igen sok tényező határozza meg, melyek azonos vagy egymással ellentétes irányban hatnak. Így a beruházások megvalósítási ideje igen széles szóródást mutatott, például az 1979. évben a 43 hónapos átlagos megvalósítási idő mellett a szóródás terjedelme 7-187 hónap volt.

A megvalósítási idő hosszát befolyásoló tényezők egyrészt tartalmi jellegűek. Ebbe a csoportba tartozik a beruházások célja, struktúrája, bonyolultsága, a beruházás nagysága, valamint munkai igényessége. A megvalósítási időt meghatározó másik tényezőcsoport a beruházások kivitelezésének körülményeivel, szervezettségével függ össze. Ilyenek például a beruházási feszültség, valamint a beruházási piac keresleti-kínálati helyzete; a szerződéses fegyelem érvényesülése; az egy időegységre (hónapra) jutó beruházási teljesítmények nagysága; a megvalósítás szervezettsége, ütemessége.”

„Döntési jogkörönként jelentős különbségek mutatkoztak az állami és a vállalati beruházások átlagos megvalósítási ideje között. Az 1978-ban befejezett beruházások közül a vállalati beruházások megvalósítási ideje alig kétharmada volt az állami beruházásokénak.”

Az állami és a vállalati beruházások megvalósítási ideje nagyságkategóriánként 1978-ban

Nagyságkategória (millió forint)	Állami beruházások		Vállalati beruházások	
	Idő (hó)	Nagyság (millió forint)	Idő (hó)	Nagyság (millió forint)
25-100	48,6	44,5	33,9	50,6
101-500	57,8	191,1	44,4	181,4
501-1000	69,8	666,4	57,0	632,5
1000 felett	100,0	2978,4	90,0	1319,4
<i>Összesen</i>	<i>54,2</i>	<i>280,5</i>	<i>37,0</i>	<i>94,1</i>

A megvalósítási időt meghatározó tényezők közül a beruházások megvalósításának szervezettségét és ütemességét az alábbiak szerint elemezték.

„A megvalósítás intenzitásának eltérései következtében a beruházási munkák zöme (70-79 százaléka) viszonylag rövid idő – kb. 3 év alatt – megvalósult. A munkák 20-30 százalékát ehhez képest hosszú idő alatt végezték el. Az intenzív szakasz hossza a 4-9 év alatt megvalósuló beruházásoknál csaknem azonos – az említett 3 év –, viszont a mérsékelt ütemű munkák elhúzódtak, és ez egyben a megvalósítási idő elhúzódását is eredményezte.”

Az intenzív és a mérsékelt ütemű szakaszok hossza és a ráfordítások aránya

Mutató	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9
	év között megvalósuló beruházások				
Megvalósítási idő (hó)	52	61	75	89	98
Intenzív szakasz	36	29	36	36	77
Mérsékelt ütemű szakasz	16	32	39	53	21
Elvégzett munkák aránya (százalék)					
Intenzív szakasz	79	70	72	72	92
Mérsékelt ütemű szakasz	21	30	28	28	8

A *fajlagos beruházási költségekre* vonatkozó kutatások kezdetben a beruházások tervezett és tényleges költségeinek összehasonlítására irányultak. A beruházási árstatistikai rendszer fejlesztési munkái azonban hamarosan más irányba terelték a módszertani munkát. A beruházási volumenindex értelmezése során kialakult szakmai vita felelevenítette a korábbi indexelméleti vitákat a használati érték méréséről. A viták és a szakmai kutatások eredménye végül is egy másik beruházásiindex-család lett, melynek egyik tagja a fajlagos beruházási költségindex volt.

A fajlagos beruházási költségekkel kapcsolatos kutatás gondolatmenete és eredménye röviden a következőkben foglalható össze.

A beruházási volumenindex a beruházási javak, illetve a beruházások révén létrejött termelési kapacitások és egyéb létesítmények mennyiségében, használati érték tömegében bekövetkezett változásokat méri. Már magából a definícióból is kitűnik, hogy a beruházások volumenét kétféleképpen lehet értelmezni. Az egyik esetben abból indulunk ki, hogy a beruházások különböző termékekből tevődnek össze. A másik esetben úgy vélekedünk, hogy a beruházások használati értéke nem egyszerűen a beruházást alkotó egyedi termékek használati értékének összege, hanem magának a beruházásnak mint az általa létrehozott termelési vagy kommunális létesítménynek, van valamilyen nagyságú használati értéke, amely egy meghatározott mértékegység segítségével kifejezhető. (Például: ipari beruházásoknál a termelési kapacitással, iskolai beruházásnál az osztályterem számával, szállodaberuházásnál a szobaszámmal stb.)

A beruházások használati értékének e két különböző megközelítése lehetőséget ad a beruházási volumen változásának kétféle módszerrel való mérésére. A két út két különböző indexrendszerben jut kifejezésre. Az egyik a hagyományos érték-, ár-, volumenindexkör, a másik a fajlagos beruházási költségek érték-, teljesítőképesség- (kapacitás-) indexek köre.

A beruházási költségindexkör és a hagyományos érték-, ár- és volumenindexkör között a különbség az árkomponens és a volumenkomponens szétválasztásában van. Ha mérőeszközeink tökéletesek lennének, és minden esetben pontosan és egyértelműen szét tudnánk választani az értékváltozáson belül az ár- és a volumenváltozást, akkor a volumenindex a teljesítőképesség mennyiségi indexével, az árindex pedig a fajlagos beruházási költségek indexével lenne egyenlő. Mivel azonban ezeket az elméletileg „tisztá” ár- és volumenindexeket csak közelíteni tudjuk, létjogosultsága van olyan beruházási indexek számításának, amelyek a költségváltozásokat a beruházó (illetve a beruházás által elért eredmény) szempontjából ítélik meg.

Az érték-, a kapacitás- és a fajlagosköltség-indexeket akkor számítják ki, ha a beruházások és a beruházási költségek vizsgálatának az a célja, hogy megállapítsa,

az új fejlesztési célkitűzések megvalósításának eredményeként mennyiben változott az új létesítmények kapacitása, teljesítőképessége;

milyen költségráfordítással valósítottak meg egy kapacitás-, teljesítőképesség-egységet.

A módszertani kutatások befejezése után, 1974-ben a Beruházási osztály hosszabb időszor adataival a gyakorlatban is elvégezte a számításokat. A feldolgozás meglepő eredménnyel zárult, mint a következő összefoglaló megállapításokból is kiderül (*Nagy-Pukli; 1974*).

„A szocialista szektor beruházásainak összege 1973-ban 126 százalékkal volt nagyobb, mint 1966-ban. E nagyarányú növekedésen belül kb. 75-77 százalékot tett ki a fajlagos beruházási költségek átlagos növekedése, vagyis a beruházási költségek színvonalának emelkedése. Ezen belül az áremelkedés kb. 28 százalékot képviselt.

A beruházásokra fordított kiadások 126 százalékos növekedése azt jelenti, hogy 1973-ban 60 milliárd forinttal többet fizettek ki beruházásokra, mint 1966-ban. Ebből kb. 16 milliárd forint beruházási kiadást a megvalósított létesítmények fizikai terjedelmének, mennyiségének növekedése, kb. 44 milliárd forintot pedig a fajlagos beruházási költségek növekedése eredményezett. A fajlagos költségek növekedéséből mintegy 15-16 milliárd forintot az új létesítmények, állóeszközök egyedi használati értékének, minőségének emelkedése, kb. 19 milliárd forintot az árak emelkedése, kb. 9-10 milliárd forintot pedig a használati érték változásával arányban nem álló költségnövekedés okozott.

A népgazdaság állóeszköz-állományának növekedése és korszerűsítése szempontjából vitathatatlannak hasznosnak minősíthető kiadások összege (31-32 milliárd forint) tehát csak kb. a felét tette ki a 60 milliárd forintos összes költségnövekedésnek, és ezzel csaknem azonos nagyságú (28-29 milliárd forintos) azoknak a kiadásoknak az összege, amelyek nem jártak a népgazdasági beruházások volumenének vagy egyedi használati értékének növekedésével.”

A BERUHÁZÁSI STATISZTIKA MÚLTJÁNAK HARMADIK SZAKASZA

A nyolcvanas évek második felében és a kilencvenes évek elején a beruházási statisztika szűkebb és tágabb környezetében is több olyan jelentős változás következett be, melyek hatással voltak a szakstatisztika fejlődésére. A változások közül a legjelentősebb a rendszerváltozás volt, ami több szempontból is alapjaiban érintette a gazdaságstatisztikát és azon belül a beruházási statisztikát.

A statisztikai szolgálat számára a legfontosabb hatás abban nyilvánult meg, hogy megváltoztak a statisztikai adatok iránti felhasználói igények. A beruházási statisztikában a felhasználói igény változása többek között abból adódott, hogy a rendszerváltozás után megszűnt az állam tulajdonosi szerepköre a beruházási döntésekben, ami az új gazdasági mechanizmus bevezetésekor hozott, inkább csak formális decentralizációs intézkedések ellenére a szocializmusban végig fennmaradt. Az államháztartás beruházásai kivételével a döntések vállalkozói szintre kerültek. A vállalkozók a beruházási tevékenység menedzseléséhez, ellenőrzéséhez szükséges elemi szintű információkat saját információs rendszerükből nyerték. Mindez azt jelentette, hogy a beruházási statisztikában, amely kialakításától kezdődően két statisztikai sokasággal dolgozott, megszűnt a beruházások sokasága iránti felhasználói adatigény, így ilyen nemzetgazdasági szintű adatgyűjtésekre a továbbiakban már nem volt szükség.

A rendszerváltozásnak a beruházási statisztikát érintő másik hatása a gazdaságban és a társadalomban bekövetkezett változások következményeként a statisztikai munka módszertani, szakmai hátterében igényelt módosításokat. A változások legérzékenyebben a gazdaságstatisztika tárgyában, azaz a vizsgált sokaságban mutatkoztak meg. Nemcsak a sokaság mérete nőtt meg tetemesen, hanem a sokaság fontosabb minőségi jegyei is megváltoztak. A megfigyelt sokaság stabilitása csökkent, mozgása megélenkült, nagyság szerinti összetétele alapvetően módosult. Megnőtt az adatszolgáltatók költségérzékenysége és ebből adódóan az adatszolgáltatási készsége is.

E változások hatására más, illetve új módszereket kellett alkalmazni az adat-előállítási folyamat egyes szakaszaiban. Így egyre nagyobb teret nyertek a lakossági adatgyűjtéseknél és az árstatisztikában már régen alkalmazott mintavételes adatgyűjtések. Új elemnek tekinthető a hiányzó adatok pótlása a környezet vagy az előző időszak tényadatai alapján (imputálás). A sokaság legkisebb egységeit a költségek és az adatszolgáltatói teher csökkentése céljából ki kellett hagyni a megfigyelésből, és azokat más forrásból (például államigazgatási nyilvántartásokból) kellett megbecsülni (teljeskörűsítés).

A rendszerváltozás mellett a beruházási statisztika szűkebb környezetében is megjelentek olyan folyamatok, amelyek hatással voltak a fejlődésre. Ezek közül kiemelem a nemzetközi statisztikai életben, a nemzetközi statisztikai szervezetek munkájában egyre nagyobb teret nyerő tendenciákat: az egyes gazdaságstatisztikai területek harmonizációját, és a nemzetiszámla-rendszer integrációs szerepének erősödését. A magyar statisztikai hivatal aktívan részt vett az ezekkel kapcsolatos munkákban (az SNA és az MPS számlarendszerek harmonizációjában, a nemzetközi osztályozási rendszerek, a szolgáltatási statisztika kidolgozásában), így a gazdaságstatisztika hazai gyakorlatában már a nyolcvanas évek második felében megjelentek az ezek alkalmazására vonatkozó törekvések. A folyamat nehézkesen indult, de a nemzeti számlák rendszerének jelentős nemzetközi térnyerése egyre több területen győzte le a szakstatisztikák izolációs törekvéseit. A beruházási statisztikában az új módszerek érvényesülése a fogalmak harmonizációjával kezdődött, majd fokozatosan kiterjedt a statisztikai adatgyűjtések és az egész folyamat integrációjára is.

A számítástechnika gyors fejlődése, „felhasználóbaráttá” válása nagy segítséget nyújtott az említett változások kezelésében, és alapvetően átalakította a statisztikai munka szervezési elveit. A korszerű számítógépek, a termelési folyamat egyes munkaszakaszaihoz kifejlesztett, könnyen elsajátítható alkalmazások új helyzetet teremtettek a statisztikusok munkájában. A különböző válogatási és táblázási kérelmek helyett a statisztikusok egyre több adatfeldolgozó rendszer esetében olyan alkalmazások birtokába jutottak, amelyeknél saját maguk végezhetik el az adatjavító, összesítő és elemző munkákat.

A statisztikai munka szervezésében – a stratégiai feladatokhoz hasonlóan – úgyszintén a hivatali szintű lépések voltak a meghatározók, mivel nagy figyelmet kellett fordítani a gazdaság átalakulásának statisztikát érintő általános érvényű hatásaira. A stratégiai feladatokban bekövetkezett változások, a felhasználói igények és ebből adódóan a feladatok csökkenése hatással volt a beruházási statisztika szervezeti rendjére is. 1992-ben a Beruházási és Építőipari Statisztikai főosztály megszűnt, az építőipari statisztika az Iparstatisztikai főosztály, a lakásstatisztika a Társadalomstatisztikai főosztály, a beruházási statisztika pedig a Nemzetgazdaság-statisztikai főosztály feladatkörébe került.

A beruházási statisztika fejlődési pályájának harmadik szakasza összefoglalóan úgy értékelhető, hogy feladatköre a megváltozott felhasználói igények miatt jelentősen szűkült, de szerepe változatlanul fontos az aggregált kereslethez, a gazdasági növekedéshez kapcsolódó gazdasági folyamatok elemzéséhez szükséges információk előállításában. Azok a szilárd módszertani alapok, amelyek különösen az itt leírt fejlődésnek a második szakaszában jöttek létre, ma is megfelelnek a követelményeknek. A gazdaságstatisztikában végbemenő integrációs folyamat elsősorban a beruházási statisztika szervezeti kereteit érintette, és kevésbé a módszertani alapokat.

IRODALOM

- Az Országos Tervhivatal közleménye a hároméves terv végrehajtásának 1949. III. évnegyedi eredményeiről (1949). *Statisztikai Szemle*. 27. évf. 358–359. old.
- A beruházások statisztikája (1950). *Statisztikai Szemle*. 28. évf. 9. sz. 597–598. old.
- Adatok és adalékok a népgazdaság fejlődésének tanulmányozásához, 1949–1955* (1957). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- Beruházások a IV. ötéves tervidőszakban* (1976). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- Az 1967. év végén folyamatban lévő, építéssel összefüggő állami beruházások helyzete* (1968). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- A beruházások megvalósítási ideje, 1970–1979* (1980). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- DEÁK F. (1953): A minisztériumok beruházás-statisztikai munkája. *Statisztikai Szemle*. 31. évf. 11. sz. 931–936. old.
- KENESSEY Z. (1961): A hivatalos statisztikai szervezet fejlődése Magyarországon. *Statisztikai Szemle*. 39. évf. 8–9. sz. 863–873. old.
- KOREN M. (1951): A beruházási statisztika néhány kérdéséről. *Statisztikai Szemle*. 29. évf. 2. sz. 130–135. old.
- LUKÁCS O. (1953): A beruházások-építkezések statisztikája. *Statisztikai Szemle*. 31. évf. 4. sz. 280–286. old.
- NIKLAJ Á. (1953): A beruházások-építkezések statisztikai megfigyelésével kapcsolatos munkálatok szervezése. *Statisztikai Szemle*. 31. évf. 8. sz. 639–648. old.
- NAGY J. – PUKLI P. (1974): A beruházási költségek vizsgálata statisztikai módszerekkel. *Statisztikai Szemle*. 52. évf. 1. sz. 43–61. old.
- PÁLOS I. (1952): A beszámolási rendszerről. *Statisztikai Szemle*. 30. évf. 4. sz. 261–268. old.
- TAR J. (1975): Három évtized beruházási-építési tevékenysége. *Statisztikai Szemle*. 53. évf. 4. sz. 396–413. old.

SUMMARY

On the basis of historical documents the article presents an overview of the history of the Hungarian investment statistics from both methodological and organisational point of view.

In Hungary and in other former socialist countries investment statistics became a separate branch of the economic statistics when the government started to develop the centrally-planned economy. The author divided the last 50 years into three periods on the basis of the differences among the strategic objectives on the field of this branch of statistics. The first period was the „measurement of the plan”, the second period can be characterised as „developing the methodological frame of the investment statistics” and in the third period, which covers the transition period of the Hungarian economy, „the integration of economic statistics in the system of national accounts” was the main strategic objective.

AZ EGYESÜLETEK SZÁMBAVÉTELÉNEK MÓDSZERTANI PROBLÉMÁI A TÖRTÉNETI STATISZTIKÁBAN

SEBESTÉNY ISTVÁN

Az adott időszakban ténylegesen működő egyesületek statisztikai számbavétele számos nehézségbe ütközik. Egyrészt az elérhető nyilvántartások, statisztikák sokszor pontatlanok, hiányosak, másrészt a megszűnések követése szinte megoldhatatlan feladatnak bizonyult. Ennek következtében a szervezetszámra vonatkozó, a valóságot legjobban megközelítő adatok csak ezen hiányosságok figyelembevételével, statisztikai becslés útján állíthatók elő. Ebben a tanulmányban egy olyan módszert mutatunk be, melynek segítségével korabeli források, és helytörténeti kutatások eredményei alapján próbáljuk felvázolni a Magyarországon tevékenykedő egyletek számának alakulását a dualizmus korában. A növekedési ütem meghatározásánál figyelembe vesszük a valószínűsíthető megszűnési arányokat is, így a kísérleti számítás végeredményeként megjelenő, a korszak végére becsült szervezetszám már csak a ténylegesen működő – forrás hiányában azonban ismeretlen számú – egyesületekre vonatkozik.

TÁRGYSZÓ: Történeti statisztika. Egyesületek. Nonprofit intézmények. Számbavételi problémák.

Az 1989-es rendszerváltozást követően Magyarországon az egyesületi élet mind mennyiségi, mind minőségi tekintetben nagyarányú fejlődésnek indult. Gomba módra szaporodtak a szervezetek, az egyesületek száma a 90-es évek folyamán több mint háromszorosára nőtt, szinte a semmiből 10 év alatt kialakult egy majdnem húszeszeres alapítványi szektor.¹ Új jogi formációk (közalapítványok, közhasznú társaságok, köztestületek, önkéntes biztosítópénztárak) alakultak, a különböző tevékenységi területeken működő civil szervezetek – nemcsak jogi, hanem társadalmi legitimitásukat is megszerezve – mindennapi életünk részeseivé váltak.

Felismerve e mozgalom társadalmi-gazdasági jelentőségét a Központi Statisztikai Hivatal ezzel egy időben megszervezte az egyesületek, alapítványok rendszeres statisztikai megfigyelését, a nonprofit szektor fejlődésének nyomon követését. Mindez azóta is egy önálló szervezeti egység keretében zajlik, melynek munkájában e sorok írója a kezdetektől fogva részt vesz.

A statisztikai jelenségek értelmezéséhez nélkülözhetetlen kutatási tevékenység szerkesztés részét képezi a hosszú múltra visszatekintő magyarországi egyleti mozgalom tanul-

¹ Boez et al. (2001) 55. old.

mányozása is. Ennek során azt tapasztaltuk, hogy a dualizmus kori egyesületi élet fejlődése, valamint a már akkor kísérleti jelleggel megindult statisztikai megfigyelése kapcsán számos olyan kérdés, probléma vetődik fel, mellyel a napjainkban zajló folyamatok feltérképezése közben is szembe kell néznünk. Csak néhány példát sorolunk fel ezek közül.

– Milyen módszerrel lehet a statisztika eszközeivel egy adott időszakban létező egyleti, egyesületi struktúra legfontosabb jellemzőit megvizsgálni?

– Hogyan lehet a ténylegesen működő szervezetek számát pontosan meghatározni, a megszűnéseket nyomon követni, a hiányzó információkat statisztikai módszerek segítségével, illetve egyéb kutatási eredmények adaptálásával „pótolni”?

– Meghatározható-e egy bizonyos történelmi fejlődési szakaszban (a dualizmus korában, illetve a rendszer-változást követő – napjainkban még le nem zárult – átalakulási periódusban) kibontakozó egyleti, egyesületi mozgalom növekedési üteme, és a felvázolható tendenciák alapján megbecsülhetjük-e mennyiségi és minőségi ismérvekkel ennek a folyamatnak a végeredményét?

Ebben a tanulmányban arra teszünk kísérletet, hogy a jelenleg használatos megközelítéseket, statisztikai módszereket a dualizmus kori egyleti mozgalom vizsgálatára, leírására alkalmazva válaszokat keressünk ezekre a kérdésekre.

AZ EGYESÜLETI STATISZTIKA A DUALIZMUS KORÁBAN

Az egyesületek összeírásának terve először 1848-ban merült fel a *Fényes Elek* vezette Országos Statisztikai Hivatal programjában. Az első egyesületi kimutatás azonban – melyet a Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottsága készített – csak 1862-ben látott napvilágot. Ez azonban nem célzott összeírás, hanem különböző hivatalos adatok felhasználása alapján született.² Ebben tevékenységük jellege szerint öt csoportban, vármegyék szerint sorolták fel az egyleteket a székhely, az egylet és az elnök neve, valamint a tagok számának feltüntetésével.

Az első országos, teljes körű adatfelvételre 1878-ban került sor, amikor is „... az országos statisztikai hivatal első ízben gyűjti és bocsátja közre a hazai egyletek és társulatok statisztikáját. (...) Az adatok gyűjtése az 1874. XXV. t. cz. 5. §-ának alapján indítattott meg, mely kimondja, hogy a »... köz- és közérdekű célokkal foglalkozó magánintézetek, egyletek és társulatok működésük köréből a fentebbi célra (t. i. a magyar korona országai közállapotának és évről évre változó közérdekű viszonyainak nyilvántartására) szükséges adatokat a statisztikai hivatal felszólítására közvetlenül oda beküldeni tartoznak.«³ Az adatok összegyűjtésével a törvényhatóságokat bízták meg. Ez azonban nem bizonyult könnyű feladatnak, hiszen – ahogy *Keleti Károly* írta – az eredményeket közlő terjedelmes kiadvány előszavában, „...a beérkezett adatokban is tömérdek volt a hiba és hiány, miről megközelítő fogalmat nyújt a hibák és hiányok miatt az egyletek és társulatokhoz intézett átiratok száma, a mely 3048-ra rúgott s hogy mily nehéz vala sok esetben felvilágosítás- vagy helyreigazításhoz jutni, arról eléggé tanúskodik azon körülmény, hogy 3048 átirat közül mindössze 1769 volt első felszólítás, 665 pedig első megsürgetés, 298 másodszori, 187 harmadízbeni, 102 negyedszeri és 26 ötödízbeni megsürgetés.»⁴ Ennek ellenére a mintegy 4000 összeírt egyletről meglehetősen részletes adatokat sikerült

² Domokos (1968) 221. old.

³ Magyarország egyletei (1880) V. old.

⁴ Magyarország egyletei (1880) V. old.

összegyűjteni, hisz az egyesületek célja, alakulási éve, részletes taglétszáma (alapító, pártoló, rendes és egyéb tagok száma) mellett, azok gazdasági, pénzügyi hátterére vonatkozó kérdéseket is feltettek (tagdíj, bevétel, kiadás, vagyon). Az egyesületeket és társulatokat 16 tevékenységi főcsoportba, és további 76 alcsoportba sorolták, és a megszűnt céhek helyébe lépő ipartársulatok adatait is részletesen feldolgozták.⁵ Ezen statisztikai adatfelvétel jelentőségét emeli az is, hogy – ugyan tervezői ezt csak alapfelvételnek szánták, amely kiinduló pont lehet az egyesületek későbbi, mélyebb és alaposabb statisztikai megfigyelésére – a dualizmus korában hasonló vizsgálatra már nem került sor.

Emellett két jelentősebb „területet” érdemes megemlíteni, ahol egyesületi vonatkozású statisztikai megfigyelések történtek. Az egyik az ipari érdekképviselő, melyet a Központi Statisztikai Hivatal 1896-tól rendszeresen, ötévente vizsgált, így 1896-ban, 1901-ben, 1906-ban és 1911-ben is részletes adatokat gyűjtöttek az érdekképviselőtekről, ipartársulatokról és egyéb ilyen téren működő egyesületekről⁶. A másik mint területi egység, maga a főváros, itt a Székesfővárosi Statisztikai Hivatal végzett rendszeres adatgyűjtést a „fontosabb egyesületek” körében, és ezek eredményeit évről évre közre is adta évkönyve megfelelő fejezeteiben.⁷

Az egyesületek átfogó jellegű, az 1878-as adatfelvételhez hasonló megfigyelésére legközelebb 54 esztendő múltán került sor, amikor a Központi Statisztikai Hivatal az egyesületek számát, jellegét, a tagokat és a pénzügyi helyzetet az 1932. év végi állapotnak megfelelően vette számba.⁸ A kérdőíven szerepelt az egyesület alakulásának éve is, így elvileg lehetőség van arra, hogy a korábbi időpontokra – tehát az első világháború kitörése előtti időszakra – vonatkozóan következtetéseket lehessen levonni a szervezetszámot illetően. (Természetesen ez csak a világháborút követően magyar országterületen maradt szervezetekre érvényes.)

Bízást mondhatjuk, hogy az egyesületekre vonatkozó korabeli megfigyelések, összeírások, adatgyűjtések a magyar statisztika történetének világviszonylatban is egyik legkiemelkedőbb és leglátványosabb fejezetei. Ennek ellenére a birtokunkban levő dokumentumok, elemzések két fontos kérdésre nem adnak kielégítő választ. Nevezetesen arra, hogy

- mennyire megbízhatók az adatok, milyen mértékben „fedték le” az adatfelvételek az egyesületek sokaságát;
- a dualizmus korában lezajlott egyesületi mozgalom mennyire tudott kibontakozni a korszak végére, azaz a rendelkezésünkre álló 1878-as felvétel adataihoz képest milyen helyzetben volt az első világháború kezdetén, amikor a szigorú adminisztratív korlátozások eredményeképpen megindult a „lebomlási folyamat”.

Kissé leegyszerűsítve a kérdéseket, hány szervezet működhetett valójában az 1878-as összeírásakor, és meghatározható-e az 1910-es évek elején tevékenykedő egyesületek száma. A kérdések megválaszolásakor a következő problémákkal kell szembenézni.

- A vizsgált korszakban csak egyetlen keresztmetszeti adatfelvétel készült (1878).
- Nincs információnk az adatfelvétel előtt, és az azt követő időszakban megszűnt szervezetekről. Nem tudhatjuk, hogy 1878 és 1914 között hány olyan szervezet alakult, amely időközben meg is szűnt.

⁵ Bocz (1992) 843. old.

⁶ „Az utóbbi két évben megpróbálkoztak az iparoskörök, iparos ifjúsági és olvasóköri, legényegyletek, szak- és munkássegyletek és munkás kaszinók adatfelvételbe való bevonásával is, azonban ez a kísérlet nem bizonyult eredményesnek, így ezen szervezetek adatait fel sem dolgozták.” (Dobrovits; 1936. 14. old.)

⁷ Dobrovits (1936) 13–14. old.

⁸ Jobb (1972) 1219. old.

- Az 1932-es felvétel csak a Trianon utáni Magyarországon működő egyesületeket vette számba.
- A regisztrált alakulási évek megbízhatósága kérdéses. Az 1932-ben összeírt, 1918 után alakult szervezetek egy részénél feltételezhető, hogy már korábban is működtek, és a háború után újjáalakultak.

Ennek ellenére a rendelkezésre álló adatok, valamint az egyes megyékre vonatkozó helyi levéltári kutatások eredményeinek felhasználásával lehetőség nyílik arra, hogy aprólékos számításokkal megkíséreljük felvázolni az egyesületi élet dualizmuskori fejlődését.

AZ 1878-AS ÖSSZEÍRÁS MEGBÍZHATÓSÁGA

A korábbiakban már utaltunk az adatfelvétel során fellépő nehézségekre. Mindezek alapján joggal feltételezhető, hogy az akkor működő egyleteknek csak egy része került számbavételre. Miután a teljes sokaságnak még a méretét sem ismerték – hisz az adagyűjtés fő célja épp ennek meghatározása lett volna – a közölt táblákban értelemszerűen a válaszadókat tekintették a tényleges teljes egyesületi szférának, és kísérletet sem tettek az adatszolgáltatói körből kimaradt szervezetek számának felbecsülésére. Ezt már a korabeli szakemberek is szóvá tették. A *Nemzetgazdasági Szemle* 1881. évi 1. füzetében, ismeretlen szerző a következő észrevételeket tette.

„Az orsz. statisztikai hivatal hasznos s mindenestre érdekes munkát teljesített, midőn e fenncímzett dolgozatban (*t.i. Magyarország egyletei és társulatai 1878-ban*) a hazai egyletekről a megszerezhető statisztikai adatokat összeállította. Nehéz ugyan tisztán számokból következtetést vonni az egyletek működésére s még nehezebb különösen nálunk, hol egyes egyletek s társulatok csaknem kizárólag állami és hatósági segélyekből élnek, a számokból a társadalmi élénkségre következtetni: de bizonyos megközelítőleg helyes fogalmat mindenestre alkothatunk magunknak, különösen, ha a feltett kérdések és a beérkezett adatoknak összeállítása czélszerűen történik.

Mielőtt azonban e bírálati fejtegetésekre térnénk, czélszerű lesz az összeállító után a kimutatás főbb adatait közölni.

1878 végéig a kimutatásban 3995 egylet van felsorolva (1879-ben egy toldalék szerint 267 új egylet keletkezett). (...) A kimutatásból láthatjuk, hogy a közölt anyagok nem megbízhatók. (...) Keleti Károly, a statisztikai hivatal főnöke, elmondja ugyan a mű bevezetésében mindazokat az intézkedéseket, melyek a lehető pontos eredmény elérése végett megtétettek, azonban már e pár adat is valószínűvé teszi, hogy az eredmény ingadozó, s magára az egyletek számára vonatkozólag is mintegy 25% pótlékot lehetne pontos kiigazítással eszközölni.”⁹

A kiadványban közölt szervezetszámok megbízhatóságának vizsgálatára a következő megoldás kínálkozott. Három vármegyére vonatkozóan (Baranya, Nógrád és Somogy) levéltári iratok felkutatása és elemzése alapján készült tanulmányok születtek, melyek tartalmazzák az adott megyékben működött egyletek listáját (kataszterét) a fellelt alakulási évvel együtt. E történeti statisztikai munkák alapján elvégeztük az 1878-as felvételben szereplő megyei szervezetek és a megyei elemzésekben felsorolt egyletek tételes összehasonlítását. Meg kell jegyezni azonban, hogy a három elemzés nem teljesen azonos típusú információkat tartalmaz és egyik sem terjed ki valamennyi helyben tevékenykedő egyesületre. Az adatok elemzésénél a következő szempontokat és megszorításokat kell figyelembe venni.

⁹ *Nemzetgazdasági Szemle* (1881) 159–161. old.

Márfi Attila: Baranya vármegye egyesületei, 1867–1914 című tanulmánya a vármegye összes olyan helységének egyesületeivel foglalkozik, melyeket a fellelhető források említettek, Pécs szabad királyi város kivételével. Az egyesületek kétféle osztályozásánál a következő korabeli csoportokat veszi át.

- Hatósági felügyelet szerint:
 - I. munkásegységek;
 - II. jótékony, betegsegélyező, temetkezési, kiházasítási és nyugdíjegységek;
 - III. politikai, nemzeti és egyéb egyesületek.
- Jogi szabályozás szerint:
 - I. a kereskedelmi törvény által szabályozott nyereszkesedési célú részvénytársaságok, szövetkezetek és egyéb társulatok, munkásegységek;
 - II. speciális külön törvény által szabályozott egyesületek: betegsegélyező-pénztárak, bányatársulások, ipartársulatok és ipartestületek;
 - III. közönséges egyesületek, eszmei célú társulások, melyek a tagok önkéntes kívánságára, kényszer nélkül, de nem üzleti célok megvalósítására jöttek létre.

A jegyzék településsorosan az egyesületek nevét, alakulásának – és ahol fellelhető volt – megszűnésének évét tartalmazza.

Brunda Gusztáv: Művelődési tartalmú egyesületek a dualizmus kori Nógrádban, 1867–1918 című munkája a vármegye egyesületeinek alapszabály-gyűjteménye és a vármegyei egyesületi törzskönyv alapján településenként, időrendben sorolja fel az egyesületeket, de nem terjed ki a temetkezési segély- és tűzoltóegységekre. A szerző a következő típusokat különbözteti meg.

- I. Közművelődési egyesületek (népművelési, közművelődési egyesületek, zene- és dalkörök, színjátszó körök, nemzeti és egyéb egyesületek).
- II. Társas körök (népkörök, olvasókörök, kaszinók, tiszt-, altiszt társaságok, asztaltársaságok).
- III. Gazdasági, rétegegységek (gazdakörök, ipartestületek, ipartársulatok, kereskedő-, munkás-, értelmiségi rétegegységek).
- IV. Vallási és karitatív egyesületek.
- V. Ifjúsági, legény- és leányegységek.
- VI. Politikai tartalmú és hazafias egyesületek (48-as, függetlenségi, Deák-körök, polgári körök, hazafias egyesületek).

A kataszter tartalmazza az egyesület nevét és az alakulás – ennek hiányában az első fellelés – évét.

Bősze Sándor: Somogy megye egyesületei a dualizmus korában című tanulmányában levéltári anyagok részletes elemzése alapján átfogó képet kaphatunk a vármegye 1867 és 1918 közötti egyesületi életéről. A szerző a következő egyesület típusokat alakította ki.

- I. Gazdasági egyesületek.
- II. Politikai egyesületek.
- III. Szakmai egyesületek.
- IV. Kulturális-népnevelési egyesületek.
- V. Társasági egyesületek.
- VI. Közhasznú egyesületek.
- VII. Segélyező egyesületek.
- VIII. Sportegységek.
- IX. Egyéb egyesületek.

A kataszterben településsorosan megtalálhatók az 1867 után alakult egyletek, névvel és alakulási évvel. Nem szerepelnek az ipartársulatok.

Látható, hogy mind a három kutatás, mind módszerét, mind tartalmát – és ebből adódóan eredményeit – tekintve eltér a Statisztikai Hivatal által készített kimutatástól. Baranyában például némi képet kaphatunk a megszűnésekről is, Nógrád és Somogy esetében viszont bizonyos egylettípusok nem kerültek számbavételre. Mindazonáltal ez a sokszínűség előnyökkel is jár, hiszen a „hivatalos” adatokat a három különböző területen, más-más megközelítéssel nyert számokkal lehet összevetni. A helyi kataszterekben megnevezett egyletek közül természetesen csak az 1878-ban, illetve korábban alakult szervezeteket vettük figyelembe.

Az összehasonlítás eredményét tartalmazó táblából kiderül, hogy a Statisztikai Hivatal összeírása a három vármegyében csak 60-80 százalékát ölelte fel a fellelt egyleteknek. Ennek alapján joggal tételezhető fel, hogy ez az arány országosan is érvényesült. A helyi kutatások – az előbbieken felsorolt megszorításokkal – Nógrád kivételével, valamivel kevesebb egyletet írtak össze, de sok olyan egyesületet is „megtaláltak”, amelyek a statisztikai felvételből kimaradtak. Feltűnően alacsony viszont a mindkét forrásban felbukkanó egyesületek aránya, a három megyében 20-40 százalék között mozog.

Ha tehát elfogadjuk kiindulópontnak azt, hogy az 1878-as adatfelvétel a három vármegye történeti statisztikai kutatásai által fellelt egyleteivel kiegészített, „tényleges” egyesületi számának átlagosan kétharmadára terjedt ki, és feltételezzük azt, hogy ez az arány – ha kisebb-nagyobb ingadozásokkal is – valamennyi vármegyében hasonló volt, úgy a működő egyletek számát 6000 körülnek tételezhetjük fel. A korábban idézett kritikában említett 25 százalékkal szemben – az ismeretlen szerző szavaival szólva: „... az egyletek számára vonatkozólag is mintegy 33% pótlékot lehetne pontos kiigazítással eszközölni”.

1. tábla

Az egyesületek száma és aránya három vármegyében, 1878-ban

Vármegye	Az 1878-as összeírás szerint		A történeti statisztikai források alapján		Mindkét forrásban említve		Összesen (külön-külön említve)	
	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék
Baranya	47	80	36	61	24	41	59	100
Nógrád	26	65	29	73	15	34	40	100
Somogy	78	61	75	59	27	21	126	100
Együtt	151	67	140	62	66	29	225	100

Megvizsgálhatjuk azt is, a korabeli hivatalos, illetve a helyi kutatások hány olyan települést találtak, melyben egylet működött az adott évben.

Tudjuk azt, hogy 1878-ban az adatok begyűjtését a törvényhatóságok végezték, ezért ezek hatékonysága erősen befolyásolhatta a végeredményt. Nemcsak arról van szó, hogy kevesebb szervezetet értek el a ténylegesen tevékenykedők közül, hanem könnyen előfordulhatott, hogy a helyi hatóságok egyszerűen nemleges jelentést küldtek a Statisztikai Hivatalnak akkor is, amikor illetékességi területükön mégis létezett valamiféle önszerveződés. Ez főként kisebb községek esetében valószínűsíthető. A három vármegye adatai

azt mutatják, hogy Baranyában a helyi kutatások során sem találtak olyan helységet, ahol mégiscsak lett volna egyleti élet, Nógrádban és Somogyban viszont 2, illetve 5 ilyen községre is bukkantak.

2. tábla

Az egyesülettel rendelkező települések száma és aránya fellelhetőségük szerint három vármegyében, 1878-ban

Vármegye	Az 1878-as összeírás szerint		A történeti statisztikai források alapján		Csak a történeti statisztikai forrásban említve		Összesen (külön-külön említve)	
	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék
Baranya	16	100	10	63	–	–	16	100
Nógrád	8	80	10	100	2	20	10	100
Somogy	40	89	28	62	5	11	45	100
Együtt	64	90	48	68	7	10	71	100

3. tábla

Az egyesülettel rendelkező települések száma és aránya három vármegyében, 1878-ban

Vármegye	A települések összesen		Az egyesülettel rendelkező települések száma és aránya					
			az 1878-as összeírás szerint		csak a történeti statisztikai forrásban említve		összesen (külön-külön említve)	
	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék
Baranya	357	100	16	5	–	–	16	5
Nógrád	276	100	8	3	2	1	10	4
Somogy	313	100	40	13	5	1	45	14
Együtt	946	100	64	7	7	1	71	8

Bár a három megyében tapasztalt településszintű „egyleti ellátottságok” meglehetősen eltérők (3, 5 és 13%), átlagosan mégis hasonlóságot mutatnak az országos mutatóval. „Sokkal fontosabb kérdés, hogy egylet vagy társulat hány községben létezett és hányban nem? A községek összes száma – beleértve a törvényhatósági joggal felruházott városokat is – 13 012 s ezek közül 889 mutathat fel egyletet s 12 123 nem, tehát az egyletekkel bíró községek az összes számnak csak 6,8 %-át képezik...”¹⁰ Számításaink szerint az ilyen települések aránya – amint az a 3. táblából kiolvasható – körülbelül 1 százalékponttal magasabb lehetett. Ha az egyesületi számra vonatkozó becslési módszert erre is alkalmazzuk, feltételezve azt, hogy amilyen mértékben eltérő volt az egyletek arányszáma a három megyében, hasonló szóródást tapasztalhatnánk a többi megye esetében is, azt a megállapítást kockáztathatjuk meg, hogy 1878-ban a hivatalosan közzétett 889-cel szemben mintegy 950-1000 településen működhetett valamilyen egyesület, ezáltal pontosítva az idézett állítást „... egyletekkel bíró községek az összes számnak kb. 8 %-át képezik.”

Az adott időpontban létező egyletek számbavételénél az egyik legfontosabb ismérv az alakulási év. Az 1878-as felvétel során rögzítették ezt az adatot is, azonban ezek megbízhatósága szintén sok esetben kérdéses. A helyi kutatások általában az alapítólevelek alapján határozták meg az egyesületek létrehozásának idejét, így a kataszterekben közölt alakulási évek hitelesebbnek tűnnek, mint a korabeli kérdőíven, bemondás alapján feltüntetett év-

¹⁰ Magyarország egyletei (1880): XI. old.

szám. Nem beszélve arról, hogy egy szervezet alakulási időpontját többféleképpen is – a megalakítás, a nyilvántartásba vétel, esetleg újjáalakításának vagy a jogelődnek tekintett egyesület alakulásának időpontja – lehet értelmezni. Ha összevetjük a hivatalos adatközlésben és a helyi kutatásokban is nevesített egyesületek alakulási éveit, sok esetben eltéréseket tapasztalhatunk. Az egyszerűség kedvéért a Statisztikai Hivatal szóhasználata alapján „alakulási évnék” nevezük az 1878-as adatlapon feltüntetett és „alapítási évnék” a helyi levéltári adatokból, alapszabályokból, bejelentési ívekről származó évszámot.

4. tábla

Az 1878-ig létrejött egyesületek alakulási és alapítási éve közötti különbségek három vármegyében

Vármegye	Az 1878-as összeírásban és a helyi forrásban is említett egyesületek összesen		Az egyesülettel rendelkező települések száma és aránya					
			Az alakulási és alapítási év megegyezik		Az alakulási év korábbi, mint az alapítási év		Az alapítási év korábbi, mint az alakulási év	
	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék	szám	százalék
Baranya	24	100	15	63	6	25	3	12
Nógrád	15	100	9	60	3	20	3	20
Somogy	27	100	18	67	4	15	5	18
Együtt	66	100	42	64	13	20	11	16

A három vármegyében átlagosan az egyesületek kétharmadában azonos évszámokat találunk. Baranyában az eltérő adatok között is csak 1-2 év a különbség, azonban Nógrád és Somogy esetében kirívó – 9, 10, 15, 18, sőt 44 éves – „korkülönbséggel” is találkozhatunk.

Ezek alapján ugyan nehéz lenne bármiféle konkrét következtetést levonni az 1878-as adatfelvételben szereplő alakulási évek megbízhatóságát illetően, azonban azt joggal tekinthetjük fel, hogy jelentékeny részük a valóságban sokkal rövidebb vagy hosszabb múlttal rendelkezett, mint azt kimutatások alapján gondolnánk.

A MEGSZŰNÉSEK PROBLÉMÁJA

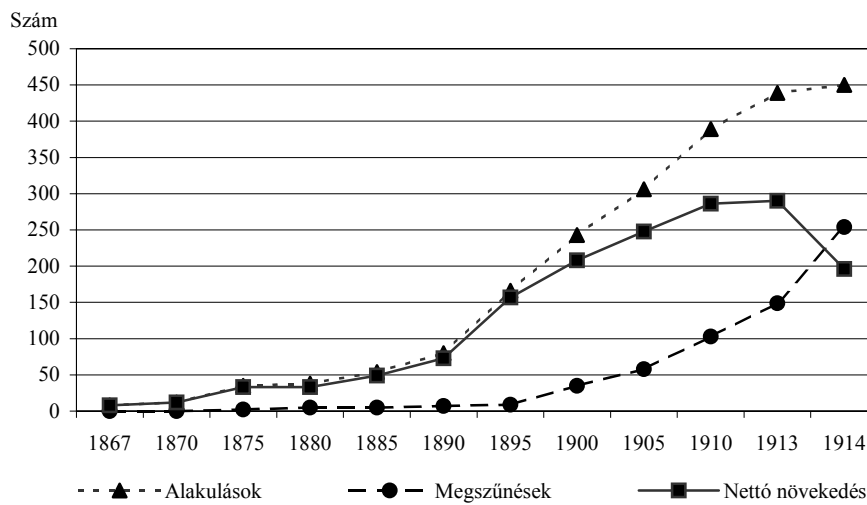
A dualizmus kori egyeleti élet vizsgálatának egyik legproblematisabb pontja az, hogy nagyon kevés információval rendelkezünk az egyesületek megszűnéséről. Hiszen egy adott időpontban kimutatott szervezetszám értelemszerűen nem tartalmazza a korábban létezett, de az adatfelvétel időpontja előtt tevékenységüket befejező szervezeteket. Nem tudhatjuk azt sem, hogy a számbavettek közül hányan szűntek meg 1914 előtt.

Baranyában 1914-ig 450 egyesület alakult és valószínűsíthetőleg az életbe léptetett, háború esetére szóló, 1912-es LXIII. törvény következtében 254 szűnt meg, igaz ebből 105 1914-ben. *Márfi Attila* szerint azonban a háború előszelének tulajdonítható az is, hogy már 1912–1913 folyamán is 45 egyesület befejezte tevékenységét.¹¹ Erre vonatkozólag

¹¹ „A fokozódó háborús készülődés együtt járt a különböző társadalmi mozgalmak elfojtásával.” (*Márfi*; 1985–1986. 197. old.)

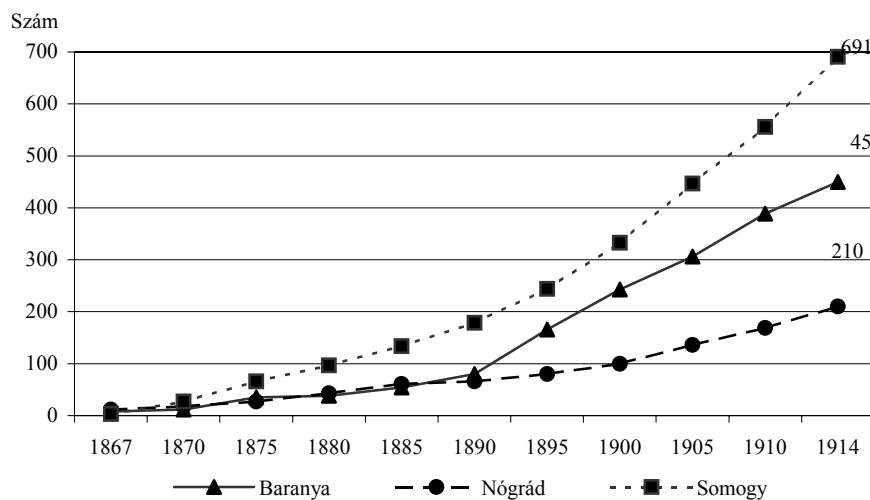
azonban nem látunk bizonyítékot. A szervezetek egyharmada mindenesetre valóban az utolsó három évben oszlott fel. Ha tehát korszakhatárnak a háborús intézkedések fogantatását tekintjük, akkor azt mondhatjuk, hogy a megyében mintegy 300 egyesület működött a vizsgált időszakban.

1. ábra. Az egyesületek számának bruttó és nettó növekedése Baranya vármegyében, 1867 és 1914 között



A másik két vármegyében csak a bruttó növekedést tudjuk regisztrálni a meglévő kataszterek alapján.

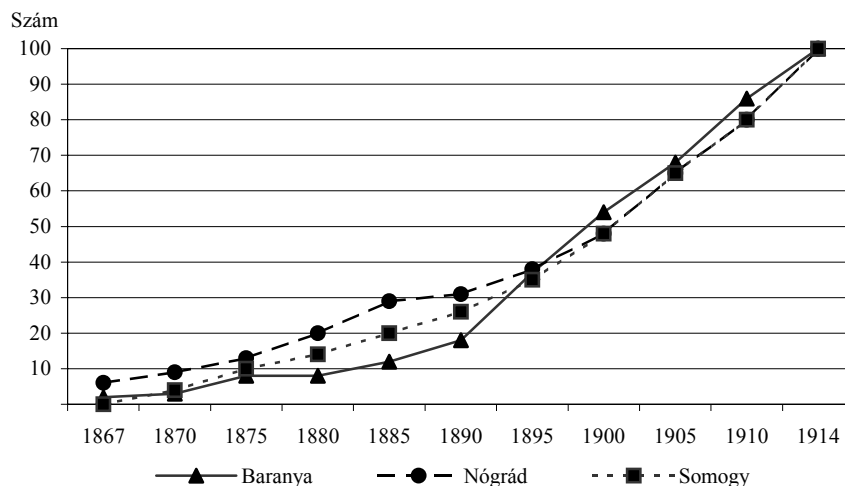
2. ábra. Az egyesületek számának bruttó növekedése három vármegyében, 1867 és 1914 között



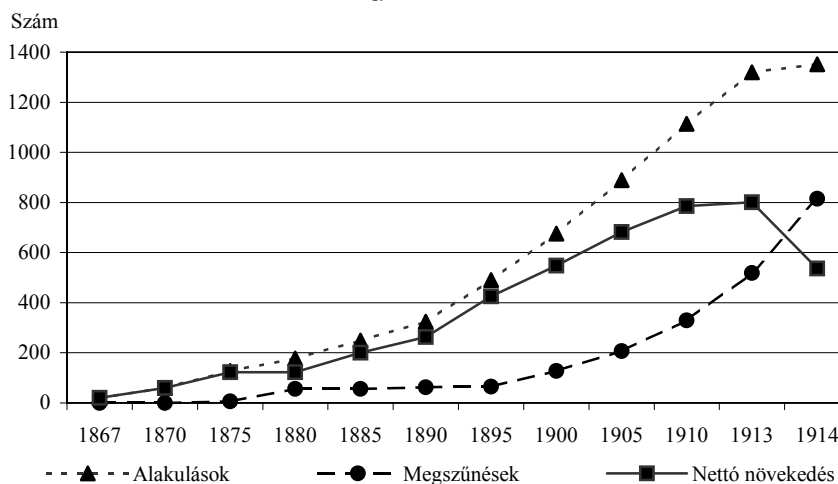
A helyi kutatások közül csak a Baranya megyeiben találunk utalást a megszűnésekre. A kataszterben a szervezeteknél az alakulási éven kívül – már ahol ez fellelhető volt – megtaláljuk a megszűnés évét is. (Feltételezzük, hogy a megszűnési év nélküli szervezetek a vizsgált időszak végéig tevékenykedtek.) Ily módon a megalakult egyesületek folyamatosan növekvő száma (bruttó növekedés) mellett megadhatjuk az adott időszakban megszűnt egyletek számával korrigálva, a nettó növekedést is.

Látható, hogy mindhárom megyében fokozatosan növekvő ütemű fejlődés bontakozott ki, mely a megyék eltérő lélek- és településszámának, egyéb gazdasági és társadalmi tényezők befolyásának következtében más és más maximumnál ért véget.

3. ábra. Az egyesületek számának bruttó növekedése három vármegyében, 1867 és 1914 között



4. ábra. Az egyesületek számának becsült bruttó és nettó növekedése három vármegyében, 1867 és 1914 között



Ugyanakkor, ha a növekedés arányát is megvizsgáljuk, azt tapasztaljuk, hogy a három görbe meglehetősen hasonló ívet ír le. Ebben három jól elkülöníthető szakaszt határozhatunk meg. A kezdeti szakaszban, 1875-ig mind a három megyében a későbbi bruttó egyletszám körülbelül 10 százaléka jelentkezik. A második, 1875 és 1895 közötti időszakot ugyan valamennyi vármegyében a következő 25 százaléknyi egylet megszületése jellemezte, azonban Nógrádban a kérdéses 20 év első felében (Baranyában a második felében) volt intenzívebb a növekedés, Somogyban pedig szinte egyenletesnek mondható. Az 1895-ös évtől azonban mindegyik megyében egy egymással párhuzamos, igen meredek, egyenes vonalú emelkedés következett be.

Miután a bruttó növekedés ennyire hasonlatosnak tekinthető a három vármegye esetében, feltételezhetjük, hogy a megszűnések is többé-kevésbé egyező ütemet követhettek. Ha a rendelkezésre álló baranyai megszűnési görbét rávetítjük a három megye együttes növekedési ívére, megbecsülhetjük a közös nettó növekedés volumenét is. Ezek szerint a vizsgált területeken, az 1910-es évek elején mintegy 800-ra tehető a ténylegesen létező egyletek száma. A helyi kutatások során 1878-ra kimutatott 140-es egyesületszám tehát – a valószínűsíthető megszűnési aránnyal is „finomítva” – az eltelt több mint 40 év alatt fokozatosan csaknem hatszorosára emelkedett. Ha a Statisztikai Hivatal összeírása és a levéltári anyagok alapján kiszámolt 225 egyleti számot vesszük figyelembe, akkor is három és félszeres növekményt találunk. A háborús korlátozások következtében pedig az egyletek körülbelül egyharmada kényszerült önmaga feloszlására, tevékenységének megszakítására, és így az első háborús évben a szervezetszám az 1900-as szintre esett vissza. (Megjegyzendő, hogy a Baranya megyében tapasztalt, 1912-től meginduló megszűnési hullám még nem köthető a későbbi korlátozásokhoz, erre vonatkozó kielégítő magyarázattal nem szolgálhatunk, elképzelhető hogy csak helyi jelenséggel állunk szemben.) Egyébként a háború közvetlen hatása valószínűleg sokkal erőteljesebb volt, de hogy az egyesületek mekkora hányada tudta átvészelni a – forradalommal, proletárdiktatúrával is terhelt – időket, arra legfeljebb az 1932-es összeírás eredményeiből lehet hozzávetőleges következtetéseket levonni.

AZ EGYLETEK SZÁMÁNAK FELTÉTELEZETT ALAKULÁSA A DUALIZMUS IDEJÉN

Ha kiindulópontként elfogadjuk az előbbieken meghatározott fejlődési irányokat, kísérletet tehetünk az országban lezajlott egyleti fejlődés feltérképezésére. Ehhez azonban a következő szempontokat kell figyelembe venni.

– Elfogadjuk azt, hogy az 1878-as összeírás ténylegesen a magyarországi egyleti világ mintegy kétharmadát tudta számbavenni.

– Bár 1878-ig a helyi kutatások is a feltételezett számú, megalakult egyesületeknek csak alig több mint hatvan százalékát derítették fel, feltételezzük, hogy a későbbiekben – és ezt az intenzív egyletszám-növekedés is némiképp magyarázza – sokkal több információt sikerült összegyűjteni az újonnan létrehozott szervezetekről. Vagyis a korszak végére vonatkozó regiszterek gyakorlatilag már majdnem a teljes akkori létszámot tartalmazták.

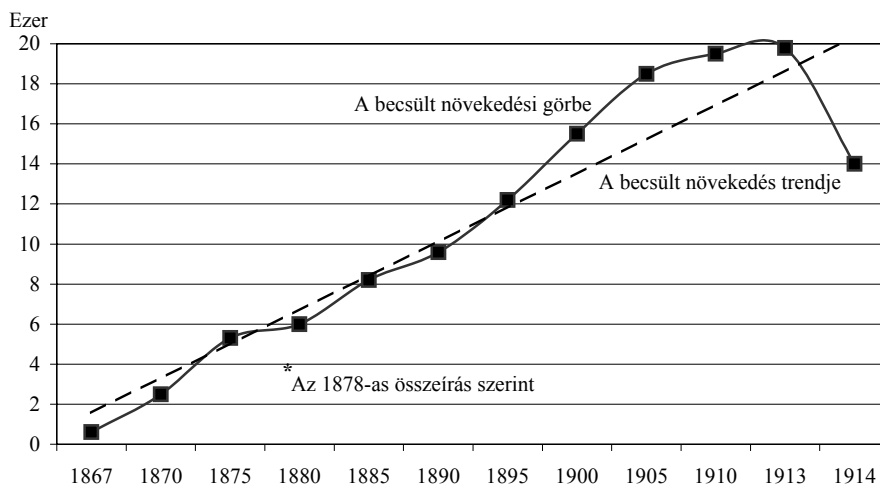
– A vizsgálatunk során megbecsült megszűnési trendet, egyéb információ hiányában, országosnak tételezzük fel.

– A három megyében kimutatott növekedési ütemet szintén általánosnak tekintjük.

Mindezek alapján olyan görbét kapunk, amely szerint a kiegyezéstől számítva 1890-ig fokozatos, egyenletes növekedés során, az egyletszám elérte a tízezres határt.

Ezután intenzívebb egyesületalapítási szakasz tétélezhető fel, mely az 1900-as évek vége felé lassulni kezdett, és az első világháborút megelőző években érte el az egyletek száma a húszezer körüli maximumot. Az 1912–1914-es évekre már a csökkenés volt valószínűsíthető, és első háborús évben a megmaradt egyletek száma 14 ezer körül mozgatható.

5. ábra. Az egyletek számának becsült növekedése Magyarországon, 1867 és 1914 között



Mindamelllett létezik egy másik megközelítési lehetőség is. Az 1932-es országos statisztikai felvétel részletes adatokat közölt az akkor számbavett szervezetek alakulási évéről. Ez az alapos és megbízhatónak tekinthető forrás módot ad arra, hogy egy időbeli visszatekintéssel – a dualizmuskorban alakult és az 1932-es évben is működő egyletek számából kiindulva – próbáljuk alátámasztani az előbbieken levont következtetést. A következő részben erre teszünk kísérletet.

A DUALIZMUSKORI EGYLETEK SZÁMÁNAK MEGHATÁROZÁSA RETROSPEKTÍV BECSLÉSSEL

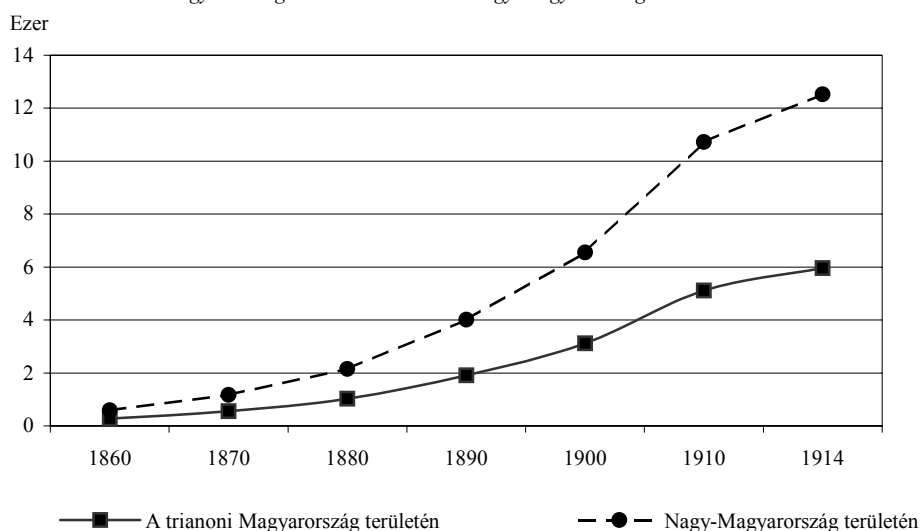
Az 1932-es statisztikai összeírás a Trianon utáni Magyarország területén összesen 14 365 egyesületet mutatott ki, melyek közül 5966 szervezet (42%) 1914-ig alakult. Az 1878-as felvételben szereplő 3995 egyletből 1917 (48%) működött a csonka országterületen. Ha ezt az arányt a későbbi alakulásokra nézve is feltételezzük, akkor azt mondhatjuk, hogy ha 1932-ben az elcsatolt területeken működő egyleteket is számbavették volna, mintegy 12 500, az első világháború kitörése előtt már létező szervezetet írhattak volna össze. (Lásd a 6. ábrát.)

A három, történeti statisztikai módszerrel vizsgált megyében 1932-ben 1203 egyletet találtak, ebből az 1914-ig alapítottak száma – a trianoni Magyarországon tapasztalt 42 százalékos aránnyal számolva – együttesen 500 körülire becsülhető.¹²

¹² Az 1932-es adatfelvételtől megyesoros, alakulási év szerinti szervezetszámra vonatkozó adatokat nem sikerült fellelni.

Ugyanakkor az előbbi részben Baranya, Nógrád és Somogy megyében az első világháború kitörése előtti szervezetszámot hozzávetőlegesen 800-ban határoztuk meg. Ebből következően az 1932-ben működő, 1914-ig létrehozott szervezetek számához mintegy 60 százaléknyi – az időközben megszüntetett, feloszlott egyletek arányának megfelelő – többletet adhatunk hozzá. Ily módon a Trianon előtti Magyarország egész területére kivetítve – a 12 500-as létszámhoz szintén 60 százalékos „kiegészítés” illesztésével – 20 000-nek megfelelő értéket kapunk. Más szavakkal, az 1932-es eredményekből kiindulva, ugyanakkora (bár feltehetőleg más jellegű) feltételezett egyleti sokaságot becsülhetünk meg, mint a dualizmuskori forrásokban fellelhető információk feldolgozása alapján.

6. ábra. Az 1932-ben működő, 1914-ig alakult egyesületek száma a trianoni Magyarországon és becsült számuk Nagy-Magyarországon 1860 és 1914 között



Természetesen a kétféle számítással előállított, a becsléseket, bizonytalansági tényezőket figyelmen kívül hagyva nagyvonalúan kerekített húszezres egyletszám meghatározása nem azt jelenti, bizonyítottnak tekintjük azt, hogy Magyarországon az 1910-es évek elején hozzávetőlegesen ennyi egyesület tevékenykedett. Pusztán annyit állíthatunk, a rendelkezésünkre álló adatok alapján, a különböző statisztikai eljárások alkalmazásával végrehajtott kísérletünk erre az eredményre vezetett. S ha el is fogadjuk, hogy ez a meglehetősen kerekre „sikeredett” becsült mutató bizonyos valószínűségi határon belül – jelenlegi ismereteink, és főleg az eddig fel nem térképezett befolyásoló tényezők figyelmen kívül hagyása mellett – valamiféle középértéknek tekinthető, akkor sem mondhatunk semmi konkrétumot arról, hogy ez milyen hibasávon belül értelmezhető. Mindazonáltal úgy véljük, hogy hipotetikus feltételezésként, további történeti statisztikai kutatások kiindulópontjaként, viszonyítási alapként talán ez a megközelítés mégiscsak elfogadható, akkor is, ha azok jövőbeni eredményei nagymértékben eltérő, ám a valósághoz közelebb álló becslésekhez vezetnek.

FŐBB MEGÁLLAPÍTÁSOK

Az 1878-as egyleti összeírással kapcsolatos bizonytalanságokról, valamint a dualizmus kori egyleti élet fejlődéséről a következő főbb megállapításokat tettük.

1. Az 1878-as kimutatásban csak az akkor tevékenykedő egyletek mintegy kétharmada szerepelt, tehát a 3995 összeírt szervezettel szemben az akkori egyletek létszáma hozzávetőlegesen 6000-re tehető.

2. Az 1878-ban hivatalosan közzétett 889 helyett 950-1000 településen működhetett egyesület.

3. Meglehetősen bizonytalannak tűnnek a szervezetek alakulási évére vonatkozó adatok, a téves alapítási évszámmal rendelkezők aránya akár az egyharmadot is elérhette.

4. Az 1867 és 1914 közötti időszakban folyamatosan nőtt ez egyletek száma, azonban ezt a növekedést erőteljesen lassították a megszűnések, melyek arányát 20-40 százalék körülire becsülhetjük.

5. Kétféle becslési módszer alapján is arra a megállapításra jutottunk, hogy az első világháború előestéjén körülbelül 20 ezer egylet létezhetett Magyarországon.

6. Az előbbiekből adódóan 1878 és 1914 között több mint megháromszorozódott az egyletek száma.

7. Az első világháború kitörésének hatására a szervezetek egyharmada hamarosan feloszlott vagy tevékenységét szüneteltetni kényszerült, és csak mintegy 60 százalékuk érte meg a 1930-as évek elejét.

MÓDSZERTANI MEGJEGYZÉSEK

1. Elemzésünk során felhasználtuk az 1878-as statisztikai adatfelvétel *dr. Reisz László* által számítógépre vitt, és részünkre átadott egyletsoros adatállományát. Munkánk során a három vármegye történeti statisztikai kutatását bemutató kiadványokban szereplő egyleti kataszterekből szintén számítógépes adatállományokat készítettünk. Ezek alapján végül három olyan adatfajlt állítottunk elő Baranya, Nógrád és Somogy megyére vonatkozóan, melyek a vármegyékben – vagy az 1878-as összeírás vagy egyéb történeti statisztikai kutatások során – fellelt valamennyi egylet legfontosabb adatait tartalmazták. A mindkét forrásban szereplő egyletek beazonosítása a szervezet neve és székhelye alapján történt. Jelen írásban szereplő táblák és ábrák – a források külön megjelölése nélkül – ezen adatállományok felhasználásával készültek.

2. A becslések végeredményeit a rendelkezésre álló adatállományokból számított gyakoriságok és valószínűségek segítségével Foxbase adatbáziskezelő számítógépes programok alkalmazásával állítottuk elő.

3. Az 1878-as statisztikai összeírásban szereplő egyletek közül a későbbi trianoni Magyarország területén működő szervezetek leválogatását a székhelyként megjelölt települések földrajzi beazonosításával és egyenkénti kódolásával végeztük el, melynek során megállapítottuk, hogy az adott település az új határokon belül vagy kívül helyezkedett-e el.

4. A számításainkhoz felhasznált adatokat az 1932-es adatfelvételtől származó, hivatalosan publikált forrásokból merítettük.

IRODALOM

- BOCZ J. – EMRI I. – KUTI É. – MÉSZÁROS G. – SEBESTÉNY I. (2001): *Nonprofit szervezetek Magyarországon, 1999*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- BOCZ J. (1992): Egyesületi statisztika Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 70. évf. 10. sz. 840–852. old.
- BŐSZE S. (1997): *Somogy megye egyesületei a dualizmus korában*. Somogyi Almanach, 53. sz. Somogy Megyei Levéltár. Kaposvár.
- BRUNDA G. (1988): Az egyesületek mint a nyilvánosság csirái. *Palócföld*, 22. évf. 3. sz. 40–45. old.
- BRUNDA G. (1993): *Egyesületek Nógrád megyében*. Nógrádi Közművelődési Füzetek 4. Nógrád Megyei Közművelődési Központ, Salgótarján.
- DR. DOBROVITS S. (1935): Magyarország egyesületeinek statisztikája. *Magyar Statisztikai Szemle*, 13. évf. 1. sz. 23–37. old.
- DR. DOBROVITS S. (1936): *Budapest egyesületei*. Statisztikai Közlemények. 3. sz. Budapest Székesfőváros Statisztikai Hivatala, Budapest.
- DR. DOBROVITS S. (1938): Társadalmi szervezetek. *Magyar Statisztikai Szemle*, 16. évf. 4. sz. 414–418. old.
- DR. DOMOKOS A. (1968): A társadalmi egyesületek statisztikája. In: *A magyar hivatalos statisztika történetéből*. Az V. Statisztikatörténeti vándorülés előadásai és korreferátumai (Gödöllő, 1967. május 23–25.). Magyar Közgazdasági Társaság Statisztikai Szakosztály Statisztikatörténeti Szakcsoport. Budapest. 220–229. old.
- GYÖRGY ENDRE (szerk.) (1881): *Nemzetgazdasági Szemle*. 1. füzet, 159–163. old.
- HUNFALVY JÁNOS (szerk.) (1862): *Magyarország különböző egyletei*. Statisztikai Közlemények IV. kötet I. füzet. Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottsága, Pesten.
- JOBBS S. (1972): Egyesületek Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 50. évf. 12. sz. 1219–1233. old.
- Magyar Statisztikai Évkönyv 1934* (1935). Magyar Királyi Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MÁRFIA. (1985–1986): *Baranya vármegye egyesületei* (1867–1914). Baranyai Helytörténetírás, Pécs.
- DR. REISZ LÁSZLÓ (1988): Egyesületek a dualizmuskor Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 65. évf. 10. sz. 930–946. old.
- DR. VARGA GYULA (szerk.) (1880): *Magyarország egyletei és társulatai 1878-ban*. Hivatalos Statisztikai Közlemények. XLII. Országos magy. kir. Statisztikai Hivatal, Budapest.

SUMMARY

It is challenging to estimate the number of functioning associations in a given period. On the one hand, the available registers and statistical sources are often unreliable and incomplete. On the other hand, the monitoring of dissolutions seems to be unsolvable task. As a consequence, tenable data on the size of civil associations can be processed only through statistical estimation taking these difficulties into consideration. In this study the author presents a method to describe the development of the number of organizations acting in Hungary during the period of 1867–1914 on the basis of contemporary sources and information gained from various regional historical research. Probable dissolution rates are also considered when identifying the tendencies. Hereby, as a result of the experimental calculation, he managed to estimate the number of associations, which really existed at the end of the era under review. This figure is not known from official register.

A MAGYAR STATISZTIKAI TÁRSASÁG VÁLASZTMÁNYI ÜLÉSE

2003. február 12-én a Magyar Statisztikai Társaság (MST) Választmánya ülést tartott, melyet *Soós Lőrinc* a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese, az MST elnöke vezetett. Az ülésnek négy napirendi pontja volt.

Elsőként az elmúlt évi szakosztályi munkát értékelte a testület. Az írásos beszámolókhöz szóbeli észrevétel nem érkezett. A vezető elnök kiemelte, hogy az egyes szakosztályokban egymástól igen eltérő színvonalú és intenzitású munka folyik, ezért továbbra is keresni kell a szakosztályi munka viszonylagos kiegyensúlyozásának módjait.

A második napirendi pont a 2002. évi, Balatonfüreden megrendezett ülés értékelése volt. A hozzászólások egy sikeres és jó hangulatú konferenciáról adtak számot és kiemelték, hogy jó döntésnek bizonyult az állandó helyszín. A Választmány megállapította, hogy bár az előadások színvonala ingadozott, egészében véve a szakmai színvonal jó volt, esetenként hiánypótló előadásokat is hallhattak a jelenlévők. A vita során hangsúlyozták azonban, hogy a konferenciáról hiányzott egy olyan tartalmi összefoglaló, amely túlment volna az egyes előadások rövid kivonatolásán. Jónak tartották a külső és hivatalbeli előadók arányát és felhívták a figyelmet, hogy a jövőben törekedni kellene arra, hogy a külső előadások egyre inkább tükrözzék a statisztika felhasználóinak reprezentatív véleményét.

A harmadik napirendi pont hosszú vitája a 2003. évi rendezvények tervezésével, elsősorban a jövő évi őszi konferencia előkészítésével foglalkozott. A konferencia kereteit meghatározza az, hogy 2003. őszi tisztújító közgyűlésre is sor kerül, ezért a szakmai kérdésekre várhatóan kevesebb, azaz 5–6 előadásnyi idő jut. Az Elnökség javaslatokat terjesztett a Választmány elé, ezek részben az egy évvel korábban javasolt, részben új, az Elnökség által fontosnak és időszerűnek tartott témákat tartalmazták. Ezek a következők voltak. 1. A térségi (regionális) beosztás szerepe, funkciója, működési kérdé-

sei. 2. Az EU-csatlakozás statisztikai kérdései. 3. A statisztikai kultúra és etika. 4. A kanadai hivatalátvilágítás utóélete és hatásai.

Egyes hozzászólók véleménye szerint a téma választást a tagságra kellene bízni. Az elnök azonban úgy vélte, hogy ezt az egyébként helyes elvet mindaddig sajnos nem sikerült megvalósítani. Ezúttal is meg lehet próbálni, ám nagy reményeket ne fűzzünk hozzá. A vita során szinte valamennyi téma mellett és ellen felhoztak érveket. Két új javaslat is elhangzott. Az egyik szerint a konferencia tárgyalja meg a csatlakozással kapcsolatos Nemzeti Fejlesztési Tervnek és öt programjának statisztikai vetületét; különösen a statisztika szakmai-módszertani felkészültségét ezekre a feladatokra. Az elképzelések szerint az előadásokat amiket egy-egy kiemelkedő szakértő tartana, rövid korreferátumok kísérik. A téma így éppen kimerítené a hat előadás kereteit.

Egy másik javaslat szerint a csatlakozás előtti „feltár” lenne fontosabb, mely a gazdaság és a társadalom egyes területeinek állapotát mutatná be a csatlakozás előestéjén. Többen javasolták a két téma egyesítését, valamint azt, hogy bármely téma választása esetén legyen figyelemmel a területi szempontokra. Egyes vélemények szerint a felvetett kérdésekkel kapcsolatban érdemes lenne egy másik, esetleg Budapesten tartandó konferenciát rendezni. Olyan javaslat is elhangzott, hogy talán nem kellene egyetlen kiragadott téma köré szervezni a találkozót. A vezető elnök azzal zárta le a vitát, hogy az elhangzottakat figyelembe véve és kikérve a tagság véleményét az Elnökség megtárgyalja és rövid időn belül kialakítja az őszi rendezvény témáját és programját.

Mind e mellett csak érintőlegesen esett szó a Társaság egyéb összejöveteleiről; ez a kérdés jórészt a szakosztályok hatáskörébe tartozik.

Az egyéb kérdések közül ezúttal csak az MST kommunikációjáról szolt *Laczkó Sándorné* főtítkárnak, a KSH főosztályvezetője. Felhívta a figyelmet arra,

hogyan az MST honlapja mind az intraneten, mind az interneten megtalálható, és kérte a választmányi tagokat, hogy segítsenek a honlapot mindenkor frissen tartani. Végezetül elmondta, hogy a Nemzetközi Statisztikai Társaság (International Statistical

Institute – ISI) is élnékíteni kívánja kapcsolatait és kommunikációját, ezért az MST honlapjáról az ISI honlapját is közvetlenül elérhetővé tették.

H. L.

ECOSTAT – TUDOMÁNYOS DÉLUTÁN

2003. január 30-án az ECOSTAT Gazdaság-elemző és Informatikai Intézet tudományos délutánt rendezett a Központi Statisztikai Hivatal Nagytanácstermében. A rendezvényen az MTA Statisztikai, Ipargazdasági és Közgazdasági szakosztályának és egyéb kutatóintézetek vezetői és munkatársai vettek részt. A tudományos ülés tárgya *dr. Szabó László*, tudományos tanácsadó (ECOSTAT) „Uniós tagság és versenyképesség, árak, adók, bérfelzárkóztatás (egy soktényezős statisztikai elemzés gazdaságpolitikai tanulságai)” című dolgozata volt. *Dr. Losonczi Miklós*, a GKI Gazdaságkutató Rt. és *dr. Palócz Éva*, a Kopint-Datorg Konjunktúra-, Piackutató és Számítástechnikai Rt. munkatársai opponensként vettek részt az ülésen, melynek levezető elnöke *dr. Belyó Pál*, az ECOSTAT igazgatója volt.

Dr. Szabó László bevezetőjében hangsúlyozta a téma különös aktualitását, amely a közeli uniós csatlakozásunkkal és a globalizálódó világgazdasággal függ össze. Magyarország uniós tagságával egy közel félmilliárdos lélekszámú egységes belső piac részévé válik, amelyen nemcsak a jelenlegi és az újonnan felveendő tagországok versenyével kell szembenézni, hanem a globalizáció nyomán más régiók egyre erősebb konkurenciájával is. Ezért fontos, hogy tisztában legyünk a magyar feldolgozóipar csatlakozás előtti versenyképességével és mindazon tényezők (például árak, adók, bérek) várható változásaival, amelyek ezeket a pozíciókat a csatlakozásunk utáni években befolyásolni fogják. Ezek részben harmonizációs kényszerek, részben alkalmazkodási, illetve felzárkóztatási folyamatok következményei lesznek.

A versenyképesség kellő mélységű vizsgálatához ma már nem elégséges néhány makroökonómiai mutató utólagos elemzése. A csatlakozás után ugyanis – más korábban felvett uniós országok példájából következően – várhatóan erősen differenciált fejlődés következik be, amely erőteljes strukturális változásokkal jár együtt, amikor is az addig rendszeresen közölt statisztikai publikációkban szereplő makroszintű versenyképességi adatok számottevő aggregációs hibák forrásai lehetnek. Ezért ezeknél mélyebb, al-, illetve szakágazati bontású mutatókra van szükség. Ehhez a módszertani és részben (az

uniós viszonyítási mintákat jelentő) információs alapokat az Eurostat „Panorama of European Business” című kiadványa teremtette meg. A vizsgálatokhoz szükséges magyar, illetve két másik csatlakozó ország (Bulgária és Csehország) szerinti információkat a társasági adóbevallások részletes adatainak feldolgozásával állították elő a három ország statisztikai elemző intézetei.

A továbbiakban az előadó a legfontosabb elemzési eredményeket ismertette. Összefoglalta a versenyképesség méréselméleti és módszertani problémáit. Azután saját módszertan szerint készített ábrákon, a legfrissebb adatok alapján elemezte az ár-, adó- és bérfelzárkóztatási folyamatok várható tendenciáit, az uniós reformelképzeléssel összefüggő hatásait.

Az opponensek is megerősítették a téma időszerűségét, módszertani megközelítésének alaposságát és az eredmények sokoldalú hasznosíthatóságát. Egyetértettek a szerzőnek azzal a javaslatával, hogy a vizsgálatok eredményeként a versenyképes iparágakra – a Nemzeti Fejlesztési Tervhez kapcsolódóan – egy offenzív, a kevésbé versenyképesekre pedig egy defenzív stratégiát kellene kidolgozni. A feldolgozóipar egyes ágazataira vonatkozó eredmények között a háztartási, villamos, irodai gépek és berendezések eredményeibe – részben technikai okokra visszavezethető – hiba csúszott. *Dr. Palócz Éva* a változási tendenciák eredményeit is vitathatónak tartja, mert a Kopint-Datorg korábbi hasonló vizsgálatai mást mutattak, ezért javasolta, hogy ennek okait külön is célszerű lenne feltárni. *Dr. Losonczi Miklós* szerint tanulságosak a tanulmány azon megállapításai is, amelyek hosszú távon a munkaerőköltségek enyhe csökkenését mutatják be, mivel ezek szerint még az EU-államoknak is folyamatos áldozatokot kell hozniuk a versenyképességük megőrzéséhez. *Losonczi Miklós* szerint a tanulmány árkonvergenciával foglalkozó része is megalapozott, mind tartalmi, mind módszertani oldalról nézve. Az adópolitikát elemző részt is jónak ítélte az opponens, egyes megállapításait azonban (például a társasági adó felemelését és az áfa-kulcsok csökkentését) vitathatónak tartja. Az EU származásiországlelvré történő átállása nyomán viszont ő is elkerülhetetlen-

nek tartja a normál forgalmi adókulcs csökkentését. A bérfelzárkóztatási politikát tárgyaló rész több uniós tervet, fejlesztési elképzelést mutat be és a különböző országok példáira épülő elemzéssel, hiánypótló következtetéseket fogalmaz meg a magyar gazdaságpolitika tervezői számára is.

A hozzászólók közül *dr. Szilágyi György*, egyetemi tanár, a Magyar Statisztikai Társaság tiszteletbeli elnöke arra hívta fel a figyelmet, hogy amennyiben a versenyképességet vállalati szinten elemezzük, akkor azt össze kell kötni az SNA- (System of National Accounts – Nemzeti Számlák Rendszere) elszámolásokkal. Kérdést tett fel Losoncz Miklós azon megállapításának értelmezéséről, amelyet Írország magas GDP-növekedési ütemének a multinacionális vállalatok elszámolásaival összefüggésben jelzett. *Dr. Blahó András*, egyetemi tanár a versenyképesség fogalmának különböző szinteken alkalmazott variánsai pontos különválás-

tásának a fontosságára hívta fel a figyelmet. Ő is megerősítette azok véleményét, akik a transznacionális vállalatok költségelszámolása miatti számbavételi nehézségekre mutattak rá. Ezek tisztázására egy elméleti modellt kellene kidolgozni. *Dr. Román Zoltán*, ny. egyetemi tanár az előadás szelektív iparpolitikára emlékeztető részeivel kapcsolatban arra hívta fel a figyelmet, hogy az ma már nem tekinthető a korszerű iparpolitika alapjának, az OECD sem ad ki ilyen ajánlásokat.

Dr. Belyó Pál, levezető elnök, összefoglalójában kiemelte a téma aktualitását, a vita sikerességét. Hasznosnak és eredményesnek nevezte az Intézet kutatását, amelynek a vita tanulásaival kiegészített és újraserkesztett írásos változatát hamarosan publikálni fogják az Intézet „Időszaki közlemények” c. sorozatában.

Dr. Sz. L.

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Az MTA Statisztikai Bizottságának ülése. Az MTA Statisztikai Bizottsága 2003. március 11-én tartotta ülését a Központi Statisztikai Hivatalban. Az ülés témája a mikroszimuláció alkalmazása volt. Az első előadó *Molnár István*, a Bloomburg University of Pennsylvania vendégprofesszora, a jelenlegi nemzetközi gyakorlat ismertetése mellett bemutatta az Európai Unióhoz való csatlakozásunkor bekövetkező változások előrejelzését is. Az előadás az alapfogalmak, a hazai és a nemzetközi alkalmazás mellett a javasolt új alkalmazási területeket is ismertette. A második előadó *Csicsman József*, a Budapesti Műszaki Egyetem kutatója, a KSH korábbi mikroszimulációs tevékenységét, illetve a mikroszimuláció mint eszköz leírását mutatta be. A hozzászólások többnyire az alkalmazó és a finanszírozó témakörére összpontosítottak, és kiemelték a KSH mint adatgazda szerepét a mikroszimuláció lehetséges alkalmazásában.

Látogatás. 2003. január 29–30-án a Jugoszláv Szövetségi Köztársaság Szövetségi Statisztikai Hivatalának elnöki küldöttsége *Miodrag Zivkovic* vezérigazgató vezetésével látogatást tett a Központi Statisztikai Hivatalban. A látogatás célja a két hivatal közötti együttműködési megállapodás aláírása volt, amelyre 2003. január 29-én került sor. A vezérigazgató kíséretében érkezett *Slobodan Vuckovic* külkereskedelm-statisztikai igazgató és *Zeljko Lesic* közlekedéstatisztikai főosztályvezető megbeszéléseket folytatott *Kelecsényiné Gáspár Katalinnal*, a KSH Külkereskedelm-statisztikai főosztályának, valamint *dr. Probáld Ákossal*, a KSH Szolgáltatás-statisztikai főosztályának vezetőivel és a főosztályok szakértőivel e területek aktuális kérdéseiről. A megbeszélések során a jugoszláv küldöttség tájékoztatást kapott az EU-csatlakozásra való felkészülésről is.

Francia–magyar–szlovák munkaértekezlet. 2003. január 23–24-én háromoldalú népesség-előreszámítási munkaértekezletet tartottak a Központi

Statisztikai Hivatalban. Az értekezlet magyar kezdeményezésre jött létre, és a 2002-ben megkezdett háromoldalú szakmai találkozósorozat folytatása volt. A munkaértekezletet *Spéder Zsolt* a Népességtudományi Kutatóintézet igazgatója nyitotta meg röviden ismertette az intézet tevékenységét. Ezután *Hablicsek László* a Népességtudományi Kutatóintézet igazgatóhelyettese tartott előadást a magyarországi népesség-előreszámítási tevékenységről. A munkaértekezlet további részében a résztvevők a termékenység trendjeivel, előrebecslésének módszereivel és várható alakulásával foglalkoztak. Az előadók, többek között, bemutatták a hivatalos szlovák előreszámítások eredményeit és a roma résznépesség számának előrebecslését, a mindhárom országra készített termékenységi hipotézis kor szerinti arányszámait trendjének extrapolálását, a magyarországi termékenységi trendeket és a nők gyermekvállalási terveit, a születési statisztikát, a családpolitika és a gyermekszám összefüggéseit, illetve az evolúciós szemlélet alkalmazási lehetőségeit.

Eurostat-munkaértekezlet. 2003. január 16–17-én tartották Luxembourgban az Eurostat „Információk gyűjtése a turizmus területén” című munkaértekezletét. A résztvevők, más témák mellett, foglalkoztak az Európa Tanács turizmusstatisztikai irányelvének végrehajtásával az egyes tagországokban. Az Eurostat képviselői hangsúlyozták a Turizmus Szatellit Számla kidolgozásának fontosságát, valamint egy uniós szintű turizmus-adatbázis létrehozásának szükségességét. Az Eurostat szakértői elkészítették ajánlásaikat a turizmushoz kötődő fogalmak ENSZ-osztályozásának módosítására. Az értekezleten két nemzetközi szervezet, az OECD és a WTO képviselői beszámoltak a turizmus statisztikája területén elért eredményeikről. A Központi Statisztikai Hivaltal az értekezleten *Gether István* osztályvezető képviselte.

Oktatási és képzési statisztikai munkaértekezlet. 2003. január 23–24-én munkaértekezletet tar-

tottak Luxembourgban az Eurostat folyamatban levő oktatási, szakképzési projektjeinek ismertetésére. Az ülésen megfigyelőként a tag- és tagjelölt országok képviselőin kívül a nemzetközi oktatási szervezetek munkatársai, valamint az EFTA- és PHARE-országok képviselői vettek részt. Az értekezleten a résztvevők megismerhették az indikátorbizottság 2002. évi munkáját, a Leonardo-program jelenlegi projektjeit, a 2003. elején végrehajtott Eurobarométer-felmérés eredményeit, valamint a Munkaerő-felméréshez kapcsolódó oktatási kérdéseket. Az Eurostat szakértői ismertették továbbá az újonnan kialakított oktatási indikátorok, valamint a New Cronos adatbázis használatát. Az értekezleten a Központi Statisztikai Hivatalt *Janák Katalin*, a KSH osztályvezetője képviselte.

Eurostat-munkacsoportülés. 2003. január 21–22-én tartotta első ülését Luxembourgban a közszféra és a magánszféra közötti kapcsolattal foglalkozó, 2003-ban az Eurostat által létrehozott új munkacsoport. A tag- és a csatlakozásra váró országokban egyre inkább elterjedt az a gyakorlat, hogy a kormányok magánszektorbeli cégeket bíznak meg közcélú infrastrukturális intézmények megépítésével, finanszírozásával és működtetésével. Az ilyen konstrukciók elszámolása igen fontos statisztikai kérdés, mert az elszámolás módja hatással van a költségvetési hiányra és az államadósságra. Az Eurostat célja, hogy részletes szabályokat dolgozzon ki e szerződések statisztikai elszámolására. A munkacsoport feladata ajánlások kidolgozása a témában. Az ülésen a Központi Statisztikai Hivatalt *Bablina Erzsébet*, a KSH főtanácsosa képviselte.

Nemzetközi konferencia. A Berlieni Statisztikai Hivatal szervezésében tartották a „Fiatalok segítése a nagyvárosokban” című tudományos tanácskozást 2003. január 20. és 22. között, Berlinben. A konferencián az előadók főként a nők társadalmi helyzetének változásait vizsgálták nemzetközi összehasonlításban az elmúlt évtizedekben. A nyugat-európai társadalmakról szóló előadásokban hangsúlyozták a növekvő részmunkaidős és teljes munkaidős női munkavállalás terjedését, míg a kelet-közép-európai társadalmak esetén a nők képzettségének növekedését, illetve egyre jelentősebb aktivitásukat a piaci szférában. A résztvevők, többek között, foglalkoztak a nagy- és kisvárosban élő nők helyzetének különbségeivel, a női szegénység alakulásával és az egyetemisták tanulási preferenciáinak nemek szerinti eltéréseivel. A tanácskozáson *Bognár Virág*, a KSH tanácsosa és *Bakos Norbert*, a KSH fogalmazója tartott közös előadást „Régi és új háztartástípusok Budapesten” címmel.

Tanulmányút Nagy-Britanniában. 2003. március 5. és 9. között Szabolcs-Szatmár-Bereg megyei területfejlesztési szakemberek tanulmányúton vettek részt Walesben. Cardiffban előadásokat hallgattak, és megbeszéléseket folytattak a WEFO-nál (Welsh European Funding Office – Walesi Európai Befektetési Hivatal) és a walesi fejlesztési ügynökségnél. A szakembereknek megtudták, hogy a nehézipar válsága miatt rossz helyzetbe került országrészben nagyszabású befektetésösztönzési programokat indítottak el, és minden területen fejlesztették a szolgáltatásokat. Kiemelt figyelmet fordítottak a képzésre, a K+F-tevékenységre és az internetes üzleti szolgáltatásokra. A csoport látogatást tett a régió közgyűlésének vezetőinél, egy biotechnikai innovációs parkban és egy internetes üzleti kereskedelemre szakosodott alapítványnál. A tanulmányúton a Központi Statisztikai Hivatal képviselőjében *dr. Hajnal Béla*, a KSH Szabolcs-Szatmár-Bereg Megyei Igazgatóság igazgatója vett részt.

Közgazdasági Nobel-díj. A 2002. évi közgazdasági Nobel-díjat az 58 éves *Daniel Kahneman* a Princetoni Egyetem professzora, és a 75 éves *Vernon L. Smith*, a George Mason Egyetem egyetemi tanára kapta. A Svéd Királyi Akadémia indoklása szerint Kahneman a közgazdaság-tudomány területén végzett pszichológiai megközelítésű kutatásaiért, különös tekintettel a bizonytalan helyzetben való ítéletalkotásra és döntéshozatalra, Smith pedig a tapasztalati közgazdasági elemzésben alkalmazott laboratóriumi kísérleteiért, különös tekintettel az alternatív piaci mechanizmusok vizsgálatára, érdemelte ki az elismerést.

Az emberi viselkedésnek megfigyelésekre és kísérletekre alapozott kutatásában Kahneman más kutatókkal együtt megkérdőjelezte a gazdasági racionalitás feltételezését. Tanulmányozatában bizonyította, hogy az emberek nem képesek a bonyolult döntési helyzeteket teljességében elemezni, amikor bizonytalanok a jövőbeni következmények. Kimutatta, hogy bizonytalan helyzetekben az emberi ítéletalkotás gyakran olyan hüvelykujjszabályt alkalmaz, ami következetesen ellentmond a valószínűség-számítás alapvető tételeinek. Ugyanakkor fontos felismerése, hogy az emberek sokkal inkább figyelnek arra, hogyan tér el egy eredmény a vonatkoztatási értéktől, mint magára az abszolút eredményre.

Smith a közgazdaságtanban bevezette az indukált érték módszereként ismert eljárást, ami megoldja a kísérletben a vevő szerepét játszó személy nem a keresleti függvénynek megfelelő magatartásának problémáját. Az eljárás ösztönzést ad a kísérlet résztvevőinek, hogy úgy viselkedjenek, ahogy azt a

kísérletet lefolytató személy kívánja. Ezzel és más gondolataival, valamint egy sor, a megfelelő laboratóriumi eljárást érintő gyakorlati javaslatával, Smith módszertani szabványokat dolgozott ki arra vonatkozóan, hogy mi a jó kísérlet a közgazdasági kutatásban. A kitüntetett tudósok munkásságának eredményeként a két korábban elkülönült kutatási terület fokozatosan összeolvad a kísérleti közgazdaságtanban és a közgazdasági pszichológiában.

Évkönyvek. A 2001. évi Mezőgazdasági statisztikai évkönyv összefoglaló adatai tízéves idősort fognak át. A részletes adatok a mezőgazdasági termelés személyi, műszaki és anyagi feltételeit, a növénytermesztési és kertészeti termékek termesztését, felhasználását, valamint az élő állatok és állati termékek termelését, felhasználását mutatják be. Ezenkívül megtalálhatók a kötetben az erdőgazdálkodás, az élelmiszeripar és a mezőgazdasági termékek külkereskedelmi adatai, valamint az időjárás, a regionális mezőgazdasági és a nemzetközi adatok is. A kötet szöveges anyaga angol nyelven is megjelent. A kiadványt módszertani megjegyzések és Függelék teszi teljessé.

(Mezőgazdasági statisztikai évkönyv, 2001. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 319 old.)

*

A Területi statisztikai évkönyv 2001. évi összefoglaló adatai megyei és regionális bontásban mutatják be Magyarország népességének, népmozgalmának, a lakosság foglalkoztatásának és keresetének, a háztartások jövedelmének és fogyasztásának helyzetét. A kiadvány képet ad a lakás-, a közműellátás, a társadalombiztosítás és szociális ellátás, az egészségügy, a közúti balesetek, az oktatás és a kultúra, a kutatás–fejlesztés és az igazságszolgáltatás helyzetéről. Megtalálhatók a kötetben a gazdasági szervezetek, a beruházás, az önkormányzati költségvetés és ingatlanvagyon, valamint a mezőgazdaság, az ipar, az építőipar, a kiskereskedelem, az idegenforgalom, a vendéglátás, a szállítás, a posta és a távközlés legfontosabb adatai. A kistérségi településhálózati és a városok és üdülőkörzetek idegenforgalmi adatain kívül nemzetközi adatokat és módszertani megjegyzéseket is tartalmaz a kiadvány. A kötet szöveges anyaga angol nyelven is megjelent.

(Területi statisztikai évkönyv, 2001. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 490 old.)

*

Az Ipari és építőipari statisztikai évkönyv, 2001 harminckét grafikon és 14 összefoglaló tábla segítségével ad áttekintést az ágazat adatainak az elmúlt

8-10 évben tapasztalt alakulásáról. Részletes adatok találhatóak az évkönyvben az ipari és építőipari vállalkozásokról, a termelésről, a munkaerő-állományról, valamint az ágazatban foglalkoztatottak kereseti viszonyairól. A kötetet módszertani megjegyzések és Függelék egészítik ki. A kötet szöveges anyaga angol nyelven is megjelent.

(Ipari és építőipari statisztikai évkönyv, 2001. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 291 old.)

*

Történeti Demográfiai Évkönyv. A 2002. évi Történeti Demográfiai Évkönyv Tanulmányok fejezete a következő írásokat tartalmazza: *Faragó Tamás*: II. József népszámlálása Borsod megyében (1786); *Óri Péter*: Hatalom és demográfia. II. József népszámlálása Magyarországon I.; *Veres Valér*: Adalékok Erdély 18. századi népessége etnikai összetételének kérdéséhez; *Benda Gyula*: A háztartások nagysága és szerkezete Keszthelyen 1757-1851.; *Elter András*: A házasságkötések demográfiája Dunabogdányban az anyakönyvek tükrében 1724-1895.; *Sebestény István*: Tiszabő történeti demográfiája a helyi katolikus anyakönyvek számítógépes feldolgozása alapján (1737-1799).

A Figyelő rovatban *Faragó Tamás*: Adalékok a történeti demográfiai kutatások nemzetközi áttekintéséhez I. (Svédország, Közép-Európa, Németország); *Óri Péter*: A történeti demográfia Franciaországban című tanulmánya kapott helyet.

Az ismertetések között *Beluszky Pál*: Magyarország településföldrajza című könyvéről; *Daróczi Etelka*: Monográfiák és tanulmánygyűjtemények a történeti földrajz köréből című könyvéről *Illés Sándor*; *Für Lajos*: Magyar sors a Kárpát-medencében. Népesedésünk évszázadai 896-2000. művéről pedig *Buskó Tibor* számol be. *Sonkoly Gábor*: Erdély városai a XVIII-XIX. században, című munkáját *Veres Valér* mutatja be. *Pakot Levente*: két erdélyi vonatkozású munkát ismertet *I. Bolovan* és *S.P. Bolovantól*; végül *Melegh Attila S. Sasson*: Vendégek és idegenek című könyvéről ad áttekintést.

A Kutatás és fejlesztés (K+F) 2001. évi helyzetét összefoglaló kiadvány rövid elemző összefoglalással majd részletező táblaanyaggal mutatja be e fontos terület fejlődését. Kitér a kutató–fejlesztő helyek számának, a K+F ráfordításoknak, valamint a kutatott témák ismertetésére is. Az egyéb adatok között a találmányok és szabadalmak száma, valamint a területi (régiónok) szerinti különbségek ismerhetők meg.

(Kutatás és fejlesztés, 2001. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 121 old.)

Az **Életmód – Időmérleg** sorozatban megjelent a választási részvételtől szóló tanulmány, mely a társadalmi jelenségek nemzetközi tapasztalataiból kiindulva elemzi a magyarországi népesség választási magatartását. A kötet összefoglaló részében kitekintést nyújt a társadalmi jelzőszámok lehetséges további fejlesztésének irányáról.

(Választási részvétel és társadalmi integráció. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 35 old.)

A 2001. évi népszámlálás területi adatai. A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) 1960 óta megynkénti kötetekben teszi közzé a népszámlálások területi adatait. A közelmúltban megjelent 21 kötet – kötetenként két részbe kötve – összesen mintegy 13 ezer oldalon mutatja be az egyes területi egységek demográfiai, iskolázottsági, nemzetiségi, anyanyelvi, vallási, foglalkoztatottsági adatait, háztartás- és családösszetételét. A lakásállomány nagyságát, összetételét, felszereltségét a sok évtizedes hagyományoknak megfelelő négyféle szakmai részletezésben teszi közzé. Az országos adatokat magába foglaló kiadvány régiókénti kombinációs és megyesoros adatokat is tartalmaz, a fővárost bemutató kötet pedig kerületenként is közöl adatokat. Az egyes megyék adatait tartalmazó kötetek a megye egészére vonatkozó adatokon túl kombinációs táblákat is közzé tesznek a megyei jogú városokról egyenként, összesítetten a megye többi városáról, illetve községéről. Ezenkívül részletes, településsoros adatok találhatóak a kötetben a népességről, a háztartás- és családösszetételről és a lakásvizonyokról. A településsoros adatok statisztikai kistérségekre összesítve is rendelkezésre állnak.

A kötetek összevetik az adatokat a korábbi népszámlálások eredményeivel, lehetőséget teremtve ezzel a társadalmi változások több évtizedes, esetenként egy évszázadot is meghaladó nyomon követésére. A legfontosabb változásokat, jellemzőket színes grafikonok és kartogramok is bemutatják.

A kötet sorozat a népszámlálás eredményeit a 2001. február 1-jei közigazgatási beosztásnak megfelelően közli. Az egyes kiadványok emellett tájékoztatnak a népszámlálás eszmei időpontját követően, az önkormányzati választások időpontjában végrehajtott főbb területszervezési változásokról (megyék közötti átcsatolás, város cím adományozása, új község alakítása), és közlik az új helyzetet kifejező összesített adatokat.

A Társadalmi Riport, 2002. A Társadalmi Riport új kötete öt fejezetre oszlik, melyek a társadalom folyamatainak, illetve jelenségeinek, intézményeinek egy-egy kiválasztott szegmensét fogják össze. Ezen belül a témakörben legfrissebb kutatásokat

ismerteti, illetve – az első fejezetben – az 1992-ben indított Magyar Háztartás Panel felvételsorozat főbb alapvető, tíz évre visszatekintő elemzését tartalmazza a kötet. Főbb fejezetek: Tíz év; Társadalmi-gazdasági folyamatok; Iskola, mobilitás és munkaerőpiac; Jóléti rendszerek; Közvélemény és választói viselkedés.

(Társadalmi riport 2002. Szerk.: Kolosi Tamás, Tóth István György, Vukovich György. TÁRKI Budapest, 2002. 423 old.)

Gyümölcsültetvények Magyarországon, 2001. című kiadvány a 2001. évi gyümölcsültetvény-összeírás eredményeinek összefoglaló adatait tartalmazza. Célja, hogy valós adatokat szolgáltatson az agrárgazdaság megalapozott irányításához, kialakulhasson az ültetvények statisztikai nyilvántartási rendszere, továbbá részletes szakmai ismérvek (fajtaösszetétel, művelésmód, alanyhasználat stb.) összesítésével a hazai és a nemzetközi (FAO, EU) tájékoztatási és felhasználói igényeket széleskörűen ki lehessen elégíteni. A kiadvány kizárólag az Európai Unió ötfokozatú területbeosztása alapján az első három szintre (ország, régió, megye) közül aggregált adatokat. További feldolgozások várhatók.

(Gyümölcsültetvények Magyarországon, 2001. (Összefoglaló adatok) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest, 2002. 288 old.)

A Környezetstatisztikai adatok hat fő fejezetében a következő témakörök találhatóak. 1. Természeti erőforrások – készletek és felhasználásuk. Ezen belül a földterület, az ásványvagyon az energia, a vízkészlet-vízhasználat és az erdő. 2. A környezetet terhelő kibocsátások között megtalálhatók a légszennyező anyagok kibocsátásáról, a szennyvízkibocsátásról és a zajról szóló adatok. A 3. A környezet állapota és minősége című rész a talaj, a levegőszennyezettség, a vízminőség, az élővilág, a környezet-egészségügy, települési (épített) környezet adatait foglalja magába. A 4. Természetvédelem, az 5. Környezetvédelmi ráfordítások címen számol be a 2001. év vonatkozó adatairól. Mindezeket a 6. Hátteradatok fejezet zárja, mely a népességről, a környezetre ható gazdasági tényezők alakulásáról, a meteorológiai adatokról és az ország néhány földrajzi adatáról számol be. A kötetet Módszertani fogalmak és megjegyzések zárják. A teljes szöveges rész angol nyelven is rendelkezésre áll.

(Környezetstatisztikai adatok, 2001. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 200 old.)

A külföldi munkavállalók nyilvántartása az Eurostatban című kiadvány szerzői bevezetik az olvasót a munkaerő-vándorlás Európai Unión belüli

szabályozásának statisztikai rendszerébe. Leírják a szabályozás alapelemeit, az adatokkal rendelkező intézmények listáját, a statisztikai adatok unióbeli és nemzeti rendszerét. Ismertetik a külföldi munkavállalók adóztatásának rendszerét és a témakörbe tartozó statisztikai kiadványokat és publikációkat. A kötet a továbbiakban összehasonlítja az egyes EU-tagállamok munkaerő-vándorlással foglalkozó statisztikai rendszereit az Eurostaton belül, illetve összeveti azokat az OECD és az Unió munkaerő-felméréseinek hasonló adataival.

(A külföldi munkavállalók nyilvántartása az Eurostatban. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest, 2002. 62 old.)

A **Népesség – Értékek – Vélemények** címmel megjelent tanulmánykötet a Népességszociológia fogadtatása (Population Policy Acceptance – PPA) című nemzetközi összehasonlító vizsgálat magyarországi eredményeit tartalmazza. A kutatás a népesedési változásokkal, magatartással és a családpolitikai intézkedésekkel kapcsolatos lakossági véleményeket

vizsgálta számos európai országban. Alapgondolata, hogy a legfőbb népmozgalmi jelenségek szinte valamennyi európai országra jellemzők. A kötet a következő tanulmányokat tartalmazza: *Pongrácz Tiborné*: Családpolitika – tények és vélemények; *Kapitány Balázs*: Gyermekvállalási kedv Magyarországon; *S. Molnár Edit*: A közvélemény gyermekszám-preferenciái; *S. Molnár Edit – Kapitány Balázs*: Gyermekcentrikus érzelmek és egyéni célok, vágyak viszonyai; *Spéder Zsolt*: Családi életformák és az életpályák szakaszolódása az 1990-es évek Magyarországon (Vélekedések és kérdések a párkapcsolatokról); *Gödri Irén*: A házasságok és az élettársi kapcsolatok minőségének és stabilitásának néhány metszete; *Pongrácz Tiborné*: A család és a munka szerepe a nők életében; *Tóth Pál Péter*: A hazai lakosság fogadókészsége (Magyarok és külföldiek).

(*Pongrácz Tiborné – Spéder Zsolt* (Szerk.): Népesség – értékek – vélemények. Népeségtudományi Kutatóintézet. Kutatási jelentések 73. Budapest, 2002/3, 165 old.)

Közljük kedves Olvasóinkkal, hogy a *Statisztikai Szemle* májusi és júniusi száma összevontan az angol nyelvű különszámmal együtt júniusban jelenik meg.

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

BECHTOLD, S. – MÜLLER, A. – PÖTZSCH, O.:

HOZZÁFÉRÉSI PANEL MINT AZ ÖNKÉNTES
LAKOSSÁGI FELVÉTELEK KIVÁLASZTÁSI ALAPJA

(Ein Acces-Panel als Auswahlgrundlage für Haushalts-
und Personenerhebungen ohne Auskunftspflicht.) –
Wirtschaft und Statistik, 2002. 5. sz. 345–358. p.

A német hivatalos statisztikában a mikrocenzus, amely a magyar szóhasználattól eltérően negyedéves demográfiai felvételt jelent, az egyéb háztartási és személyi felvételek önkéntes válaszaira épül. A megkérdezések nagy hátránya, hogy általában igen alacsony a megvalósulási arány. Ahhoz, hogy megfelelő mennyiségű és összetételű kérdőív álljon rendelkezésre, vagy a mintát kell növelni, vagy pótmintát kell venni, ami jelentősen megegyezik a felvételi költségeket és meghosszabbítja a terepmunkát. További hátrány, hogy az alacsony megvalósulás csökkenti a becslések megbízhatóságát.

Az Eurostat, a szövetségi felhasználók, a tudományos szféra azonban aktuális állapotadatokat és hosszú idősorokat igényel a háztartásokról és a személyekről. Az alacsony megvalósulási arányokon túl egyéb tényezők is szerepet játszanak abban, hogy a hivatalos statisztika egyre kevésbé tudja kielégíteni ezeket az igényeket: hiányoznak a megfelelő jogszabályi alapok, kevés az anyagi és személyi forrás a tartományi statisztikai hivataloknál. Ez a helyzet oda vezet, hogy magánintézetek kapnak megbízást olyan feladatokra, amelyeket hagyományosan a hivatalos statisztikai szolgálat végzett.

A helyzet megoldására tervbe vették egy a kötelező mikrocenzusban már részt vett, válaszolni hajlandó háztartásokból álló mintavételi keret létreho-

zását, melyben tárolnák a megkérdezettek nevét, címét, valamint az utolsó felvételkor összeírt adataikat. Ezt az adatállományt lehetne aztán használni minden önkéntes, alacsony megvalósulással végrehajtható lakossági felvételnél. A megoldástól a következő előnyöket remélik:

1. Pénzügyi megtakarítás és aktuálisabb adatok. Mivel a panel jó válaszadási hajlandóságú háztartásokból állna, eleve magasabb megvalósulási arány várható a panelből vett mintákon. A hagyományos módszerű felvételhez viszonyítva elegendő lenne jóval kisebb mintákat választani, csökkenne a terepmunka ideje, ennek következtében növekedne az adatok aktualitása. Sok esetben rövidülne a kérdőív is: a résztvevőről tárolt mikrocenzus-adatokat nem kellene újból kérdezni.

2. Jobb minőségű becslések a véletlen mintavételi eljárás, a nemválaszolás korrekciójának jobb feltételei és a hatékonyabb rétegzési lehetőségek következtében. A létrehozott panelből vett véletlen mintán a nemválaszolások kezelése is egyszerűbb lehetne, hiszen mind a válaszolók, mind a nemválaszolók alapadatai rendelkezésre állnak. Ugyancsak a rendelkezésre álló, állandóan frissített alapadatok biztosítják a hatékonyabb rétegzés feltételét.

3. A kiválasztott maginformációk aktualizálása és fogalmi harmonizáció a különböző lakossági felvételek között. Az átvett mikrocenzus adatok egy idő után elveszítik aktualitásukat, megváltoznak (például a háztartásban élő gyermekek száma vagy a háztartás bruttó bevétele stb.). Ezért a panel alapadatainak legalább egy részét évente aktualizálni kellene. Az adatok frissítését legcélszerűbben az egyéb felvételekkel együtt végeznék, és csak azokban a háztartásokban lenne külön emiatt megkérdezés, amelyeknek alapadatai már több mint egyévesek. A maginformációk, panelalapadatok meghatározása egyben a fogalmak harmonizálását is segítené.

A teljes mikrocenzus minta Németországban 380 ezer háztartásból áll, mely négy, egyenként 95 ezer háztartást tartalmazó, az országban élő bejelen-

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 időszak kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlét* tartalmaz.

tett népességet önmagában is reprezentáló részre oszlik. Minden mintaháztartást négy egymás után következő évben kérdezik meg, utána kiesnek a mintából. A felállítandó panel számára a mikrocenzusból a rotáció révén éppen kikerülő mintanegyed háztartásait kellene megnyerni. A háztartás felkérése akkor történne, amikor az utolsó mikrocenzus interjú lezajlott, olyan módon, hogy a kötelező felvétel sikerét ne veszélyeztesse.

A panel meglehetősen dinamikus szerkezetű lenne, a következő okok miatt:

- mivel a részvételi hajlandóság várhatóan alacsony lesz és csökken, évente folyamatosan kellene a beszervezést végezni,
- a panelek általános jellemzője, hogy az idők folyamán különböző okokból csökkennek (a válaszadók kilépnek, elköltöznek stb.),
- a tapasztalatok szerint a régóta résztvevők adatai rendszeresen jelentkező eltéréseket mutathatnak, ezért egy idő után cserélni kell a panel elemeit,
- bizonyos társadalmi rétegek alulreprezentáltsága miatt (például a magas jövedelműek, a legszegényebbek) pótszervezésekkel is számolni kell.

A mintavétel és a teljes körűvé tétel a panelban való részvételi, benmmaradási és a válaszolási valószínűségek alapján, iterációs eljárással történne. A szerzők ennek menetét részletesen leírják és ábrázolják.

Ahhoz, hogy a tervezett panel valóban hatékony eszköze lehessen az önkéntes háztartási felvételeknek, a következő feltételeknek kell teljesülniük:

- elegendően sok, a mikrocenzusból kirott háztartásnak kell részvételi szándékát kinyilvánítania ahhoz, hogy több évi akkumuláció után a panel megfelelően nagy méretű legyen,
- a rossz válaszadási készségű rétegeket is folyamatosan képviselni kell,
- a felvételek gyors és olcsó lebonyolításához, a válaszadási arányoknak jóval magasabbnak kell lenniük, mintha a minta a teljes népességből származna.

Ezeket a szempontokat egy próbapanelen tesztelik. A kísérleti szakasz 2000-ben kezdődött és három évig tart. A kísérleti szakasz feladatai a leírt következmények gyakorlati tesztelésétől a teljes átállásig és kipróbálásáig tartanak. Ennek során a következő szempontokat tartják szem előtt:

- a háztartások beszerzésének formái és részvételi készsége;
- a panel használata, ezen belül rétegzett véletlen minták választása, a megvalósulások vizsgálata különböző terhelési szintek mellett, az első teljeskörűsítési modellek kifejlesztése;
- a panel ápolása, azaz a résztvevők adatainak aktualizálása, kapcsolattartás, a panelmortalitás vizsgálata;
- informatikai megoldások kifejlesztése a panel számára;
- költség-haszon elemzés.

A szerzők részletesen foglalkoznak a háztartások beszerzésének különböző formáival, a már lezajlott kísérletben ennek tanulságaival, és ismertetik az első eredményeket.

A panelszerzés legeredményesebb módszere az utolsó mikrocenzus interjú követő néhány héten belüli személyes felkeresés volt, aminek során a megkeresettek 26 százaléka vállalta a részvételt. A mikrocenzus zárásával egyidejű személyes felkérés 18 százalékos eredményt hozott, a felkérő levelek postai kiküldése illetve szóbeli felvilágosítás nélküli átadása 6, illetve 7 százalékot.

Általánosságban megállapítható, hogy a szerzés kizárólag postai úton nem hatékony, a levelezést csak mint kiegészítő eszközt tanácsos alkalmazni. Mindegyik fajta felkérési formát célszerű kétlépcsős emlékeztető akcióval támogatni, legkésőbb két vagy három héten belül, ezzel jelentősen növelni lehet a megvalósulási arányt. Ugyancsak általános tapasztalat volt, hogy a háztartás döntését a részvételtől vagy elutasításról nem befolyásolta az, hogy az utolsó mikrocenzus interjúból csak az alapadatait, vagy valamennyi adatát kívánják átvenni és tárolni.

A létrejött kísérleti panel demográfiai összetétele kismértékben eltér a mikrocenzusnál tapasztalttól: a korösszetételt vizsgálva alulreprezentált a 20–30 éves korosztály, és túlreprezentált a 60 éven felüli, illetve háztartásméret szerint viszonylag magas az egy- és kétszemélyes háztartások aránya, és alacsony az ennél nagyobbaké.

A következő időszakban a mintapanelt néhány minta kiválasztásával tesztelik, azt vizsgálják, hogy hogyan lehet az adatokat frissíteni, aktualizálni, illetve valóban magasabb megvalósulást lehet-e így elérni, mint a hagyományos módszerrel, azaz, mennyire teljesíti a projekt indításakor megfogalmazott elvárásokat.

(Ism.: *Waffenschmidt Jánosné*)

KATZ, R. W.:

SIR GILBERT WALKER, VALAMINT AZ EL NINO ÉS A STATISZTIKA KÖZÖTTI KAPCSOLAT

(Sir Gilbert Walker and a connection between El Nino and statistics.) – *Statistical Science*, 2002. 1. sz. 97–112. p.

Katz tanulmánya *Sir Gilbert Walker* (1868–1958) életművét kísérli meg összefoglalni. Az írás három részből áll (pontosabban hat fejezetből, de lényegüket tekintve ezek összekapcsolhatók). Az első, rövid rész összefoglalja a ma már hírhedté vált El Nino jelenséget. A második áttekinti Walker mun-

kásságát és életét, valamint a Yule–Walker-egyenletek megszületésének körülményeit, illetve annak statisztikai lényegét. Végül összekapcsolja a Yule–Walker-egyenleteket az El Nino elemzésével.

A bevezetés röviden összefoglalja az El Ninóról szóló mai ismereteinket, természetesen nem részletes meteorológusi szinten, hanem amennyire a statisztikai értelmezéshez szükséges. Erre a kisebb-nagyobb periodicitással és erősséggel jelentkező óceáni anomáliára már a XIX. században felfigyeltek, főleg a perui partok halászai, mert mindig karácsony körül érkezett meg. Legtöbbször azonban csak annyi volt a hatása, hogy felmelegítette az általában hűvös perui vizeket. Nevét is a karácsonyról kapta: El Nino azt jelenti „a Gyermeke” (a gyermek Krisztus). Az oceanográfusok, meteorológusok régóta ismerték, de igazán hírhedté az 1982–1983-ban bekövetkezett pusztítása tette, amikor szokatlanul erős volt és több halálesetet is okozott. Később, 1997–1998-ban ismét igen nagy károkat idézett elő, és a huszadik század utolsó negyedében egyes társadalomtudósok már bizonyos misztikus kapcsolatot is felfedezni véltek az El Nino megjelenése és egyes társadalmi, politikai események között.

Természettudományos szempontból először egyszerű anomáliának tekintették, majd – mivel bizonyos rendszerességet véltek felfedezni gyakoriságában és erejében – ma már az ún. ENSO (El Nino Southern Oscillation – El Nino Déltengeri Oszcilláció) megjelenését látják benne. Az ENSO pedig az óceánok vidékén szokásos és sokféle atmoszférikus – óceánikus áramlatok és klimatikai jelenségek kombinációjának egyik megjelenési formája.

A cikk első része természettudományos módszerekkel, ábrákkal mutatja be a két komponens alakulásának lényegét: hogyan függenek a hőmérsékleti és az atmoszférikus viszonyoktól, hogyan zajlik – földrajzi értelemben – a Walker-cirkuláció a Csendes-óceán fölött Ausztrália, Indonézia, Dél-Amerika térségeiben az atmoszférában. A Walker-cirkuláció tehát önmagában még nem az El Nino, de *Bjerkens* kimutatta 1969-ben, hogy szoros kapcsolatban kell lennie az El Nino-val.

A cikk szerzője felhívja a figyelmet, hogy a Yule–Walker-egyenletrendszer az egyik névadója, Walker, ugyanaz a Sir Gilbert Walker, aki megpróbálta Indiában a monszunok jelentkezését kiszámítani, s ugyancsak ő nevezte el a monszunok ciklusait Déltengeri Oszcillációnak (Southern Oscillation – SO). Körülbelül ebben az időben egy brit statisztikus, *George Udny Yule* kidolgozott egy másodrendű autoregressziós modellt ($AR(2)$), amit Walker 1931-ben p -ed rendű autoregressziós modellé általánosított ($AR(p)$). Végül a huszadik század végén, mikor

erősödött az El Nino, többen is alkalmazni próbálták a Yule–Walker-egyenleteket e figyelemreméltó oszcillációs jelenségre.

A tanulmány 2. része, azt bizonyítja, hogy hány különböző tudomány terén és céljára lehet a statisztika módszereit alkalmazni. Természetesen ma már a Walker által csaknem száz éve végzett elemzést, számítógépekkel és műholdas eszközökkel, valamint az időközben átalakult, fejlett statisztikával másként végzik, de ez az alkalmazás is azt mutatja, hogy a statisztika híd, átjáró a különféle tudományterületek között.

A cikk 3. része tűnhet talán a legérdekesebbnek, mivel itt található az „átkötés” az eredeti és a mai hasonló kutatások között, mind statisztikai, módszertani, mind pedig bizonyos természettudományos eredmények szempontjából. A szerző főleg a mai eredményekre összpontosít, de időnként visszaül a Yule és Walker modelljeire, melyek nemcsak az SO-ra terjedtek ki, de például a napfolttevékenységre vagy az ún. „darwin” légnyomás jelenségére is (a Darwin városában, Ausztráliában mért légnyomás szezonális ingadozásaira).

A szerző röviden összefoglalja az $AR(p)$ modell lényegét, majd a Yule–Walker-egyenleteket. Rövid módszertani ismertetés után áttér az egyenletek különböző változatainak mai használati lehetőségére, mint például a kvázi periodikus folyamatok elemzési lehetőségeire. Érdekesség, hogy Walker már 1927-ben a napfolt-tevékenység analízisére használta az egyenletrendszer korai formáját, éspedig pontosan 11 éves periódust becsült, amitől a mai ismereteink sem sokban térnek el.

Hogy természettudományos, csillagászati, illetve geofizikai adatok elemzésére ma is kiválóan használhatók, azt bizonyítja, hogy a kezdeti, $AR(2)$ modellek sem voltak hiábavalók. A harmincas évek elején nagy fejlődést adott az egyenletek rendszerének Yule és Walker említett kutatása a darwini légnyomásváltozásokra vonatkozóan. A cikkben közölt idősorgrafikon első látásra kaotikusnak és rendszeretlennek tűnik e kérdés vonatkozásában, azonban Walker és társai bebizonyították, hogy több rendszeres oszcilláció van benne, mint ahogy első látásra tűnik. Walker azonban kezdetben vonakodott Yule metodológiáját elfogadni és alkalmazni, ami később módszertani vitákat okozott a harmincas években. Walker nem nyugodott bele a látszólagos sikertelenségbe, és újra és újra elemezte adatait, ellentmondásos eredményekkel.

A 4. rész Walker kutatásainak korabeli szakmai visszhangját tárgyalja. Mivel Sir Gilbert Walker többféle témával is foglalkozott – mind a módszertant, mind a választott kutatási kört tekintve – a kri-

tikáit és a cikkeire adott reakciókat is külön-külön tárgyalja a tanulmány. Itt ismerhetjük meg a – sokszor valóban ellentmondásos – szakmai válaszokat a korreláció és regresszió, vagy az idősorok elemzése módszertanának walkeri metodológiájára. Ezek jellemzője az általános szkepticizmus volt, különösen a meteorológusok körében, az alkalmazott statisztikai módszereket tekintve. Walker ezért kissé eltávolodott a meteorológia akkori főáramlatától, mely tagadta a statisztika ilyen irányú alkalmazhatóságát.

Más volt a helyzet a hosszú távú időjárás-előrejelzésekkel. Ezen a téren a szakemberek inkább hajlottak arra, hogy tanulmányozzák Walker eredményeit, de kételkedésüket e téren is megőrizték. *William Dines* például beismerte, hogy „a különböző jelenségek fizikai okai korrelációjának elemzésére jól használhatók Walker számításai”, de a véleménye az volt, hogy kicsi a gyakorlati hasznuk a tényleges előrejelzésben, „kivéve, ha a korrelációs koefficiensek rendkívül nagyok”, amiben viszont *Dines* (akkoriban az egyik vezető brit meteorológus) erősen kételkedett. Valójában a huszadik század második felétől lett egyfajta reneszánsza az ENSO- (között az El Nino) elemzéseknek, és ezzel együtt az addigra kissé mellőzött Yule–Walker-egyenleteknek.

Az 5. rész az SO jelenlegi modellezési módszereit tárgyalja. Felhívja a figyelmet, hogy a napfolttevékenység elemzése gyakorlatilag ma is érvényesek és használhatók, és a Walker-féle ENSO-analízis is meglehetősen jól kiállta az idők próbáját. Két fő témát emel ki módszertani szempontból: a kvázi periodikus viselkedés, valamint a nem lineáris dinamika walkeri modelljének mai gyakorlati használhatóságát. Többen is megismételték mai adatokkal és mód-

szerekkel a Yule–Walker-egyenletek használatát különböző meteorológiai és geofizikai problémák megoldására. Ezek alapján *Katz* megállapítja: „Walker eredeti darwini analízisének minden korlátozottsága mellett is, megállapíthatjuk, hogy az SO-jelenségek elemzése alapvetően korrektek voltak.” Jelenleg az ENSO-vizsgálatokban inkább *Suarez*, *Schopf*, illetve *Wang* ún. késleltetett oszcillátor hipotézise (delayed oscillator hypothesis) számít általánosabban elfogadottnak, mely determinisztikus nem lineáris egyenleteket használ mind pozitív, mind pedig negatív visszacsatolással az atmoszféra és az óceán folyamatai közötti – főleg az egyenlítői Csendes-óceán viszonyaira vonatkoztatva – oszcillációs előrejelzésekre és modellezésre, de tagadhatatlanul fel lehet benne fedezni Yule és Walker sztochasztikus modelljének gyökereit.

A szerző a 6. részben röviden összefoglalja véleményét a Yule–Walker-egyenletek mai használhatóságáról. A Deltengeri Oszcillációhoz, s ezzel az El Nino magyarázatához való statisztikai, módszertani, és – Walker esetében – természettudományos hozzájárulásuk aligha tagadható. Kérdés az, hogy ez a régi modell miért maradt ilyen hatásos. Véleménye szerint meteorológiai szempontból egyértelműen Walker képzettsége, szakmai tudása, gyakorlata a magyarázat. Ezenkívül hozzájárult a sikerhez Walker matematikai és statisztikai hozzáértése, melyhez az öt érdeklő természettudományos problémák megoldása iránti törekvés is társult.

A Függelékben a szerző pontos hivatkozásokat közöl, mind Walker eredeti műveire, mind az ausztrál forrásokra.

(Ism.: *Péter Sándor*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

COUCH, K. – DALY, M. C.:

A FEKETÉK ÉS A FEHÉREK KÖZÖTTI BÉRKÜLÖNBÉSÉG AZ 1990-ES ÉVEKBEN

(Black-white wage inequality in the 1990s: A decade of progress.) – *Economic Inquiry*, 2002. 1. sz. 31-41. p.

Az 1960-as években az Egyesült Államokban a 18–64 éves fekete férfiak átlagosan a fehérek bérének feléért dolgoztak. A Polgárjogi Törvény 1964-ben történt elfogadását követően az 1970-es évek közepére a bérkülönbség 30 százalékra csökkent, ami a következő évtizedben állandósult. Az 1990-es években azután a feketék bére újra közeledett a fehérekéhez. A szerzők ennek az újabb kiegyenlítődésnek okait vizsgálják. Adataik a népesség-nyilván-

tartásból származnak, és az 1968 és 1998 közötti időszakra terjednek ki.

A feketék bérének felzárkózása mögött, többek között, képzettségük emelkedése áll, mind az abszolút számokat, mind a fehérekhez viszonyított arányt illetően. 1968-ban a fekete férfiak 63 százaléka nem fejezte be középfokú tanulmányait, ami majd kétszerese a fehérek megfelelő értékének. 1998-ban a fekete férfiaknak már csak 15 százaléka hagyta abba középfokú tanulmányait, ami 1,3-szerese a fehérek ilyen jellegű adatának. 1968-ban a feketék 25 százaléka középfokú, 11 százalékuk pedig felsőfokú végzettséget szerzett. Ugyanezek a számok 1998-ban 40, illetve 46 százalékra emelkedtek.

A feketék és a fehérek bérének kiegyenlítődéséhez hozzájárult a feketék foglalkozási szerkezetének

megváltozása. 1968-ban 2,4 százalékok dolgozott vezetői munkakörben, ami a fehérek hasonló értékének egyötödét tette ki. 1998-ban a feketék 12 százaléka dolgozott vezetőként, ami a fehérek hasonló értékének felét jelentette. 1968-ban a feketék 6 százaléka dolgozott értelmiségi munkakörben, ami a fehérekhez viszonyítva 40 százalékos arányt jelentett. 1998-ban értelmiségiként a feketék 11 százaléka dolgozott, ami az ilyen munkakörben foglalkoztatott fehérek arányának 70 százalékát tette ki. Ugyanekkor mind az abszolút számokat, mind a fehérekhez viszonyított arányokat tekintve csökkent a mezőgazdasági munkakörökben dolgozó feketék száma.

A feketék és a fehérek bérének közeledéséhez hozzájárult még a bérek közötti különbségek általános változása. A jelenség mögött a szakképzett munkaerő magasabb fizetése áll, ami a szakképzetlenekeket viszonylag hátrányos helyzetbe hozza. Az összes férfi dolgozó bérének 1968 és 1998 közötti szóródását a relatív szórás, valamint a Gini- és a Theil-együttható alakulásával szemléltetik a szerzők. 1967-től 1993-ig mindhárom mutatószám monoton növekedést mutat, 1993 és 1998 között pedig minimális csökkenést jeleznek. A bérkülönbségek növekedése más megközelítésben is kimutatható. Mind a felsőfokú, mind a középfokú végzettséggel rendelkező dolgozók körében megnyilvánult a keresetüket tekintve a legfelső decilisbe tartozók bérének viszonylagos növekedése és a legalsó decilisbe tartozók bérének viszonylagos csökkenése a vizsgált időszak folyamán.

Az említett hatások mértékét dekompozíciós módszerrel vizsgálták. A viszonyítási alapot képező általános trend (ami nincs tekintettel a képzettségre, a tapasztalatra, a foglalkozásra és az ágazatra) 1968 és 1979 között éves átlagban 1,2 százalékpontos csökkenést jelez a feketék és a fehérek közötti bérkülönbségben. A következő évtizedben a különbség évi átlagban 0,24 százalékponttal nőtt, majd az 1990-es években évi átlagban 0,59 százalékponttal újra mérséklődött. Az emberi tőkének, azaz a képzettségnek és a tapasztalatnak, a két közeledési idő-

szakban a változás 30 százaléka tudható be. Az 1980-as években, amikor nőtt a feketék és a fehérek közötti bérkülönbség, a feketéknek az oktatás területén való előrelépését teljes mértékben lerontotta a szakképzett munkáért fizetett magasabb bérnek az általános bérkülönbséget fokozó hatása.

A feketéknek a foglalkozási szerkezetben való feljebb kerülése az emberi tőkéhez hasonló mértékben járult hozzá bérük felzárkózásához, ami az 1968 és 1979, illetve az 1989 és 1998 közötti időszakról mondható el. A korábbi felzárkózási időszakban a feketék által nagyobb mértékben választott foglalkozásokban fizetett bérek viszonylagos növekedése is hozzájárult foglalkozási szerkezetük kedvező változásának bért kiegyenlítő hatásához. Ezzel szemben az 1990-es években a kiegyenlítőtebbé vált foglalkozási szerkezetből adódó kedvező hatást részben lerontotta az, hogy a feketék jelentős része még mindig olyan foglalkozási ágakban dolgozik, ahol a többi foglalkozáshoz képest kedvezőtlenül alakulnak a bérek.

A tíz évnél kevesebb munkaviszonnyal rendelkezők körében a feketék és a fehérek közötti bérkülönbség időbeni alakulása az előbb ismertetetthez hasonló volt, de az egyes szakaszokban lejtátszódot változás mértéke más. 1968 és 1979 között a fiatalok körében a feketék és fehérek közötti bérkülönbség éves átlagban 1,3 százalékponttal mérséklődött. Az 1980-as években a bérkülönbség éves átlagban 0,66 százalékponttal nőtt, az 1990-es években viszont lényegesen, évi átlagban 1,4 százalékponttal csökkent. Az utóbbi több mint kétszer akkora ütemű felzárkózás, mint amit az összes dolgozók vizsgálatánál tapasztaltak a szerzők.

A vizsgálat eredményeit a szerzők úgy értékelik, hogy jelentős előrehaladás történt a feketék és a fehérek közötti bérkülönbség csökkentésében. Az 1990-es években a javulás majd egy évtizedes stagnálás után következett be, ugyanakkor viszont továbbra is fennáll a bérkülönbség ténye.

(Ism.: Szász Kálmán)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

BEATTY, CH. – FOTHERGILL, S.:

REJTETT FÉRFI MUNKANÉLKÜLSÉG

(Hidden unemployment among men: a case study.) – *Regional Studies*, 2002. 8. sz. 811–823. p.

A szerzők egy angliai kistérség, Barrow statisztikai adatainak felhasználásával kísérik meg ele-

mezni a rejtett munkanélküliség különböző fajtáit, bizonyítva azt, hogy sem a regisztrációs adatok, sem az ILO (International Labour Organization – Nemzetközi Munkaügyi Hivatal) által közreadott munkanélküliségi szám adatok nem képesek a változások maradéktalan bemutatására. A szakértők között már a 80-as évek eleje óta heves vita folyik arról, hogy mennyire alkalmas a regisztrációs statisztika a tény-

leges munkaerő-piaci állapotok jellemzésére, miközben az állástalanságnak egyre több nem hagyományos formája alakul ki. Ehhez a vitához kapcsolódik a sheffieldi Hallan Egyetem kutatóinak tanulmánya, akik Észak-Anglia egyik körzetében egy speciális statisztikai adatfelvétel segítségével vizsgálták a nem foglalkoztatott munkavállalói korú férfiakat, akik többsége ugyanakkor nem minősült regisztrált munkanélkülinek.

A vizsgálatot nem helyettesíthette a munkaerő-felmérés, hiszen annak adatai ilyen kis térség esetén nem használhatók. A felvétel során a vizsgált személyek teljes pályatörténetét feldolgozták, ami értékes információval szolgált a miértek megválaszolásához. Különösen nagy számú olyan férfi került be a vizsgálatba, akik valamiféle egészségügyi probléma miatt részesültek járadékban. A munkaerőpiacon a rejtett munkanélkülieknek természetesen más, sajátos csoportjai is jelen vannak. Ilyenek például a háztartásbeli nők, akik ugyancsak nem jelennek meg a regisztrált adatokban, de a korábban említett réteg különösen markáns és ezért vizsgálata kiemelten fontos.

Mint köztudott, a regisztrált munkanélküliek száma nem független attól, hogy milyen juttatásban részesülhetnek, illetve a juttatási formák változása a létszámban önmagában is változást okozhat. Részen ez az oka annak, hogy a 90-es években az ILO munkanélküliség-mérése kapott elsőbbséget, illetve ez a magyarázata annak, hogy a két állomány struktúrájában miért tér el olyan nagy mértékben egymástól. A 90-es évek végén például az ILO-felvétel szerinti munkanélküliek száma félmillióval meghaladta a regisztrált munkanélküliekét. Ugyanezen időszakban erőteljesen nőtt azon munkavállalói korú férfiak (és nők) száma, akik sem a foglalkoztatottak, sem a munkanélküliek (mind a regisztráltak, mind az ILO szerinti) között sem jelentek meg. Ezen belül emelkedett az „egészségi okból munkára nem alkalmasak” száma. E csoport létszáma 1981-ben mintegy 550 ezer főt, 1999-ben több mint 2 millió főt tett ki. A növekedés nagyjából egyenletes volt, de a 90-es években inkább a férfiaknál volt megfigyelhető. Ezt a folyamatot nehéz lenne az egészségi állapot általános rosszabbodásával magyarázni, az sokkal inkább az ún. rejtett munkanélküliség növekedését jelzi.

A tanulmány ezt a megállapítást egy észak-kelet-angliai régióban végzett vizsgálat segítségével kísérli meg bizonyítani. A terület kiválasztása többékevésbé véletlenszerű volt, hiszen több hasonló régió is szóba jöhetett volna. A terület népessége 70 ezer fő. A foglalkoztatottak döntő többsége az iparban dolgozott, mely itt elsődlegesen hajógyártást je-

lentett. A konjunktúra csúcsán Barrow férfi foglalkoztatottjainak 70 százaléka a hajógyártásban dolgozott. A 90-es évtizedben az iparágban kilencezer, döntően férfiakat foglalkoztató munkahely szűnt meg. Jóllehet új üzemek is alakultak, de ezek csak 50–100 fős, közepes méretű vállalkozások voltak. A népszámlálás adatai szerint, míg Barrowban 1981-ben 20 ezer férfi dolgozott, 1998-ban ez a szám már csak tizenegyezer-négyszáz volt. Várható lenne, hogy ez a folyamat a munkanélküliség növekedésével jár, mégsem így történt. A regisztrált munkanélküliségi ráta folyamatosan csökkent, miközben a betegség miatti ellátásban részesülőké folyamatosan nőtt, s 1999-ben Barrow rajta volt a 20 legnagyobb arányú betegellátásban részesülő kistérségi listáján (15. hely 15,6 százalékos aránnyal a férfiak esetében, miközben a regisztrált munkanélküliségi ráta 6,8 százalékra mérséklődött).

A speciális felvétel célsóságát azok a 25–64 év közötti férfiak alkották, akik különböző okból gazdaságilag nem aktívnak, illetve tartósan munkanélkülinek minősültek. A magas alsó korhatár oka a tanulás és a munka közötti átmeneti periódusban levők kizárásának igénye volt. A felvétel 1999 őszén kérdezőbiztosok segítségével zajlott és az érintettek három százalékára terjedt ki. Összesen 329 kérdőív készült el Barrowban és körülbelül 1400 a környező vidéki településeken. Barrowban a felkeresettek 54 százaléka, a többi településen 45 százalék részesült ún. egészségügyi járadékban (rokkantsági ellátásban). Az érintettek kétharmada az elmúlt öt évben nem dolgozott teljes munkaidőben, jóllehet többségüknek volt korábbi munkatapasztalata. A Barrowban élő egészségügyi járadékosok 64 százaléka, a környéken élők 47 százaléka ugyanakkor szeretett volna teljes munkaidős állást. A városban élők 40 százaléka állásának elvesztését egészségi állapotának megromlásával magyarázta, a többség azonban a leépítésekkel. Fontos szempont, hogy az egészségügyi járadék nem jövedelemfüggő, szemben a munkanélküliségi járadékkal, azaz az állásukat elvesztők többsége számára (akiknek a háztartása dolgozott, illetve nem neveltek gyermeket) anyagiilag előnyösebb volt a rokkantsági nyugdíjat választani mint munkanélküli ellátást igényelni. A rokkantsági (egészségügyi) ellátásban részesülők elenyésző hányada dolgozott csak legalább alkalmilag vagy részmunkaidősként.

A felsorolt tényezők azt valószínűsítik, hogy a rokkantsági ellátásban részesülő barrowi férfiak többsége rejtett munkanélküli, akiknek közel egyharmada munkanélküli státusból lépett át a rokkantsági ellátásban részesülők közé. Az egészségügyi ellátásban részesülő 3500 barrowi munkavállalói korú férfi közül mintegy 2100–2700 fő, azaz a munkavál-

lalói korú férfi népesség 9–12 százaléka tekinthető rejtett munkanélkülnek (nem az egészségi állapot romlása volt a munkából történő kiválás elsődleges oka, szeretne teljes munkaidőben dolgozni, nincs kizáró oka a munkavállalásnak), ugyanakkor mintegy 1500 fő volt a területen a regisztrált munkanélküliek száma. Az előbbi csoportban az idősebb, alacsony képzettségű munkások túlréprezentáltak. Általában van olyan egészségügyi problémájuk, mely indokoltá, illetve lehetővé tette számukra azt, hogy rokkantsági nyugdíjat vegyenek igénybe, mivel kevés esélyük volt új állást találni.

Hasonló a helyzet az Egyesült Királyság számos más olyan területén is, ahol a tradicionális ipar leépült. A barrowi arányokból kiindulva az országban élő mintegy 1 400 000 munkavállalói korú rokkant nyugdíjas férfinak körülbelül a fele volt a 90-es évtized végén rejtett munkanélküli. A munkaügyi irányításnak tehát fontos feladata, hogy speciális programok segítségével „visszaterelje” az idősebbeket, illetve a rokkantnyugdíjasokat (akik gyakran személyükben azonosak) a munka világába. Ennek érdekében 1995-ben az egészségügyi reform keretében szigorították a rokkantsági nyugdíjazás minősítési kritériumát és csökkentették a juttatást, továbbá az új belépők esetében az jövedelemfüggővé vált. Az idősebbek, a nyugdíjhoz közel állók esetében ezen intézkedéseknek várhatóan nem lesz hatása, de ez a fajta rejtett munkanélküliség általában is csak akkor fog érdemben csökkenni, ha a gazdasági növekedés hatása képes lesz elensúlyozni a hagyományos iparágak visszaszorulásának súlyos helyi következményeit.

(Ism.: *Lakatos Judit*)

CAMBOIS, E. – ROBINE, J.-M. – HAYWARD, M. D.:

A VÁRHATÓ ÉLETTARTAM TÁRSADALMI KÜLÖNSÉGEI A FRANCIA FÉRFIAK KÖRÉBEN

(Social inequalities in disability-free life expectancy in the French male population, 1980–1991.) – *Demography*, 2001. 4. sz. 513–524. p.

A népesség egészségügyi problémái közül a nemzetközi figyelem középpontjába két kérdés került. Az első Franciaországban a XVIII. századig nyúlik vissza, mivel azóta vizsgálják az emberek egészségi állapotának társadalmi különbségeit. A legtöbb országban a közegészségügy elsődleges célja a társadalmi különbségek elleni küzdelem, de ugyanez a szándéka a WHO „Egészség a XXI. században” című programjának is. A másik igen fontos

kérdés az egészségi állapot jövőbeni változásainak megismerése, különös tekintettel a népességnek a fejlett és a fejlődő országokban egyaránt megfigyelhető gyors öregedésére. A halandóság csökkenése közismerten együtt jár az öregedő népesség egészségügyi problémáinak növekedésével. Az idősök esendősége a betegségekkel szemben a kor előrehaladtával egyre nő. A téma vizsgálatához szükséges mutatószámok mintegy ötven országról állnak rendelkezésre, melyek fontos eszközök a népességügyi fejlesztési stratégiáinak kidolgozásához.

E tanulmány az egészségi kilátások társadalmi különbségeinek fokát, illetve változásait vizsgálja. A rokkantság nélküli várható élettartam a francia népességben 1980 és 1991 között gyorsabban nőtt, mint a teljes várható élettartam. Az első ilyen vizsgálatot feketék és fehérek között *Sullivan* végezte el (akiről a módszert el is nevezték) az Amerikai Egyesült Államokban a hetvenes évek elején. Mások a szegények és nem szegények „aktív életét” hasonlították össze. Kanadában az egészségi kilátások társadalmi különbségeit a jövedelmekkel hozták összefüggésbe. Vizsgálták az iskolai végzettség, a foglalkozás, az etnikai hovatartozás és a rasszhoz tartozás hatásait is. A legtöbb vizsgálat mindössze egy időpontra vonatkozott, kettő tekintett át hosszabb időszakot, melyek az időbeni változások eltéréseinek okait kutatták.

A számítások azt mutatják, hogy a legtöbb országban a várható élettartam növekedésével párhuzamosan nőtt a súlyos rokkantság nélkül élők várható élettartama is, míg az ilyen mértékű rokkantsággal élők kilátásai többé-kevésbé változatlanok maradtak. Nemzetközi összehasonlítások e téren nehezen végezhetők el, mert a társadalmi differenciálódást kifejező mutatószámok (jövedelem, iskolai végzettség, foglalkozás, rassz és etnikai csoport) változatossága korlátozza az összehasonlítást. A társadalmi-gazdasági különbségek és az egészségi kilátások kapcsolatát vizsgáló első nemzetközi összehasonlítást Finnország és Norvégia között végezték el. A munkát rendkívül megkönnyítette a két ország hasonló földrajzi és társadalmi helyzete. A tanulmányok hosszú sora bizonyítja, hogy az egészségi állapot kilátásaiban nagyobbak a különbségek, mint a várható élettartamot illetően. A vizsgálatok azt mutatják, hogy a társadalmi hierarchia legalsó fokán elhelyezkedők várható élettartama a legrövidebb és ök ráadásul sokkal több évet élnek meg rossz egészségi állapotban, mint a többiek. Az életkor előrehaladtával ezek a különbségek egyre nagyobbak. Az Egyesült Államokban kimutatták, hogy a legalacsonyabb iskolai végzettségűek rövidebb aktív várható

élettartamra számíthatnak, mint a magasabb iskolai végzettségűek. E téren a rasszhoz tartozásnak nincs jelentősége. Az iskolai végzettség minden szintjén alacsonyak a várható élettartamok a rasszbeli eltérések, de legkisebbek a különbségek a legmagasabb iskolai végzettségűeknél.

A nők várható élettartama közismerten hosszabb, mint a férfiaké és általában életükből több időt töltenek jó egészségben. Ez egyrészt a betegségek nemek szerinti eltéréseiből adódik, mert a férfiaknál a halált okozó betegségek aránya magasabb. Másrészt a nők a betegségeket jobban viselik, nagyobb a túlélési képességük. Ezek a férfi-nő közötti különbségek néhány kivételtől eltekintve minden társadalmi-gazdasági csoportra jellemzők. A várható élettartam és az egészségi állapot kilátásainak különbsége társadalmi-gazdasági csoportokként a nőknél általában alacsonyabb, mint a férfiaknál. Ebben természetesen szerepet játszik a férfiak szélesebb körű foglalkozási szerkezete, valamint az az ismert tény, hogy az egészségügyi szolgáltatásokat a nők sokkal rendszeresebben és gyakrabban veszik igénybe.

A nemzetközi adatok azt mutatják, hogy az egészségi állapot kilátásaiban és az abban mérhető különbségekben nagyobb eltérés várható, mint a várható élettartamokban. A korábbi kutatások hangsúlyozzák a megbetegedés és a halandóság közötti kapcsolatok komplexitását. A halandóság és a megbetegedés nem szükségképpen ugyanazokra az okokra vezethető vissza, trendjeik az idő múlásával nem mutatnak szoros kapcsolatot. A halandóság csökkenése először a magas társadalmi-gazdasági státusú csoportoknál jelent meg, majd tovább terjedt az alacsonyabb szintű csoportok irányába. Ha feltételezzük, hogy a megbetegedés és a halálozás változásában párhuzamosság van, akkor az egészségi állapot kilátásaiban a foglalkozási csoportok között egy relatív konstans eltérés jelezhető előre. Franciaországban a várható élettartam foglalkozásbeli eltérései szerint a tanárok és az egyetemi oktatók élnek a legtovább, élettartamuk jóval hosszabb, mint a „kékallékos” foglalkozásúaké. A legfrissebb adatok szerint a 35 éves férfiak között az értelmiségi és szellemi foglalkozásúak mintegy kilenc évvel élnek tovább, mint a háztartásokban és a farmokon dolgozó társaik.

A tanulmányban közölt vizsgálat a felnőtt férfi népességre vonatkozik. Hipotézisként három forgatókönyv fogalmazható meg. 1. Minden társadalmi-gazdasági csoportban egyenlő mértékű változások mérhetőek a halandóságban és a rokkantságban, ezáltal a csoportok közötti eltérések változatlanok. 2. Az alacsonyabb foglalkozási státusú, de magasabb

halandóságú és rokkantságú csoportok egészségi kilátásai javulnak a legjobban. 3. A magasabb státusú csoportok életkilátásai javulnak a legnagyobb mértékben, ezáltal az eltérések tovább szélesednek. Demográfiaiailag mindhárom lehetséges, de nincs bizonyíték arra, hogy egyik forgatókönyv valószínűsége nagyobb lenne, mint a másiké.

A francia elemzők 1778-tól napjainkig a társadalmi egyenlőtlenség alapján a foglalkozásbeli eltéréseket tartják. A foglalkozási osztályok általában visszatükrözik a foglalkoztatottak társadalmi háttérét, valamint a társadalmi rétegződésben elfoglalt helyüket. A foglalkozási osztályok kapcsolatban vannak a jövedelem-színvonalal és azok minőségi paramétereivel, a képzettséggel, a tudás és a szakmai ismeret felhalmozásával, melyek differenciálják az egészség megőrzését és az egészségügyi szolgáltatások igénybevételét. A francia vizsgálatok a halandóság különbségeit az eltérő foglalkozásokra és nem a különböző jövedelmekre vezetik vissza. A Franciaországban legtovább élő tanárok, közismerten nem a legmagasabb jövedelműek közé tartoznak.

A foglalkozások osztályozása lehetővé teszi, hogy nagyobb, de homogén foglalkozási csoportokat hozzanak létre. Ezek a következők.

1. Irányítási foglalkozásúak: szakképzett nem fizikai foglalkozások, amelyek magas szintű oktatást és képzést igényelnek (vezetők, értelmiségi foglalkozások, tanárok, mérnökök, technikusok stb.).

2. Fizikai foglalkozásúak: „kékallékos” foglalkozások, melyek az előbbinél alacsonyabb képzést igényelnek, de a fizikai igénybevétel jóval nagyobb (szakmunkások, betanított munkások, segédmunkások, háztartásban dolgozók, farmon foglalkoztatottak).

3. Az előbbi két csoport között elhelyezkedők (farmerek, kézművesek, kereskedők, vállalkozók, hivatalnokok). Ennek a csoportnak a halandósága is közepes szintű.

A francia egészségügyi felvételeket tízévenként hajtják végre, a két utolsót 1980 és 1981, illetve 1991 és 1992 között végezték. A mintába tartozó személyek száma mintegy 21 ezer fő volt. A felvétel információkat ad a háztartásokban élő népesség rokkantsági gyakoriságáról, valamint a válaszolók jelenlegi vagy utolsó foglalkozásáról. Azoknál, akik dolgoztak, a jelenlegi foglalkozásukat rögzítették, míg a nem dolgozóknál (munkanélküli, nyugdíjas, rokkant) a korábbi. A kérdőív a mintába kerülő 15 éves és idősebb férfiak rokkantságát mérte, de eltekintett az átmeneti egészségügyi problémáktól. A kérdezőbiztosok a károsodás okára is rákérdeztek (például hallás, látás stb.), emellett fontos volt a mozgás korlátainak felmérése is (ágyban fekvő, lákást elhagyni nem tudó stb.) és információkat gyűjtöttek a segítség típusáról is (pénzbeli, családi, rokon vagy ápolónői).

A kis minta nem tette lehetővé a részletes vizsgálatokat. A szerzők a foglalkozásokat a leírt három csoportba sorolták, míg a személyeket a következő négy korcsoportba osztották: 15–34, 35–49, 50–59, 60 éves és idősebb. A mintában nem szerepelnek az intézeti háztartásban élő személyek, ezért a feltételezés az, hogy a magánháztartásokban élők jellemzik a teljes francia férfinépeiséget. E feltételezés minden bizonnyal a rokkantság gyakoriságának alulbecslését jelenti, mivel az idősök közül sokan élnek intézeti háztartásokban.

A nyomon követéses vizsgálathoz a halandósági adatokat a szerzők az 1954. és 1975. évi reprezentatív mintából vették. Az 1954. évi minta a férfiakat 12 foglalkozási főcsoportba osztotta. Nem kerültek a mintába azok, akik nem nyugdíjazás miatt váltak inaktívvá. A 12 foglalkozási főcsoport a teljes férfinépeiség mintegy 90 százalékát reprezentálta. Az 1975. évi mintát kiterjesztették a teljes népeiségre.

Az 1954. évi mintába tartozók halálózását két periódusra osztották: az 1955 és 1960, illetve az 1960 és 1969 között elhaláloztak. Az 1975. évi mintánál hasonlóképpen jártak el: a vizsgált időszak 1975 és 1980, illetve 1980 és 1989 közötti volt. Az 1975. évi mintából például 1975 és 1980 között 10 400-an haláloztak el a 35–64 év közötti korcsoportból. Ezekből az adatokból becsülni lehet az egyes foglalkozási csoportokba tartozók halandósági valószínűségét.

A vizsgálatánál a Gompertz-törvényt alkalmazták, amely a halandósági görbén a 70 év felettiéknél váratlan törést mutatott. Számos kutató már korábban kétségbe vonta, hogy a Gompertz-modell megfelelően írja-e le az időskori halandóságot. A 35–70 évesekre vonatkozó francia megfigyelések azt mutatják, hogy a különböző foglalkozási csoportokba tartozók halandósága egyértelmű konvergenciát mutat a korral. Ilyen tendenciát Finnországban is megfigyeltek, ahol a megbízható társadalmi-gazdasági információk a nagyon idős korban elhalálozottak esetében is rendelkezésre állnak. Az élettartam-táblázatok vizsgálatából kitűnik, hogy a francia férfiak 1 százaléka 1980-ban 96 évre, vagy többre számíthatott, ami 1991-re 98 évre emelkedett.

A vizsgálatba bevont személyek a 35 évesnél idősebb francia férfiak 90 százalékát reprezentálják. Azokat a foglalkozásokat kizárták, amelyek előfordulása meglehetősen ritka (6%) és azokat a foglalkoztatottakat is, akiknek társadalmi-gazdasági státusa (például bányászok, halászok) az eltelt időszakban megváltozott, de eltekintettek a társadalmi

szempontból heterogén foglalkozásoktól is (például művészek). A 35 év feletti férfiak 4 százaléka soha nem dolgozott, így ők nem kerültek be a mintába.

A vizsgálat eredményei szerint a rokkantság gyakorisága legkisebb a vezetők között és a legnagyobb a fizikai munkások körében. A rokkantság gyakorisága a teljes férfinépeiségben 1980 és 1991 között csökkent. A 35 éven felüliek rokkantságának egyértelmű csökkenésével szemben a 15-34 év közöttieké enyhén emelkedett. A 60 év felettiéknél mindhárom foglalkozási főcsoportban mérséklődést regisztráltak, de a 60 évnél fiatalabb vezetők körében a rokkantság előfordulásának emelkedését észlelték, a másik két csoportnál viszont ennek ellenkezőjét figyelték meg.

A várható élettartam a 35 éves férfiaknál az 1980. évi 38 évről 1991-re 40 évre nőtt. A kétévnyi többlet az időskori halandóság csökkenésének eredménye. A 60 éveseknél is két évvel nőtt tizenegy év alatt a várható élettartam, 17 évről 19 évre emelkedett. Minden foglalkozási csoportban két évvel hosszabb élettartamra számíthatnak a 35 éves francia férfiak. A változások ellenére a vezetők és a fizikai dolgozók között megmaradtak a halandóságban mért egyenlőtlenések.

A 35 éves férfiaknál a rokkantság nélküli várható élettartam mindhárom foglalkozási főcsoportban jobban emelkedett, mint a várható élettartam, az előbbi érték a fizikai foglalkozásúaknál nőtt a legjobban. A 60 évesek és idősebbek körében a rokkantság nélküli várható élettartam a vezetők között nőtt jobban. Az előzőkből következik, hogy a rokkantsággal élők várható élettartama egy évtized alatt valamelyest csökkent. A vezetők hosszabb várható élettartama azt jelenti, hogy ők rövidebb időt töltenek betegségben és többet jó egészségben, mint más foglalkozáshoz tartozó társaik. A fizikai foglalkozásúak rövidebb ideig élnek, és a vezetőknel hosszabb rokkantságban töltött időre is számíthatnak. Az egészségi állapotban fennálló különbségek a 35 évesnél idősebb francia férfiak körében a nyolcvanas években végig fennmaradtak. Az egyenlőtlenések a rokkantság gyakoriságának csökkenése ellenére konzerválódtak, mellyel együtt a várható élettartam és a rokkantság nélküli életkilátások minden foglalkozási főcsoportban növekedtek, míg a fiatalok halandósága lényegesen nem változott. Mindezeket figyelembe véve megállapítható, hogy a rokkantságban töltött idő minden kategóriában mérséklődött.

(Ism: Hajnal Béla)

BIBLIOGRÁFIA

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

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

African statistical yearbook, 2000. Vol. 2. Pt. 4. East Africa / Economic Commission for Africa . - Addis Abeba : UNECA, 2002. - XVIII, [350] p.

Afrika statisztikai évkönyve. Kelet-Afrika, 2000.

I-069-B-0007/2000/2/4

Anuario estadístico de América Latina y el Caribe, 2001 = Statistical yearbook for Latin-America and the Caribbean, 2001 / Economic Commission for Latin America and the Caribbean . - New York, UN, cop. 2002. - 764 p.

Latin-Amerika és a Karib-tengeri-szigetek statisztikai évkönyve, 2001.

I-072-B-0409/2001

Annuario statistico italiano, 2001 / Istituto Nazionale di Statistica . - [Roma] : ISTAT, 2001. - XXII, 713 p.

Olaszország statisztikai évkönyve, 2001.

I-032-C-0113/2001

EUROSTAT yearbook, 2002 : data 1990-2000 / EUROSTAT. - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 455 p.

Az Európai Közösség statisztikai évkönyve, 2002.

I-038-B-0229/2002

Helsingin kaupungin tilastollinen vuosikirja, 2002 = Statistical yearbook of the city of Helsinki, 2002 / Helsingin kaupungin tilastokeskus . - Helsinki : TiLK, 2002. - 419 p.

Helsinki statisztikai évkönyve, 2002.

I-043-C-0003/2002

Japan statistical yearbook, 2003 / Statistics Bureau Management and Coordination Agency . - Tokyo : Stat. Bureau, 2002. - XXXVIII, 920 p.

Japán statisztikai évkönyve, 2003.

I-051-C-0013/2003

Korea statistical yearbook, 2002 / National Statistical Office . - Seoul : NSO, 2002. - 777 p.

Dél-Korea statisztikai évkönyve, 2002.

I-145-B-0002/2002

Latvijas statistikas gadagramata, 2002 / Latvijas Republikas Valsts statistikas komiteja . - Riga : VSK, 2002. - 269 p.

Lettorság statisztikai évkönyve, 2002.

I-042-B-0269/2002

Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej, 2002 = Statistical yearbook of the Republic Poland, 2002 / Główny Urząd Statystyczny . - Warszawa : GUS, 2002. - LXXXV, 761 p., [1] térk.

Lengyelország statisztikai évkönyve, 2002.

I-042-C-0110/2002

Rossijskij statisticheskij ezegodnik, 2002 / Goskomstat Rossii . - Moskva : Goskomstat, 2002. - 690 p.

Oroszország statisztikai évkönyve, 2002.

I-042-B-0286/2002

Statistical abstract, 2000 / Department of Census and Statistics, Ministry of Finance and Planning . - Colombo : DCS, 2001. - XXXV, 423 p.

Sri Lanka statisztikai évkönyve, 2000.

I-054-B-0003/2000

Statistical yearbook on candidate and South-East European countries, 1996-2000 / European Commission . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 257 p.

Az Európai Unió tagjelölt országainak és Délkelet-Európa országainak statisztikai évkönyve, 1996-2000.

I-030-B-0365/1996-2000

Statisticki ljetopis Republike Hrvatske, 2002 = Statistical yearbook of the Republic Croatia, 2002 / Drzavni zavod za statistiku . - Zagreb : DZS, 2002. - 762 p., [2] t.fol.

Horvátország statisztikai évkönyve, 2002.

I-046-B-0147/2002

Statistisches Jahrbuch des Kantons Basel-Stadt, 2002 / Statistisches Amt des Kantons Basel-Stadt . - Basel : Stat. Amt, 2002. - 318 p., [1] t.fol.

Bázel és vonzáskörzete statisztikai évkönyve, 2002.

I-031-C-0023/2002

Statistisches Jahrbuch des Kantons Zürich, 2003 / Stat. Amt des Kantons. - Zürich : Stat. Amt, 2002. - 498 p.

Zürich kanton statisztikai évkönyve, 2003.

I-031-B-0263/2003

Statistisches Jahrbuch für Bayern, 2002 / Bayerisches Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung . - München : BLSd, 2002. - 564 p.

Bajorország statisztikai évkönyve, 2002.

I-006-C-0002/2002

Statistisches Jahrbuch Österreichs, 2003 / Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2002. - 620 p.

Ausztria statisztikai évkönyve, 2003.

I-002-B-0271/2003

Statistisk arbok for Oslo, 2002 = Statistical yearbook of Oslo, 2002 / Oslo: Kommune, 2002. - 331 p.

Oslo statisztikai évkönyve, 2002.

I-040-C-0060/2002

Statistisk arbok för Sverige, 2003 = Statistical yearbook of Sweden, 2003. - Stockholm : SCB, 2002. - 718 p.

Svédország statisztikai évkönyve, 2003.

I-041-C-0043/2003

Suomen tilastollinen vuosikirja, 2002 = Statistical yearbook of Finland, 2002 / Tilastokeskus. - Helsinki : Tilastokeskus, 2002. - 703 p.

Finnország statisztikai évkönyve, 2002.

I-043-C-0001/2002

GAZDASÁGSTATISZTIKA

African development indicators, 2002 / The World Bank . - Washington : World Bank, 2002. - XXII, 376 p.

Az afrikai országok gazdasági jelzőszámai, 2002.

I-072-B-0669/2002

Aussen- und Intrahandel der Europäischen Union, 1958-2001 / European Commission, Eurostat . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 183 p.

Az Európai Unió külkereskedelmi és a tagországok közötti kereskedelmi statisztikája, 1958-2001.

I-030-B-0184/1958-2001/N

- Compendium of tourism statistics, 1996-2000 / World Tourism Organization . - Madrid : WTO, 2002. - X, 240 p.
A világ idegenforgalmi statisztikai összefoglalója, 1996-2000.
I-034-B-0184/1996-2000
- Danmarks vareimport og -eksport, 2001 = External trade of Denmark, 2001 / Danmarks Statistik . - Kobenhavn: Danmarks Stat., 2002. - 353 p.
Dánia külkereskedelme, 2001.
I-039-B-0037/2001
- Direction of trade statistics yearbook, 2001 / International Monetary Fund . - Washington : IMF, 2001. - XXII, 495 p.
Az IMF kereskedelemstatisztikai évkönyve, 2001.
I-072-B-0433/2001
- Distributive trades in Europe, 1995-1999 / European Commission . - Luxembourg : OOEPEC, 2001. - 226 p.
Kiskereskedelem Európában, 1995-1999.
I-030-B-0368/1995-1999
- Economic portrait of the European Union, 2001 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2001. - 161 p.
Az Európai Unió tagországainak gazdasági jellemzői, 2001.
I-030-B-0395/2001
- Economic report on Africa, 2002 / United Nations Economic Commission for Africa . - Addis Ababa : UNECA, 2002. - XIV, 230 p.
Afrika gazdasági helyzete, 2002.
I-069-B-0017/2002
- Electricity prices, 1990-2002 = Elektrizitätspreise, 1990-2002 = Prix de l'électricité, 1990-2002. - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 214 p.
Az Európai Közösség országainak villamosenergia-árjai, 1990-2002.
I-030-B-0129/1990-2002
- Employment in Europe, 2002 / Commission of the European Communities . - Luxembourg : CEC, 2002. - 206 p.
Foglalkoztatottság az Európai Unió országaiban, 2002.
472801/2002
- Energieversorgung Österreichs, 2001 / Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, 2002. - 40 p.
Ausztria energiaellátása, 2001.
I-002-B-0244/2001
- Energy prices, 1990-2001 = Energiepreise, 1990-2001 = Prix de l'énergie, 1990-2001 / European Commission, Eurostat . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 163 p.
Az Európai Közösség országai energiaárainak statisztikai évkönyve, 1990-2001.
I-030-B-0153/1990-2001
- Environmental signals, 2002. - Luxembourg : OOEPEC, cop. 2002. - 147 p.
Az Európai Unió környezetvédelmi jelzőszámai, 2002.
I-039-B-0058/2002
- European marketing data and statistics, 2003. - London: Euromonitor, 2002. - X, 465 p.
Az európai országok piaci adatai és statisztikája, 2003.
I-036-C-0116/2003
- European Union foreign direct investment yearbook, 1992-2000 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 136 p.
Az Európai Unió országainak működőtőke-befektetési évkönyve, 2001.
I-030-B-0201/2001
- European social statistics. Labour market policy. Expenditure and participants, 2000 / European Commission, Eurostat . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 142 p.
Az Európai Unió munkaerő-piaci statisztikája, 2000.
I-030-B-0398/2000
- Fisheries, 2002 = Fischerei, 2002 = Peche, 2002 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 67 p.
Az Európai Közösség országainak halászati statisztikai évkönyve, 2002.
I-030-B-0169/2002
- Gebarungübersichten, 2001 / Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2003. - 219 p.
Az osztrák állami költségvetés, 2001.
I-002-B-0206/2001
- Global economic prospects and the developing countries, 2002 / World Bank . - Washington : World Bank, 2002. - XXIII, 253 p.
Világ gazdasági kilátások és a fejlődő országok, 2002.
472757/2002
- Global environment outlook, 2002 / UNEP . - London : Earthscan, 2002. - XXIII, 446 p.
Környezetvédelmi jelentés, 2002.
473606/03
- Industrial development report, 2002-2003 / United Nations Industrial Development Organization . - Vienna : UNIDO, 2002. - XIII, 187 p.
A világ ipari fejlődéséről, 2002-2003.
473759/2002-2003
- International trade statistics, 2002 / World Trade Organization . - Geneva : World Trade Org., 2002. 218 p.
Nemzetközi kereskedelmi statisztika, 2001.
I-031-B-0314/2002
- International yearbook of industrial statistics, 2002 / United Nations Industrial Development Organization . - Vienna : UNIDO, 2002. - VI, 724 p.
Nemzetközi iparstatisztikai évkönyv, 2002.
I-002-B-0279/2002
- The least developed countries report, 2002 / United Nations Conference on Trade and Development . - New York, N. Y. : UN, 2002. - XIV, XVII, 285 p.
Jelentés a legkevésbé fejlett országokról, 2002.
I-072-B-0504/2002
- Motor industry of Great Britain, 2002 / Society of Motor Manufacturers and Traders Limited . - London : SMMT, cop. 2002. - III, 366 p.
Nagy-Britannia járműipara, 2002.
I-036-B-0101/2002
- Panorama of transport, 1970-1999 / European Commission, Eurostat . - Luxembourg : OOEPEC, 2001. - 83 p.
Szállítási körkép, statisztikai áttekintés az Európai Unió közötti, vasúti és belföldi vízi fuvarozásáról.
I-030-B-0369/1970-1999
- SIPRI yearbook, 2002 / Stockholm International Peace Research Institute . - London [etc.] : Taylor-Francis, 2002. - XXXVI, 845 p.
A világ fegyverkezési és leszerelési évkönyve, 2002.
471674/2002
- Statistical yearbook of Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries. Japan, 1999-2000. - Tokyo : Min. of Agriculture, Forestry and Fisheries, 2002. - 797 p.
Japán Mezőgazdasági, Erdőgazdálkodási és Halászati Minisztériumának statisztikai évkönyve, 1999-2000.
I-051-B-0053/1999-2000

- Statistik der Kraftfahrzeuge, 2002 / Statistik Austria . - Wien : StÖ, 2002. - 202 p.
Ausztria gépjárműállományának statisztikája, 2002.
I-002-B-0129/2002
- Statistik der Umsatzsteuer, 1999 / hrsg. von Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2002. - 275 p.
Ausztria forgalmiadó-statisztikája, 1999.
I-002-B-0217/1999
- Statistik der Zivilluftfahrt, 2001 / hrsg. von Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2002. - 198 p.
Ausztria polgári légitforgalma, 2001.
I-002-B-0211/2001
- Survey of economic and social developments in the ESCWA region, 2000-2001. Pt. 1. / United Nations Economic and Social Commission for Western Asia . - Baghdad : UN ESCWA, 2001. - XII, 150 p.
A nyugat-ázsiai országok gazdasági és társadalmi fejlődésének felmérése, 2000-2001. 1.
I-072-B-0570/2000-2001/1
- Survey of economic and social developments in the ESCWA region, 2000-2001. Pt. 2. / United Nations Economic and Social Commission for Western Asia . - Baghdad : UN ESCWA, 2002. - VIII, 76 p.
A nyugat-ázsiai országok gazdasági és társadalmi fejlődésének felmérése, 2000-2001. 2.
I-072-B-0570/2000-2001/2
- Tourism market trends. Asia and the Pacific, 2002 / World Tourism Organization . - Madrid : WTO, 2002. - 257, XXVI p.
Az idegenforgalmi piac trendjei Ázsiában és a Csendes-óceáni térségében, 2002.
473503/2002
- Tourism market trends. Europe, 2002 / World Tourism Organization . - Madrid : WTO, 2002. - 359, XXVI p.
Az idegenforgalmi piac trendjei Európában, 2002.
473504/2002
- Tourism market trends. Middle East, 2002 / World Tourism Organization . - Madrid : WTO, 2002. - 131, XXVI p.
Az idegenforgalmi piac trendjei a Közel-Keleten, 2002.
473518/2002
- Urlaubsreisen der Österreicher im Jahre 2001. - Wien : Stat. Austria, 2002. - 338 p., [1] t.
Ausztria idegenforgalmi statisztikája, 2001.
I-002-B-0293/2001
- Yearbook of labour statistics, 2002 / International Labour Organisation . - Geneva : ILO, 2002. - XVI, 1659 p.
Nemzetközi munkaiügyi statisztikai évkönyv, 2002.
I-031-B-0069/2002
- Yearbook of tourism statistics, 1996-2000. A - L / World Tourism Organization . - Madrid : WTO, 2002. - XIII, 497 p.
Nemzetközi idegenforgalmi statisztikai évkönyv, 1996-2000. A-L
I-031-B-0148/1996-2000/1
- Yearbook of tourism statistics, 1996-2000. M - Z / World Tourism Organization . - Madrid : WTO, 2002. - XIII, p. 501-941.
Nemzetközi idegenforgalmi statisztikai évkönyv, 1996-2000. M-Z
I-031-B-0148/1996-2000/2
- World consumer income and expenditure patterns, 2002. - London [etc.] : Euromonitor, 2002. - XV, 438 p.
A világ fogyasztói jövedelmei és költségmérték, 2002.
I-036-B-0392/2002
- World development report, 2003 / World Bank . - New York, N. Y. : Oxford Univ. Press, cop. 2003. - XXI, 250 p.
Jelentés a világ fejlettségi szintjéről, 2003.
I-072-C-0433/2003
- The world economic factbook, 2002-2003. - London [etc.] : Euromonitor, cop. 2002. - VIII, 453 p.
A világgazdaság tényeinek könyve, 2002-2003.
473491/2002-2003
- World economic situation and prospects, 2002 / Department of Economic and Social Affairs and United Nations Conference on Trade and Development . - New York, N. Y. : UN, 2002. - V, 48 p.
A világgazdasági helyzet és kilátások, 2002.
473693/2002
- World economic outlook, 2002 / International Monetary Fund . - Washington : IMF, cop. 2002. - XII, 246 p.
Világgazdasági kilátások, 2002.
471642/2002/2
- World investment report, 2002 / United Nations Conference on Trade and Development Division on Transnational Corporations and Investment . - New York, N. Y. : UN, 2002. - XIII, 350 p.
Jelentés a világ beruházásairól, 2002.
472998/2002
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA
- Compendium of social statistics and indicators, 2000 / United Nations Economic and Social Commission for Western Asia . - Baghdad : UN ESCWA, 2002. - XX, 235 p.
Az ESCWA-országok társadalomstatistikai adatai, 2000.
I-110-B-0008/5
- Gerichtliche Kriminalstatistik, 2001 / Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2003. - 215 p.
Ausztria bírósági bünyügyi statisztikája, 2001.
I-002-B-0209/2001
- Information society statistics, 1996-2001 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 107 p.
Az információs társadalom statisztikája, 1996-2001.
I-030-C-0048/2002
- Das Schulwesen in Österreich, 2001-2002. - Wien : Stat. Austria, 2002. - 274 p.
Ausztria oktatásügye, 2001-2002.
I-002-B-0226/2001-2002
- Statistics on audiovisual services, 1980-2000 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 150 p.
Audiovizuális szolgáltatások statisztikája, 1980-2000.
I-030-B-0394/1980-2000
- The world health report, 2002 / World Health Organization . - Geneva : WHO, 2002. - XX, 248 p.
Jelentés a világ beruházásairól, 2002.
I-031-C-0076/2002
- Bulletin on vital statistics in the ESCWA region, 2001 / Economic and Social Commission for Western Asia . - New York, N. Y. : UN ESCWA, 2001. - XIX, 165 p.
Az ESCWA-régió népmozgalmi statisztikája, 2001.
I-072-B-0717/4

- Mikrozensus, 2001. - Wien : Stat. Austria, 2001. – 322 p.
Mikrocenzus Ausztriában, 2001.
 I-002-B-0231/2001
- Report on vital statistics, 2000 / Department of Health .
 - Dublin : CSO, 2002. – 211 p.
Írország népmozgalmi statisztikája, 2000.
 I-036-B-0352/2000
- Wanderungsstatistik, 2001 / hrsg. von Statistik Austria
 . - Wien : Stat. Austria, 2002. – 289 p.
Ausztria bevándorlásstatisztikája, 2001.
 I-002-B-0284/2001
- TÁJÉKOZTATÓ KIADVÁNYOK
- The Europa world year book, 2002. Vol. 1. - London :
 Europa Publ., 2002. – XV, 2280 p.
Az Europa Publications világevkönyve, 2002. 1.
 470759/2002/1
- The Europa world year book, 2002. Vol. 2. - London :
 Europa Publ., 2002. – XV, p. 2281-4507.
Az Europa Publications világevkönyve, 2002. 2.
 470759/2002/2
- International marketing data and statistics, 2003. -
 London : Euromonitor, 2002. – IX, 696 p.
Nemzetközi marketing adatok és statisztika, 2003.
 I-036-C-0160/2003
- The international who's who, 2003. - London : Europa
 Publ., 2003. – XXII, 1809 p.
Nemzetközi ki kicsoda, 2003.
 470918/2003
- The statesman's year-book, 2003. - London [etc.] :
 Palgrave, 2002. – XLVII, 2060 p.
Az államférfiak évkönyve, 2003.
 460032/2003
- The territories of the Russian Federation, 2002. -
 London : Europa Publ., 2002. – X, 309 p.
*Az Orosz Szövetség köztársaságai, területei, autonóm
 területei, kerületei és körzetei, 2002.*
 473688/2002
- Who's who in the European Union?, 2002-2003 /
 European Communities . - Luxembourg : OOOPEC, 2002. –
 XXXV, 399 p.
*Ki kicsoda az Európai Unió szervezetében, 2002–
 2003.*
 473657/2002-2003