

# 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

78. ÉVFOLYAM 8. SZÁM

2000. AUGUSZTUS

## E SZÁM SZERZŐI:

*Dr. Banai Miklós*, a MultiRáció Kft. ügyvezető igazgatója; *Dr. Csahók István* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főigazgatója; *Dr. Frigyes Ervin* kandidátus, a Zrínyi Miklós Nemzetvédelmi Egyetem docense; *Dr. Jeney Andrásné*, a KSH Levéltár igazgatója; *Dr. Kápolnai Iván*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat ny. tudományos főmunkatársa; *Koleszár Kázmér*, a General Electric kutató fizikusa; *Dr. Kozma Ferenc*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem ny. tanszékvezető egyetemi tanára; *Lázár György*, az Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ osztályvezetője; *Dr. Lukács Béla*, a Központi Fizikai Kutatóintézet tudományos tanácsadója; *Prisznay Miklós*, a MultiRáció Kft. munkatársa; *Tűz Lászlóné dr.*, a KSH ny. osztályvezetője; *Dr. Varga István*, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem docense.

\*

*Marton Ádám* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Perjés Zoltánné*, a KSH osztályvezetője; *Reisz László*, a KSH tanácsosa; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat tudományos kutatója.

---

ISSN 0039 0690

---

Megjelenik havonta egyszer  
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László  
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya  
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal  
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás  
2824 – Akadémiai Nyomda  
Martonvásár, 2000  
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

---

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

---

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

E-mail: [statszemle@ksh.gov.hu](mailto: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 hírlapkézbetítő postahivatalnál és a Levél- és Hírlapüzletági Igazgatóság Hírlapelőfizetési Irodájánál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefax: 303-3440) közvetlenül vagy postautalványon, valamint átutalással Postabank Rt. 219-98636, 021-42795 pénzforgalmi jelzőszámra.  
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft

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

## TARTALOM

### MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

|  |     |
|--|-----|
| A kisterületi munkaügyi statisztika módszertana és ennek alkalmazása. (II.) – <i>Banai Miklós – Koleszár Kázmér – Lázár György – Lukács Béla – Prisznyák Miklós – Varga István</i> ..... | 581 |
| Struktúra – koncentráció – egyenlőtlenség. – <i>Frigyes Ervin</i> .....  | 598 |
| A versenyképesség tényezői más felfogásban. – <i>Dr. Kozma Ferenc</i> ..   | 620 |

### TÖRTÉNETI DOLGOZATOK

|   |     |
|---|-----|
| A XIX. századi vallásonkénti népmozgalom Dél-Borsodban. – <i>Jeney Andrásné – Kápolnai Iván</i> ..... | 630 |
|---|-----|

### SZEMLE

|   |     |
|---|-----|
| Az MTA Statisztikai Bizottságának 2000. május 17-ei ülése. – <i>Dr. Csahók István</i> ..... | 650 |
| Az anyák foglalkoztatása Norvégiában. – <i>Tűű Lászlóné dr.</i> .....                       | 652 |

### STATISZTIKAI HÍRADÓ

|                                      |     |
|--------------------------------------|-----|
| Személyi hírek .....                 | 656 |
| Szervezeti hírek – Közlemények ..... | 656 |

### STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

#### Külföldi statisztikai irodalom

|   |     |
|---|-----|
| Relander, T. – Kunas, R. – Rouhuvirta, H.: Az Internet hatása a statisztikai adatok feldolgozására és terjesztésére. ( <i>Perjés Zoltánné</i> ) ..... | 659 |
| Vehovar, V.: Pótcímek és nemválaszolás. ( <i>Marton Ádám</i> ) .....  | 661 |
| Leibrfried, S.: Nemzeti jóléti államok, európai integráció és globalizáció. ( <i>Reisz László</i> ) .....   | 663 |

|  |     |
|--|-----|
| Scheilbecker, M.: Ausztria nemzeti számlái az ESA 1995 szerint. (Nádudvari Zoltán) ..... | 664 |
| Slaughter, M. J.: A globalizáció és a munkabérek. (Szász Kálmán) .....                   | 666 |
| Külföldi folyóiratszemle .....   | 667 |

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

*Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!*

## MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

---

### A KISTERÜLETI MUNKAÜGYI STATISZTIKA MÓDSZERTANA ÉS ENNEK ALKALMAZÁSA (II.)\*

A tanulmány előző két fejezetében (*Statistikai Szemle*. 2000. évi 7. sz. 497–507. old.) rámutattunk arra, hogy az országos, a regionális és kisterületi szintű munkanélküliségi ráták becslései fontos mutatói az országos avagy a helyi (regionális) gazdasági helyzetnek. Ezért fontos feladat a munkaügyi információs rendszer továbbfejlesztése a különböző szintű munkanélküliségi ráták számítása. E feladat különböző becslésekkel oldható meg.

Az egyesült államokbeli LAUS adatbecslő-rendszer tapasztalatai alapján egy olyan kisterületi munkanélküliségi statisztikai rendszer (KMSR) kidolgozására tettünk javaslatot, amely képes a magyarországi mintegy 180 munkaügyi körzetre, a 19 megyére és a fővárosra érvényes havi munkanélküliségi ráták becslésének elkészítésére, a becslések statisztikai megbízhatóságának megadására, és végül megfelelő összesítések on-line rendszerű elkészítésére.

Ebben a fejezetben bemutatjuk, az előzőben megfogalmazott javaslat alapján, a tesztelési periódusban megvalósíthatónak talált és megvalósított módszereket tartalmazó elemző rendszert.

#### A JAVASLAT ALAPJÁN KIALAKÍTOTT KMSR FUNKCIONÁLIS BEMUTATÁSA

*A rendszer fő feladatait az alábbiakban összegezhetjük. A nemzetközi előírásoknak – azaz a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (International Labour Organisation – ILO) definíciójának – megfelelő munkanélküliségi és foglalkoztatottsági becslések és előrejelzések készítése ötféle területi bontásban:*

1. Magyarország megyéi (Budapesttel kiegészítve).
2. A KSH által meghatározott régiók.
3. A Munkaügyi Központok kirendeltségeihez tartozó kisebb területek.
4. A KSH által meghatározott, az előző pontbelihez hasonló körzetek.
5. A 10 000 főnél nagyobb lélekszámú települések.

A becslések negyedévente – hónapokra és negyedévekre nézve –, az előrejelzések havonta készülnek.

\* A tanulmány szerzői: Banai Miklós, Koleszár Kázmér, Lázár György, Lukács Béla, Prisznyák Miklós, Varga István.

*A rendszer bemenő adatai.* 1. Az Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ (OMMK) által a regisztrált munkanélküliek számáról szolgáltatott adatok, melyek havonta érkeznek. 2. A Központi Statisztikai Hivatal által végzett, az ILO meghatározásának megfelelő gazdasági aktivitást felmérő adatok. Ezek negyedévente érkeznek, havi bontásban.

*A számítási módszer lényege.* 1. Olyan becslőfüggvények alkalmazása, melyek kis területekre nézve is torzítatlan, elfogadhatóan kis standard hibájú eredményeket adnak. Ezekkel a megyékre és Budapestre vonatkozó adatokat kapjuk. 2. A megyei eredmények kisebb körzetekre vonatkozó leosztása a lakosságiigény-módszer szerint. A régiókra vonatkozó adatokat a megyei eredmények összeadásával kapjuk. 3. A hibaszámítás egy újravételezési eljárás, a jackknife-módszer alapján történik. 4. Idősorelemző módszer, konkrétan a Kalman-szűrős eljárás alkalmazása a becslőfüggvények eredményidősoraira. Ennek célja a mintavételi hiba leválasztása, így megbízhatóbb, kisebb ingadozású és hibájú becslésekhez jutunk. Amint az elemezni kívánt idősor magyarázó változója előállíthatóvá válik, előrejelzéseket készítünk a negyedévek közbenső hónapjaira. 5. Év végén a munkanélküliségre és a foglalkoztatottságra vonatkozó különböző gyakoriságú idősorok összeigazítása a Denton-féle, illetve az additív Cholette–Dagum kiigazítási (benchmark) módszerrel.

*A kimenő adatok.* Az ILO meghatározásának megfelelő munkanélküliségi és foglalkoztatottsági becslések, előrejelzések és ezek hibái a kisterületi becslőfüggvények szerint, valamint ezek Kalman-szűrős eljárással módosított idősorai; mind a régiókra, mind a megyékre, a KSH és az OMMK irodai körzeteire és a fentebb említett településekre vonatkozóan. (Részletesen lásd a következő alfejezetben.)

*Jelentések.* A kimenő adatokból különböző jelentések készülnek. Ezek a következők: 1. A foglalkoztatottság és a munkanélküliség becsléseinek Kalman-szűrős eljárással javított változata régiókra, megyékre, a kétféle (OMMK, illetve KSH) bontás szerinti irodai körzetekre és a nagyobb településekre vonatkozólag. Minden új negyedév elején készül az előző negyedév hónapjairól külön-külön. 2. Negyedéves összesített adatok, melyeknél csak a becslőfüggvény és a hibák számítandók (Kalman-szűrést itt nem végzünk), szintén minden, az előző pontban felsorolt területi bontásban. 3. A negyedévek közbenső hónapjaiban Kalman-szűrős előrejelzés készül havonta minden területi bontásban. 4. Az 1. pontban említett becslések és a 2. pontban szereplő előrejelzések összehasonlítása negyedévente.

#### *Megeyi becslések és a becslési eljárás megválasztása*

Az egyesült államokbeli LAUS rendszer adaptációja során az első és legfontosabb kérdés az volt, hogy a szakirodalomban (*Small Area Statistics*; 1987) javasolt különféle becslőfüggvények közül melyik vagy melyek használandó(k) Magyarországon esetében.

A KSH által használt direkt becslőfüggvény minden olyan esetben hatékonyan használható, amikor az adott kisterületre megfelelő számú megfigyelés jut. Ha az adott kisterületre a megadott mintába kerülési valószínűségek helyesek, a megfigyelések megbízhatóak, s elhanyagolhatók az eredményt befolyásoló egyéb nem mintavételi hibák, a direkt becslés torzítatlan becslést ad, vagyis a becslés várható értéke, eltéréseinek várható értéke a sokasági értéktől nulla. A torzítatlanság (vagy kis torzítottság) kívánatos tulajdonsága valamely becslésnek, de ugyanakkor nem ad információt a mintaeroszlás másik fontos

tulajdonságáról, a szórásról. Amikor választani kell különböző becslőfüggvények között, azt célszerű választanunk, amelynek mintaeloszlása az adott mérendő mennyiségre nézve az (ismeretlen) valódi érték körüli szűk tartományban helyezkedik el. Ennek alapján a „kicsi” átlagos négyzetes hiba (mean square error) kritériumát használhatnánk a becslőfüggvények közötti választásra, mivel ha  $MSE(\hat{\theta}) = V(\hat{\theta}) + [B(\hat{\theta})]^2$  kicsi, akkor nagy valószínűséggel várható, hogy a becslési eredmény közel lesz a keresett valódi (sokasági) értékhez. Itt  $V(\hat{\theta})$  a mért érték varianciája, míg  $[B(\hat{\theta})]^2$  a becslési eredmények várható értékének a valódi eredménytől való távolságát, a becslés torzítottságának négyzetét jelöli.

Csupán az  $MSE$  nagyságának vizsgálata azonban nem elég, mert az  $MSE$  kis értéke mellett azt is biztosítani kell, hogy a torzítottság kicsi legyen a standard hibához viszonyítva. A probléma az, hogy az  $MSE$  összetevőit a priori nem ismerjük, hiszen a populációs értéket a teljes körű felvétel adja meg.

Definiáljuk a torzítottsági hányadost a

$$BR(\hat{\theta}) = \frac{B(\hat{\theta})}{\sqrt{V(\hat{\theta})}}$$

módon. Amennyiben  $B(\hat{\theta}) = 0$ , illetve  $BR(\hat{\theta}) = 0$ , úgy a becslési értékhez rendelt konfidencia-intervallum megbízhatósági szintje megegyezik azzal a valószínűséggel, amellyel a konfidencia-intervallum a becslés értékét tartalmazza. (Másképp fogalmazva, 95 százalék annak valószínűsége, hogy a becslőfüggvény a várható értéktől legfeljebb a variancia négyzetgyökének 1,96-szorosával tér el.) Minél nagyobb  $BR(\hat{\theta})$  értéke, annál kisebb lesz a fenti tartalmazási valószínűség. Gauss-eloszlásokat feltételezve,  $|BR(\hat{\theta})| = 1$  esetén a tartalmazási valószínűség  $1 - \alpha = 95$  százalék konfidenciával is magas marad (0,83). ( $BR(\hat{\theta}) = 2$  esetén ez a valószínűség már csak 0,5 lesz.) Ez annyit jelent, hogy minden olyan becslőfüggvényt használhatónak tekintünk, amelynek várható értéke a (torzítatlannak feltételezett) direkt becslőfüggvény várható értékétől legfeljebb a direkt becslőfüggvény standard hibájának várható értékével tér el. (Ez utóbbi mennyiséget az időátlagra vett empirikus variancia négyzetgyökével közelítjük.) Vagyis egy becslőfüggvény alkalmasabb becslést ad a direkt becslésnél, ha torzítása nem nagyobb, mint varianciájának négyzetgyöke és varianciája kisebb a direkt becslésnél.

Részletesen vizsgáltunk ún. szintetikus (ezen belül hányadosbecslés és regressziós becslés típusú) becslőfüggvényeket, vagyis olyan becslési eljárásokat, amelyekben a becslőfüggvény valamely paraméterét egy nagyobb területre vonatkozó megfigyelési adatok alapján becsüljük, adott esetben a megyére vonatkozó becsléseket országos szintű adatok felhasználásával állítjuk elő. Ezen becslőfüggvények akkor adnak torzítatlan becslést, ha az országos adatsorból becsült paramétereik nem térnek el szignifikánsan a megyei adatokból becsült paraméterértékektől. Ezen feltétel teljesülését különféle statisztikai próbákkal ellenőriztük.

Keresztkorrelációs vizsgálatokkal megbizonyosodtunk arról is, hogy statisztikailag a vizsgált becslőfüggvények időben nagyon hasonlóan viselkednek. (Kirk M. Wolter; 1985, P. A. Cholette; 1992)

Általánosan érvényesül, hogy a szintetikus becslőfüggvények varianciája kisebb, mint a „megfelelő” nem szintetikus becslőfüggvényeké. A szintetikus becslőfüggvények közül a hányados típusú becslőfüggvények általában kisebb varianciájúak, mint a regressziós függvények. Kis varianciához viszont nagy torzítás tartozhat. Ezért vizsgálatainkat a szintetikus regressziós becslőfüggvényekre fókuszáltuk, ugyanis megmutatható (Särndal–Svenson–Wretman; 1992), hogy „nagy” minták esetén ezek közelítőleg torzítatlanok. Ugyanakkor vizsgáltunk szintetikus hányadosbecsléseket is.

Valamennyi (szintetikus vagy nem szintetikus, illetve hányados típusú vagy regressziós) becslőfüggvény rétegzett változataival is kísérleteztünk. A rétegzéseket nem és életkor, illetve nem és iskolai végzettség szerinti bontásban, többféle rétegzéssel is vizsgáltuk. Kiderült (Kirk M. Wolter; 1985), hogy a vizsgált minta esetén a rétegeken belüli mintaelemszámcsökkenésből származó fluktuáció gyakorlatilag lerontja a rétegzésből származó variancia-csökkenést, ezért Occam borotva elve alapján kizártuk a rétegzett becslőfüggvényeket.

A fentiek értelmében a becslőfüggvényekre vonatkozó statisztikai vizsgálatoknak két területre kellett kiterjedniük. Először is vizsgálnunk kellett a varianciák (pontosabban mivel a torzítottság mértéke nem megadható, így az  $MSE$ -k) nagyságát és azok relatív nagyságát. Ebből megállapítható, hogy az egyes megyékben az egyes becslőfüggvények mennyire képesek a direkt becslés hibáját csökkenteni. Másodszor pedig vizsgálnunk kellett a becslési eredmények torzítottságát. (Ez utóbbit természetesen csak közelítő mérésekkel tudjuk megállapítani.)

Azt, hogy a szintetikus és nem szintetikus, hasonló alakú becslőfüggvények országos és megyei paraméterei szignifikánsan eltérnek-e egymástól, az alábbi statisztikai próbákkal vizsgáltuk:

a)  $t$ -próbával teszteltük a  $\hat{\beta}$  és  $\hat{\beta}_a$  regressziós paraméterek eltérésének szignifikáns voltát.  $H_0$  hipotézisnek a  $H_0: \hat{\beta} - \hat{\beta}_a = 0$  -t tekintettük. A tesztelést a rétegzett becslőfüggvények rétegzett  $\hat{\beta}_g$  és  $\hat{\beta}_{g,a}$  értékeire is elvégeztük.

b)  $\chi^2$ -próbával vizsgáltuk a MEF-adatfelvétel regisztrált munkanélküliek és az ILO-munkanélküliek együttes eloszlásának illeszkedését országos és megyei szinten.  $H_0$  hipotézisnek az országos és megyei eloszlások egyezését tekintettük.

c) Mann–Whitney-féle rangösszeg-próbával vizsgáltuk, hogy az egyes megyékre értelmezett  $\hat{\beta}_a$  értékek idősorai tendenciózusan eltérnek-e valamilyen irányban az országos  $\hat{\beta}$  idősorától, vagy körülötte véletlenszerűen ingadoznak.  $H_0$  hipotézisünk szerint az eltérés iránya véletlenszerű.

A statisztikai próbák eredménye az volt, hogy a megyék többségénél használhatók az országos adatokból származó paraméterek a megyei adatokból származó paraméterek helyett (az 1994–1996-os időszakban), azaz a szintetikus modellek joggal alkalmazhatók a nem szintetikus modellek helyett. Néhány megye esetében a statisztikai próbák kevésbé voltak meggyőzők az adott referenciaidőszakra, de a statisztikai próbák alapján a paraméterek eltérése nem bizonyítható.

A statisztikai teszteken alapuló szignifikancia-vizsgálatok mellett, a torzítottsági hányados vizsgálatára elemeztük azt is, hogy az egyes becslőfüggvények értékei időátlagban mennyire térnek el a direkt becslés torzítatlannak tekinthető becslési értékeinek idő



átlagától. Az átlagos eltérést viszonyítottuk a direkt becslés hibájához. Hasonló módon vizsgáltuk a szintetikus regressziós becslőfüggvényhez viszonyított torzítottságot is.

A relatív hibákat, valamint a relatív hibák arányát megvizsgálva arra a következtetésre jutottunk, hogy minden becslőfüggvénnyel csökkenthető a variancia a direkt becsléshez képest. Ugyanakkor nem szintetikus regressziós függvényekkel egyes megyék esetén, hasonló varianciacsökkenés mellett, a vizsgált referenciaidőszakra a szintetikus regressziós változatnál kisebb torzítás tapasztalható. Mégis, mivel a szintetikus eljárás is statisztikailag hasonló eredményt adott, az egyszerűsége törekedve, minden megyére a szintetikus regressziós becslőfüggvény használatát javasoltuk.

A vizsgálatok eredményeként azt találtuk, hogy a szintetikus regressziós becslőfüggvény szolgáltatja statisztikailag a legjobb becslést, mivel mindenkor elfogadható torzítás mellett csökkenti a becslés hibáját, ezért a becslőfüggvények közül Magyarországon ezt célszerű használni. Ezután ezt a becslést bemeneti adatsorként használva az idősoelemző eljárás becslést ad a sokasági értékre, illetve annak hibájára is.

### *Becslőfüggvények*

A programrendszer a becslőfüggvényeket a megyékre vonatkozólag, az egyes körzetekre (OMMK, KSH irodai körzetek és a települések) lebontva, a megyei becslőfüggvényekből számítja. A régiók adatait a megyei adatok összegezésével számoljuk, a területadditivitást kihasználva. A kisebb területi egységekre való lebontás a lakossági igény módszerrel történik. A kisterületi becslőfüggvények módszere a KSH felméréseinek direkt becslését külső, egyidejű varianciamentes adatok (az OMMK adatai) bevonásával korrigálja a variancia csökkentése céljából.

Több mint 26féle becslőfüggvényt teszteltünk a rendszer kialakításakor. Ezek leírása, a különböző szempontú (például kor, nem, iskolai végzettség szerinti) változataikkal együtt megtalálható a régebbi dokumentációkban (*Kisterületi...*; 1993). Most csak a vizsgálatok alapján kiválasztottakat, vagyis a legegyszerűbb ún. direkt becslést (amelyet a KSH is használ) és a legjobbnak (azaz a legkisebb torzításának és varianciájának) talált, jelenleg a rendszerben ténylegesen használt korrigált szintetikus regressziós becslést ismertetjük.

A *direkt becslés* a Központi Statisztikai Hivatalban hivatalosan használt módszer, amely megfelel az ILO-definíciónak és torzítatlan becslést nyújt. Viszont kisterületeken kevésbé alkalmazható, mivel a viszonylag kicsi megfigyelési szám miatt nagy varianciájú. Jelenleg az év végi kiigazítási (benchmark) eljárás során az egyéves összesített adatok kiszámításakor használjuk. Ehhez történik a negyedéves, a régebben (*Kisterületi...*; 1993) 13. sorszámmal jelölt korrigált szintetikus regressziós becslőfüggvénnyel kiszámolt adatok hozzáigazítása.

A direkt becslés alakja:

$$\hat{Y}_{e,a} = \sum_i y_i w_i, \quad \left( y_i = \begin{cases} 1, \text{ ha GAKT} = 2 \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases} \right)$$

ahol:

$\hat{Y}_{e,a}$  – a munkanélküliek becsült száma egy adott időpontban ( $e$  a dátumot jelölő index) és egy adott megyében ( $a$  a megyéket jelölő index, melynek lehetséges értékei: 1, 2, ..., 20),

GAKT – a gazdasági aktivitás státusa, GAKT = 2 a munkanélküliek,

$w_i$  – WKORR (továbbvezetett népességre korrigált súly).

A továbbiakban a szokásoknak megfelelően, a kalapos mennyiségek becslt adatokat, a kalap nélküliek statisztikai hibával nem rendelkező tényadatokat jelölnek.

#### *A korrigált szintetikus regressziós becslés*

A vizsgált becslőfüggvények közül az ismertetett torzításvizsgálat segítségével választottuk ki (*Kisterületi...*; 1996/a) azt a független adatforrást (a regisztrált munkanélküliek létszámadatait) hasznosító – és szintén torzítatlan – kisterületi becslő függvényt, amelynek segítségével a becslés (standard) hibája csökkenthető. Alakja:

$$\hat{Y}_a = \hat{Y}_{e,a} + \hat{B}_e (X_a - \hat{X}_{e,a}),$$

ahol:

$\hat{Y}_{e,a}$  – a direkt becslésből származó adat,

$X_a$  – a regisztrált munkanélküliek a megyében (OMMK adat),

$\hat{X}_{e,a}$  – a regisztrált munkanélküliek számának direkt becslése,

$\hat{B}_e$  – a két utóbbi mennyiség közötti lineáris regressziós együttható országos adatokból számolva:

$$\hat{B}_e = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})w_i}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 w_i}, \text{ és } x_i = \begin{cases} 1, & \text{ha NYILV}=1 \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases}$$

NYILV=1 esetén a MEF-felmérésbeni megkérdezett nyilvántartott munkanélküli.

#### *A megyei becslőfüggvények hibája*

A becslőfüggvények (standard) hibájának (empirikus) becslésére – az irodalomban javasolt – újravételezési eljárást, az ún. jackknife-módszert használjuk. Az eljárás – amely a mintavételi eljárás sajátosságai miatt (*Idősorelemzés...*; 1996/b) csak megyei szinten alkalmazható – röviden a következő. A KSH munkaerő-felmérése során használt mintavételi alapegységek (Elsődleges Mintavételi Egységek, PSU)  $H$  halmazából képezzük azok  $H_i$  részhalmazait oly módon, hogy egyesével kihagyunk egy-egy PSU-t (az így kapott halmazok a jackknife-részminták). Egy (területadditív) statisztikai mennyiséget a megyére a népesség szerinti lineáris interpolációval kaphatunk meg a  $H_i$  jackknife-részmintán felvett  $\tilde{x}_i$  értékből kiindulva:

$$x_i = \tilde{x}_i + \frac{x_M}{N_M} (N_M - N_i),$$

ahol:

$\tilde{x}_i$  – a mennyiség  $i$ -edik részmintán kiszámolt értéke,

$N_M$  – az adott megye lakossága,

$N_i$  – az adott részminta lakossága,

$x_M$  – a mennyiségnek az egész megyén felvett értéke.

Ezt az interpolációt csak a KSH-ból kapott statisztikai mennyiségekre végezzük, az OMMK adataira nem.

Az így kapott  $x_i$ -ekkel mint bemenő adatokkal kiszámoljuk a becslőfüggvény teljes megyére vonatkozó értékét, ezt  $f_i^{(k)}$ -val jelöljük. Legyen a  $k$ -adik típusú becslőfüggvénynek az adott megyén felvett tényleges értéke  $f^{(k)}$ . Kiszámítjuk az

$$f_{J,i}^{(k)} = n f^{(k)} - (n-1) f_i^{(k)}$$

mennyiségeket, melyek a  $k$ -adik becslőfüggvény  $H_i$  jackknife-rész minta szerinti becslései. Ezekből a „pseudoértékekből” képezett variancia négyzetgyöke ( $\sigma$ ) adja a standard hibát. A varianciát a következő formulával számoljuk, ahol a  $\langle \rangle$  a  $H_i$ -kre való átlagolást jelöli:

$$(\sigma^{(k)})^2 = \frac{1}{n-1} \langle f_{J,i}^{(k)} f_{J,i}^{(k)} \rangle - \langle f_{J,i}^{(k)} \rangle \langle f_{J,i}^{(k)} \rangle.$$

Megjegyezzük, hogy a direkt becslés és a korrigált szintetikus becslés teljesítőképességét a következő módon mértük össze. Kiindultunk a BLS által használt elfogadhatósági kritériumból, miszerint egy becslés akkor publikálható hivatalosan, ha 6 százalékos munkanélküliségi ráta esetén a becslés relatív hibája legfeljebb 10 százalék. Kiértékeljük a direkt és a korrigált szintetikus regressziós becslést 1995 minden negyedévére, minden megyére és a fővárosra. Azt találtuk, hogy a direkt becslés az esetek 45 százalékban, míg a korrigált szintetikus regressziós becslés az esetek 74 százalékban teljesítette az elfogadhatósági kritériumot. A javaslatban szereplő centrumot is igyekeztünk megvalósítani. Bár az az elméletileg várható tulajdonsággal rendelkezett, viszont az alkalmazása során időbeli instabilitások léptek fel, azaz ugyanazon becslőfüggvény-kombinációból álló centrum az egymás után következő időpontokban nem volt mindig kiértékelhető. Változó összetétel esetén pedig az egymást követő becslések simasága nem volt garantálható. Így a centrum gyakorlati alkalmazásától sajnos el kellett tekintenünk.

#### *Kisterületi leosztás – Lakosságiigény-módszer*

Az egyes irodai körzetekre és a településekre vonatkozó becslőfüggvény-értékeket a megyei értékekből a program a lakosságiigény-módszer (*Kisterületi...*; 1993) alkalmazásával számítja ki. Eszerint a foglalkoztatottak száma a kisterületre, adott időpontban:

$$F_{it} = \frac{F_{in}}{\sum_{i=1}^h \left[ F_{in} \frac{N_{it}}{N_{in}} \right]} \times \frac{N_{it}}{N_{in}} \times F_t,$$

ahol:

- $h$  – a megyén vagy fővároson belüli kisterületek teljes száma,
- $F$  – a foglalkoztatottak száma,
- $N$  – a népesség 15–74 éves része,
- $n$  – a legutolsó népszámlálás indexe,
- $i$  – a kisterületek indexe az adott nagyobb területen belül,
- $t$  – az időpont megjelölése, amire a becslés vonatkozik.

A munkanélküliek számát a körzetre vagy települési szintre egyszerűen a megyei becslésnek a regisztrált munkanélküliek arányában történő leosztása adja:

$$M_i = \frac{R'_i}{R'} M_F,$$

ahol:

$i$  – az adott nagyobb terület (megye, főváros) kisterületeinek indexe,

$M_i$  – az  $i$ -edik kisterületbeli munkanélküliek becslése,

$M_F$  – a nagyobb terület munkanélküliségének független becslése (a megyei szintű becsléseket adó modellből érkezik),

$R'_i$  – az  $i$ -edik kisterületen regisztrált munkanélküliek száma,

$R'$  – a nagyobb területen regisztrált munkanélküliek száma.

#### *A területi lebontás településekre való alkalmazhatósága*

A megyéken belül a munkaügyi irodákhoz tartozó néhány tízezernyi gazdaságilag aktív személyt felölelő irodai körzetekre az eddigi adatszolgáltatás tanúsága szerint is nehézség nélkül alkalmazható az előzőekben ismertetett lakosságiigény-módszer. Igény van azonban a nemzetközi szabványoknak megfelelő munkaerő-piaci becslésekre települések esetén is. A mintaméret csökkenésével azonban – még a becslés torzítottságának kérdésétől eltekintve is – természetesen (körülbelül a mintaméret négyzetgyökével arányosan) nő a statisztikai ingadozások szerepe, ezért meg kell vizsgálni, hogy az adatszolgáltatás milyen kis méretű településekre terjeszthető ki. Az összetett statisztikai eljárásoknak alávett, megyei szintű, torzítatlan becslések felhasználásával (mint amilyen a regisztrált munkanélküliek száma, a népszámlálási vagy továbbvezetett népességadatok, illetve a gazdaságilag aktív lakosság száma) bonthatók le a megyéken belüli földrajzi egységekre vonatkozó becslésekre. Az a priori értéket becselő direkt eljárások híján a lebontás torzításáról csak indirekten, bizonyos feltevésekre építve mondhatunk bármit.

Ha a munkanélküliek számát vizsgáljuk, akkor az

$$r = \frac{M}{G}$$

hányadossal (ahol  $r$  a ráta,  $M$  az ILO-definíció szerinti munkanélküliek száma,  $G$  pedig a gazdaságilag aktívak száma) definiált munkanélküliségi ráta relatív hibája jó közelítéssel megegyezik a munkanélküliség relatív hibájával. Ez azért igaz, mivel a foglalkoztatottak és a munkanélküliek mintavételi hibája ellentétesen fluktuál, más szóval a gazdaságilag aktívak száma gyakorlatilag mentes a mintavételi hibától.

Következésképpen, a szélsőségesen nagy munkanélküliségi rátáktól eltekintve, a ráta szempontjából ugyanazon kritériumot szabhatjuk meg, mint a munkanélküliek száma esetében.

A továbbiakban tehát a munkanélküliek számának relatív hibájával foglalkozunk.

Az  $M$  ILO-definíció szerinti munkanélküliség-becslés relatív hibáját három tényező határozza meg:

1. az idősoros (szezónális),
2. a tisztán statisztikus (véletlen, vagyis mintavételi) és
3. a területi inhomogenitásokból eredő hiba.

Tegyük fel, hogy az idősor stacionárius, így az első összetevőt elhanyagoljuk. Mivel a megyén belüli inhomogenitásokra a leosztás módszere nem adhat információt, hiszen az a leosztó faktorok szerinti homogén eloszlást feltételez, ezért erre a tényezőre legfeljebb a megyék közötti inhomogenitások segítségével készíthetünk nagyságrendi becslést. Ezt a

$$\frac{\delta \bar{M}}{\bar{M}} \approx \frac{\delta(a\bar{R})}{(a\bar{R})} \approx \frac{\delta a}{a} = \frac{\delta(\frac{\bar{M}}{\bar{R}})}{\frac{\bar{M}}{\bar{R}}}$$

relatív hiba jellemzi, ahol  $\bar{M}$  és  $\bar{R}$  az ILO-, illetve a regisztrált munkanélküliek száma (a szezonális kiküszöbölése miatt) valamely megyére, egy évre átlagolva,  $a$  pedig e két mennyiség várható értékeinek hányadosa, ami rendszerint 1-hez közel álló érték. A relatív hibát a megyékre számított varianciából kapjuk. Például 1996-ra ez a relatív hiba 24 százalék (illetve egy másik, alább ismertetendő módszerrel 21 százalék) volt, és feltételeztük, hogy a megyén belüli területi inhomogenitás hatása ennél kisebb lesz.

A kétféle munkanélküliség kapcsolatára egy másik módszerrel is következtethetünk. Az

$$\frac{[M^t - aR^t]^2}{N^t} \approx const \equiv c$$

összefüggésnek a fluktuációk négyzetgyökös törvénye miatt közelítőleg teljesülnie kell. (A mennyiségek itt egy hónapra vonatkoznak,  $M^t$  a településre a lakossági igénymódszer szerint (azaz a regisztrált munkanélküliek arányában) számolt ILO-munkanélküliség,  $N^t$  a továbbvezetett népesség az adott évben és a  $t$  index a települések szerinti bontásra utal. Ekkor a  $c$  mennyiséget a legkisebb négyzetek módszere szerinti paraméterillesztéssel határozhatjuk meg:

$$\sum_t^{\text{megye}} \left\{ (M^t - aR^t)^2 - cN^t \right\}^2 = \min.$$

Innen  $c$  és  $a$  megyénként numerikusan (vagy az adódó egyenletrendszer megoldásával) meghatározható.

Vizsgáljuk meg, hogy a statisztikus fluktuáció milyen korlátot szab. A kiindulási összefüggés alapján az ILO-munkanélküliség relatív hiba négyzetére adódó

$$\left( \frac{\delta M^t}{M^t} \right)^2 \equiv c \frac{N^t}{(R^t)^2}$$

összefüggés korlátozhatná a mintaméretet (vagyis független kritériumot adhatna a legki-

sebb település népességére). Az illesztések numerikus elvégzéséből (1997. január hónapra) és legfeljebb 10 százalékos relatív hibát megengedve a munkanélküliségre az adódik, hogy minden településre legfeljebb is csak 100 lakos lehetne ez a korlát. Ezt a kritériumot, azonban másképp is megszabhatjuk:

$$t_M^2 = \left( \frac{M^t - aR^t}{M^t} \right)^2$$

A relatív hibanégyzetet az egyes megyékre a regisztrált munkanélküliek függvényében ábrázolva látható, hogy a  $t_M^2 \leq 0,01$  kritériumot minden megyére a legfeljebb 10 regisztrált munkanélkülivel rendelkező, azaz a (fentieknek megfelelő) körülbelül 100 lakosú települések is teljesítik.

A két független módszerrel kapott  $a$ -ra az eltérés minden megye esetében legfeljebb csak mintegy 10 százalék, amiből arra lehet következtetni, hogy ezen értékek a valódi mennyiséget jól közelíthetik.

Hátra van még a megyén belüli területi inhomogenitások hatásának vizsgálata. Ha valamely település munkanélküliségi eloszlásfüggvénye azonos a teljes megyéével, akkor a fenti korlát érvényes. Mintavétel nélkül viszont nem ismerhetjük az adott településre jellemző eloszlásfüggvényt, így ennek paramétereit is becsülnünk kell.

Ezért tételezzük fel, hogy a településeken is mintavételt végzünk  $n < N$  személy bevonásával.<sup>1</sup> A munkanélküliek számát kizárólag sztochasztikusan változó mennyiségnek tekintve ( $r$  munkanélküliségi ráta esetén) a ténylegesen talált munkanélküliek száma az  $M=nr$  várható érték körül  $nr(1-r)$  szórásnégyzettel fluktuál, a binomiális eloszlás tulajdonságainak megfelelően.  $M$  hibája ennek megfelelően

$$(\delta M)^2 = (1-r)nr = (1-r)M \approx R^m.$$

Itt  $R^m$  a mintában levő regisztrált munkanélküliek száma, és a munkanélküliségi ráta kicsi 1-hez képest. (Itt kihasználtuk, hogy  $a(1-r) \approx 1$ .) Mivel a mintavétel reprezentatív, a mintaelemek relatív szórása várható értékben megegyezik a sokasági relatív szórással. Innen kapjuk, hogy a munkanélküliek számának relatív hibájára a

$$\frac{\delta M}{M} \cong \frac{\sqrt{R}}{R} = \frac{1}{\sqrt{R}}$$

közelítő kritérium alkalmazható. Vagyis 10 százalék relatív hibát megengedve, csak azon településekre alkalmazható a leosztásos módszer, ahol  $R \geq 100$  teljesül. Ez a település összlakosságára nézve azt jelenti, hogy általában 1200-1600 (de esetenként 2-3000 személy) lakosú településekre szolgáltatható adat az ILO-munkanélküliségi hányadról. A statisztikai fluktuációk és a területi inhomogenitás szabta kritériumok közül természetesen az erősebbet kell használni.

<sup>1</sup> Az itt következő elemzés is település szintű értékekre épül, de az egyszerűség kedvéért a  $t$  felső indexet a továbbiakban elhagyjuk.

Megjegyezzük, hogy a munkanélküliek, illetve foglalkoztatottak abszolút számát az említett bizonytalansági tényezők miatt, valamint azért, mert a leosztási módszer a regisztrált munkanélküliek számára támaszkodik, csak egy nagyságrenddel nagyobb lélekszámú, azaz a körülbelül tízezres lakosságú nagyközségekre és kisvárosokra látszik célszerűnek közölni.

### *Idősoros elemzés*

Az eddig leírt statisztikai eljárások közös jellemzője, hogy egyidejű adatokon dolgoznak, szemben az itt következő idősoros módszerekkel. Az időben egymást követő, rendelkezésünkre álló kérdőíves felmérésekben azonban olyan többletinformáció rejlik, amely lehetővé teszi az adatfelvétel mintavételi hibájának hatékonyabb kiszűrését, s a sokasági értékek pontosabb becslését.

A többletinformáció nyerése azon a feltevésen alapul, hogy a sokasági értékeket és a mintavételi hibát jól meghatározott és elkülöníthető folyamatok generálják, amelyek statisztikai tulajdonságai időben lassan változnak. Így az egymás utáni adatfelvételek egyfajta mintanövekedéssel egyenértékűek, tehát a becslések megbízhatóságát növelik.

Az általunk használt idősoros elemzés (Harvey; 1991) – szemben az egyébként széleskörűen használt ARIMA-módszerekkel – az idősor ún. strukturált modellezésén alapul. Ez azt jelenti, hogy a mért idősort több különböző statisztikai tulajdonságú folyamat összegeként modellezzük, míg az ARIMA-modellek egyetlen, meghatározott autoregresszív szerkezetű folyamatként modellezik a méréseket.

A munkaügyi adatok szűrésére egy jel+zaj modellt alkalmaztunk, amelyet az Egyesült Államokban már sikeresen használnak hasonló célokra. Ebben a zajt a mintavételi hiba jelenti, melyet ARMA-folyamatként írunk le. A jelet (sokasági érték) regressziós összetevőre, hosszú távú trendre és szezonális komponensre bontjuk. A regressziós összetevő a munkaügyi adatokat a regisztrációban szereplő adatokkal próbálja kapcsolatba hozni. A trend és a szezonális összetevők a regisztrált és a valós adatok közötti különbség hosszú távú és szezonális jellegét ragadják meg.

A modellparaméterek becslése, illetve független módszerekkel történő meghatározása után a modell felhasználható a meglévő idősor szűrésére, illetve előrejelzésére is.

### *Strukturált idősorelemzés*

A strukturált idősorelemzés a megfigyelt (mért) idősort egy ismeretlen állapotvektor függvényeként modellezi:

$$y_t = \mathbf{Z}_t \boldsymbol{\alpha}_t + \varepsilon_t, \quad /1/$$

ahol  $y_t$  a megfigyelt idősor értéke a  $t$  időpontban,  $\boldsymbol{\alpha}_t$  az állapotvektor ( $n \times 1$ ),  $\mathbf{Z}_t$  a modellre jellemző együttható vektor ( $1 \times n$ ), míg  $\varepsilon_t$  egy a modellre jellemző 0 átlagú és  $h$  varianciájú fehérzaj  $N(0, h)$ .

Ezen ismeretlen állapotvektor időben az alábbi Markov-folyamat szerint változik:

$$\boldsymbol{\alpha}_t = \mathbf{T} \boldsymbol{\alpha}_{t-1} + \mathbf{R} \zeta_t, \quad /2/$$

ahol  $\mathbf{T}$  a modellre jellemző együtthatómátrix ( $n \times n$ ),  $\zeta_t$  az idősor véletlenszerűségét jel-

lemző sztochasztikus folyamatok vektora ( $1 \times m$ ), ezek korrelálatlanok és normáleloszlást követnek a modellre jellemző  $\mathbf{Q}$  ( $m \times m$ ) kovarianciamátrixszal,  $\mathbf{R}$  pedig szintén a modellre jellemző együtthatómátrix.

Az /1/ és /2/ egyenletek határozzák meg az adott folyamat ún. állapotter alakját. Az ebben a modellben szereplő  $\mathbf{Z}$ ,  $\mathbf{T}$ ,  $\mathbf{R}$ , és  $\mathbf{Q}$  mátrixokat rendszermátrixoknak nevezzük, ezek egyértelműen definiálják az állapottermodellt.

A rendszermátrixok meghatározása egyrészt az idősről rendelkezésre álló külső információkból, illetve magából az idősről történhet; ez utóbbi esetben becsült paramétereikről beszélünk.

A rendszermátrixok és az állapotvektor kezdeti eloszlásának ismeretében a Kalman-szűrő algoritmussal állíthatjuk elő az állapotvektor későbbi időpontokra vonatkozó becsléseit. Ez két lépésben történik. Először az állapotvektor  $t-1$  időpontbeli értékéből megbecsüljük a  $t$  időpontbeli értéket a /2/ átmeneti egyenlet alapján:

$$\mathbf{a}_{t|t-1} = \mathbf{T}\mathbf{a}_{t-1}, \quad /3/$$

ahol  $\mathbf{a}_{t|t-1}$  az állapotvektor becslése a  $t-1$  időpontig bezárólag rendelkezésre álló megfigyelt értékek alapján.

Hasonlóképpen számíthatjuk ki az állapotvektor becslésének kovarianciamátrixát is:

$$\mathbf{P}_{t|t-1} = \mathbf{T}\mathbf{P}_{t-1}\mathbf{T}^T + \mathbf{R}\mathbf{Q}\mathbf{R}^T. \quad /4/$$

A következő lépésben ezt a becslést igazítjuk ki a  $t$  időpontban megfigyelt értéket ( $y_t$ ) felhasználva:

$$\mathbf{a}_t = \mathbf{a}_{t|t-1} - \mathbf{P}_{t|t-1}\mathbf{Z}_t^T F_t^{-1}(y_t - \mathbf{Z}_t\mathbf{a}_{t|t-1}), \quad /5/$$

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{P}_{t|t-1}\mathbf{Z}_t^T F_t^{-1}\mathbf{Z}_t\mathbf{P}_{t|t-1}, \quad /6/$$

ahol:

$$F_t = \mathbf{Z}_t\mathbf{P}_{t|t-1}\mathbf{Z}_t^T + h. \quad /7/$$

A Kalman-szűrő algoritmusának egy kiterjesztése, a Kalman-simítás segítségével pedig az állapotvektor olyan becslését állíthatjuk elő, amely a teljes megfigyelt idősor információtartalmán alapul. Ez azt jelenti, hogy a korábbi időpontokhoz tartozó becslésekhez a később megfigyelt értékeket is felhasználjuk.

A fenti algoritmus természetesen csak akkor használható eredményesen, ha a rendszermátrixok és a kezdeti eloszlás megfelelő becslései rendelkezésre állnak. A kezdeti értékek becslésére magát a Kalman-szűrőt is használhatjuk. Ilyenkor ún. diffúz kezdeti feltételekkel indítjuk el az algoritmust:

$$\mathbf{a}_0 = \mathbf{0}, \quad /8/$$

$$\mathbf{P}_0 = k\mathbf{I}, \quad k \gg 1, \quad /9/$$

amely az állapotvektor dimenziószámának megfelelő lépésszám után „rátalál” a megfelelő becslésre.



A rendszermátrixok becslése úgy történik, hogy a likelihood függvény ún. intervenciós alakját maximalizáljuk valamilyen numerikus optimalizáló módszerrel. A mi esetünkben az ún. EM-algoritmust alkalmaztuk (Harvey; 1991), amely sikerrel kombinálható más általánosabb módszerekkel, például a BFGS kvázi-Newton-módszerrel.

### *Jel + Zaj modell*

Az általunk feldolgozott munkaügyi adatok (foglalkoztatottak és munkanélküliek száma) megfigyelt, azaz a munkaerő-felvételből származó idősoraira a következő állapottermodellt találtuk alkalmazhatónak:

$$y_t = \beta_t X_t + T_t + S_t + E_t + \varepsilon_t. \quad /10/$$

ahol  $X_t$  magyarázó változó, jelen esetben a regisztrált munkanélküliek száma,  $\beta_t$  random változó regressziós együttható,  $T_t$  lokális lineáris trend-összetevő,  $S_t$  12 havi szezonális összetevő,  $E_t$  a mintavételi hibát leíró ARMA-idősor,  $\varepsilon_t$  pedig a megfigyelési egyenlet fehérzaj (vagy másképpen irreguláris) összetevője.

Ebből a modelltől a munkaügyi adatok sokasági értékeit szeretnénk kiszűrni, tehát a „jel” a mi esetünkben az  $E_t$  összetevőn kívüli összes összetevő összegét jelenti:

$$\theta_t = \beta_t X_t + T_t + S_t + \varepsilon_t = y_t - E_t. \quad /11/$$

Nézzük meg, mi a szerepe a modell egyes összetevőinek.

*Regresszor-összetevő.* A KMSR-rendszer idősoros módszereinek alap gondolata, hogy a kisszámú mintán végzett munkaerő-felvétel adatai a nagyszámú adaton alapuló munkaügyi regiszter adataival hasonló módon változik az időben. Ezért a regiszteradatokkal való összehasonlítás lehetőséget nyújt a mintavételi hiba által okozott ingadozások kiszűrésére. Ezért a modell leghangsúlyosabb eleme a regisztrált munkanélküliek számát magyarázó változóként használó regresszor-összetevő. A regressziós együttható időbeli változását is megengedjük,  $\sigma_b^2$  varianciával.  $\sigma_b^2$  a rendszermátrixokban megjelenő, maximum likelihood módszerrel becsült érték.

A tapasztalat azt mutatta, hogy az előzetes várakozásnak megfelelően, a munkanélküliség és a foglalkoztatottság becsült értékének 60–70 százalékát a regresszor-összetevő adja.

*Trendösszetevő.* A regisztrált munkanélküliek és a munkaerő-felvétel által mutatott „tényleges” munkanélküliség természetesen nem mindig arányos egymással. Az arányoságon túl meglévő hosszú távú eltéréseket egy lineáris trend-összetevővel becsüljük. Ezt sok esetben nehéz volt szétválasztani a regressziós együttható lassú változásától, ebből adódóan egyes megyéknél konvergenciaproblémák adódtak. Ha azonban ezen összetevő teljes elhagyásával próbálkoztunk, az eredmények lényegesen romlottak.

Mind a trendnívó, mind a ráta lassú véletlen változását megengedtük,  $\sigma_t^2$  illetve  $\sigma_r^2$  varianciával.

*Szezonális összetevő.* A regisztrált és tényleges munkanélküliek számának eltérésében jellegzetes szezonális mintázatot vártunk. Ennek egyrészt a nyári ideiglenes (nem bejelentett) munkavállalók nagyobb száma, valamint a tanév végén a munkaerőpiacon megjelenő új munkaerő lehet az oka. Valóban, minden esetben sikerült egy kismértékű, de

jellegzetes szezonális ingadozást kimutatnunk. A szezonális mintázat lassú,  $\sigma_s^2$  varianciájú változását megengedtük.

*Mintavételi hiba (ARMA) összetevő.* A mintavételi hibát egy ARMA-folyamatot követő egységnyi varianciájú ( $e_t$ ) és egy változó varianciát leíró tényezőre ( $\gamma_t$ ) bontjuk:

$$E_t = \gamma_t e_t. \quad /12/$$

A  $\gamma_t$  idősort ismertnek tételezzük fel, azt a területi becslőfüggvények varianciájával tesszük egyenlővé. Ez ebben az esetben megfelelő közelítés, hiszen az idősorok varianciájának fő forrása a mintavételi hiba. Az  $e_t$  idősor ARMA paramétereit szintén egy független módszerrel becsüljük meg, magát az idősort viszont már a Kalman-szűrő algoritmus állítja elő.

*Irreguláris összetevő.* Az /1/ megfigyelési egyenletben szereplő  $\varepsilon_t$  fehérzajtag esetünkben a jelhez tartozik, hiszen mi csupán a mintavételi hibát szeretnénk leválasztani, a sokasági értékben megmaradó megmagyarázatlan ingadozást nem. Ez az összetevő annál kisebb, minél jobb a modell, azaz az idősor minél nagyobb részét képes megmagyarázni. Ha azonban túl nagyok (>1-2%) vagy kirívóan nem normáeloszlásúak ezek a maradékok, akkor a modellünk nagy valószínűséggel nem helytálló.

#### *Modellválasztás, diagnosztika*

Az EM-algoritmus alkalmas arra, hogy adott struktúrájú modell esetén kiszámítsa a paraméterek optimális értékeit, nem mond azonban semmit arról, hogy vajon a leírni kívánt folyamatot mennyire jól reprezentálja a modell. Különböző modellekkel végzett idősorbecslések összehasonlítására szolgálnak a modellszelekciós kritériumok.

Ilyen kritériumnak használható az Akaike Information Criterium (AIC), vagy a Prediction Error Variance (PEV). Minél kisebb ezen mérőszámok értéke, annál jobb az illeszkedés a modell és a valós adatok között.

A diagnosztikai eljárások azt mutatják meg, hogy mennyire sikerült a modellel leírni a rendszer szisztematikus viselkedését. Ehhez a becslés maradékait vizsgáljuk meg, amelyeknek tökéletes modell esetén független (korrelálatlan) normáeloszlást kell követniük.

A maradékok autokorrelációját teszteli a Ljung–Box-féle  $Q^*$  statisztika (Harvey; 1991), normalitását a Bera–Jarque-teszt, mely az eloszlás ferdeségét (skewness) és lapultságát (kurtosis) kombinálja egy 2 szabadságfokú  $\chi^2$  eloszlást követő statisztikává. A heteroszkedaszticitást az idősor első és utolsó harmadának varianciáját összehasonlító  $F$ -teszttel vizsgáltuk.

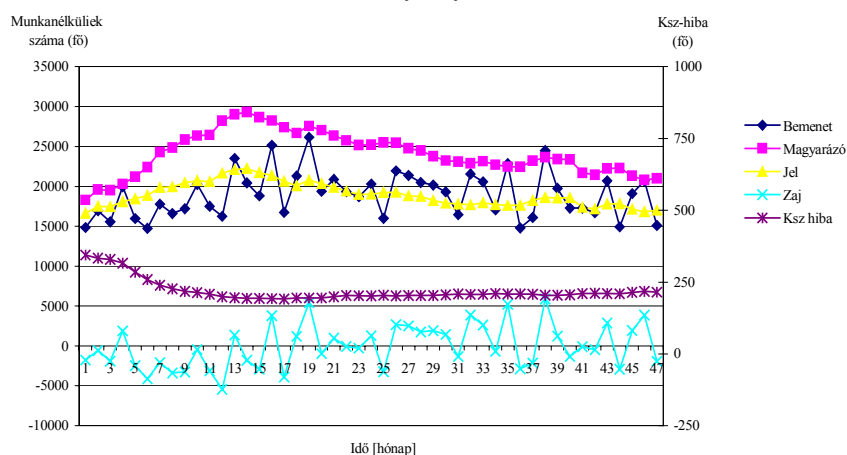
A modell előrejelző képességét ún. poszt-minta teszt segítségével vizsgáljuk. Ennek lényege az, hogy az idősor egy adott pontjától előrejelzést készítünk, s ennek a valós értékektől való eltéréseit (előrejelzési hiba varianciája) hasonlítjuk össze az idősor első szakaszán mért egylépéses előrejelzési hiba-varianciával. Minél jobb a modell előrejelző képessége, annál kisebb a két variancia hányadosa.

A Kalman-szűrős becslési eljárás illusztrációjaként mutatjuk be a következő, Zala megyére vonatkozó példát (lásd az ábrát).

A „Bemenet” nevű idősor a becslési eljárás során előállított ún. egyidejű becslésből származik, tehát az adott területi egység (Zala megye) adatait az ország más területein

mért értékekkel korrigálja, de csak az adott időpontra vonatkozó adatokat használja. A Kalman-szűrő ezt a bemenő idősort bontja fel „jel” és „zaj” komponensekre, az előbbiekben leírt strukturált idősortmodell alapján. A „zaj” összetevő az adatfelvétel mintavételi hibáját reprezentálja. A modell magyarázó változóként az OMMK által regisztrált munkanélküliek adatait használja. Ezek láthatóan jóval simább idősort adnak, tehát jó okkal feltételezzük, hogy a bemenő idősorunk változékonysága jórészt a mintavételi hiba eredménye. A strukturált idősortmodell teszi lehetővé, hogy a regisztrált munkanélküliek és a tényleges munkanélküliek közötti eltérést ne csupán egy állandó együtthatós regresszióval írjuk le, hanem figyelembe vehessük ezen eltérés szezonális ingadozását és lassan változó trendjét is.

A Kalman-szűrő eljárás jellemző idősorai



A Kalman-szűrő által előállított becslés standard hibáját a „Ksz-hiba” feliratú idősor mutatja, ez esetünkben (megye szintű felbontás) jellemzően körülbelül 1 százalék.

### Idősoros kiigazítás

Az idősoros kiigazításon (benchmark) két különböző forrásból származó idősor utólagos összehangolását értjük. Adott tehát ugyanannak a változónak két idősora, melyek a mintavétel gyakoriságában különböznek. (Például a munkanélküliségre vonatkozó havi gyakoriságú, illetve évente végrehajtott felmérésekből származó adatok.) Lehetséges, hogy ez a két különböző forrásból származó adatsor nincs összhangban egymással, vagyis, például a havi időorból számolt éves adat nem egyezik meg kielégítő pontossággal a direkt éves adattal.

Az idősoros kiigazítás olyan eljárás, amely optimális módon megteremti az összehangot a két idősor adatai között. Az optimális mód azt jelenti, hogy úgy érjük el a kellő konzisztenciát, hogy közben a lehető legkevésbé („alakot megőrizve”) változtatjuk meg az adatokat.

A legszélesebb körben használatos módszer a *Denton-féle benchmarking* (Cholete; 1992, *Kisterületi...*; 1993) eljárás, amely matematikailag a korlátozott kvadratikus minimalizálás keretében tartozik.

Reprezentálja a nagyobb gyakoriságú, kiigazítandó idősort a  $\mathbf{z} = [z_1, z_2, \dots, z_{p \cdot m}]$  vektor, a másik, nagyobb megbízhatóságú idősort pedig  $\mathbf{y} = [y_1, y_2, \dots, y_m]$ .<sup>2</sup>

Keressünk  $\mathbf{z}$  helyett olyan új

$$\mathbf{x} = [x_1, x_2, \dots, x_{p \cdot m}]$$

vektort, amely

a) minimalizálja az eredeti  $\mathbf{z}$  idősortól való eltérést egy célfüggvény segítségével (a Denton-módszer esetében ez az első differenciákból képzett négyzetösszeg),

b) valamint teljesíti azt a feltételt, hogy mindegyik évre az új idősor éven belüli értékeinek összege az arra az évre vonatkozó, másik forrásból származó éves összértékkel egyenlő.

Tehát a minimumot a

$$\sum_{i=1}^p x_{i,m} = y_m, \quad m = 1, 2, \dots, M \quad /13/$$

mellékfeltétellel keressük, ahol  $p$  az éven belüli periódusok száma és  $m$  éven belül vizsgálhatók felül az adatok.

A Denton-módszer a benchmark-értéket hiba nélkülinek tekinti, így a kiigazított adatok megbízhatóságáról sem szolgáltat információt.

A következőkben ismertető additív Cholette–Dagum-moddal hiba is becsülhető. Ebben a nagyobb gyakoriságú (évközi) idősort olyan összegnek fogjuk fel, melynek egyik tagja a keresett kiigazított idősor, a többi tag pedig konstans eltérést és sztochasztikusan viselkedő hibát ír le. Az éves idősort, tehát amihez hozzáigazítjuk a másikat, szintén összeggel modellezzük, melynek egyik tagja a megkövetelt kiigazítási kényszerfeltételt jelenti, másik tagja sztochasztikus hiba:

$$s_t = a + \theta_t + e_t, \quad E(e_t) = 0, \quad E(e_t e_{t-k}) = \sigma_{e_t} \sigma_{e_{t-k}} \rho_k, \quad (t = 1, \dots, T),$$

$$y_m = \frac{\sum_{t \in m} \theta_t}{p} + w_m, \quad E(w_m) = 0, \quad E(w_m^2) = \sigma_{w_m}^2, \quad (m = 1, \dots, M). \quad /14/$$

A /14/ modellben  $s_t$  a vizsgált évközi idősort jelenti, amely az igazi, de ismeretlen  $\theta_t$  évközi érték, az ismeretlen konstans  $a$  eltérés és az autokorrelációs  $e_t$  hiba összege. Ugyanitt  $y_m$  az éves idősor, a  $p$  pedig a kétféle idősor kapcsolatát írja le, végül  $w_m$  az éves idősorhoz tartozó hiba.

A hibátogat bizonyos körülmények között mintavételi hibaként értelmezhetjük, mely heteroszkedasztikus lehet, azaz varianciája változhat az időben. A  $\rho_k$  autokorreláció sta

<sup>2</sup> Megjegyezzük, hogy ebben az egyszerűsített leírásban  $p$ -t (az egy éven belüli megfigyelések számát) konstansnak tekintettük. A valóságban előfordulhatnak olyan esetek is, amikor ez a  $p$  évente változik (például az egyik éven havi, a másik éven negyedéves megfigyelésekkel dolgozunk). Ugyancsak előfordulnak nem teljes évet felölelő megfigyelések is, amikor a nagyobb gyakoriságú idősor elemeinek száma nem  $p \cdot m$ . A módszer megértése szempontjából azonban ez az egyszerűsített eset elegendőnek látszik.

cionárius és invertálható ARMA-modellnek felel meg, amit a felhasználó lát el paraméterértékekkel. Vagyis  $e_t$  olyan folyamatot követ, melyre

$$e_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad /15/$$

és ahol  $\varepsilon_t$  egy kiválasztott stacionárius ARMA-modell szerint alakul:

$$\varepsilon_t = (\eta(B) / \phi(B)) \nu_t. \quad /16/$$

A /16/ modellben  $\eta(B)$  és  $\phi(B)$  a mozgó átlag és az autoregresszív polinom  $\nu_t$  pedig az ARMA-folyamat által generált zaj.

Az additív modell megközelítőleg visszaadja a Denton-féle eljárást, ha

- a konstans eltérés paramétere = 0,
- a ritkább idősor, amihez igazítunk, kötött, zéró varianciájú,
- az évközi idősor varianciája konstans,
- a hibataghoz választott ARMA-modell véletlen bolyongást ír le.

E módszer előnye, hogy figyelembe veszi annak az időornak a varianciáját, amihez a kiigazítást végezzük, ezáltal a kiigazított idősor variancia-idősort is megkaphatjuk. Megjegyezzük, hogy a KMSR képes még az ún. multiplikatív Cholette–Dagum-módszer szerint is a kiigazítást elvégezni.

#### IRODALOM

- WOLTER, K. M. (1985): *Introduction to Variance Estimation*. Springer-Verlag, New York.
- CHOLETTE, P. A. (1992): *Users Manual of Programme Bench*. Statistics Canada, Ottawa.
- Kisterületi munkanélküliségi statisztikai rendszer kialakításának vizsgálata I–II. (1993) (Megvalósíthatósági tanulmány.) MultiRáció Szolgáltató Szövetkezet. Budapest.
- Kisterületi munkanélküliségi statisztikai rendszer kifejlesztése. (1996a) (Világbanki zárótanulmány). MultiRáció Kft. Budapest.
- Idősorelemzés alkalmazhatósága munkaügyi adatokra kisterületi szinten. (Jelentés), (1996b) MultiRáció Kft. Budapest.
- HARVEY, A. C. (1991): *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge Univ. Press, Cambridge.
- BANAI MIKLÓS ÉS TÁRSAI (2000): A kistérségi munkanélküliségi statisztikai rendszer és alkalmazása. *Területi Statisztika*, 40. évf. 2. sz. 108–125. old.
- SINGH, M. B.– GAMBINO, Y. – MANTEL, H. (1992): *Issues and Options in the Provision of Small Area Data*. Statistics Canada, Working Papers K1AOT6.
- SÄRNDAL, C-E. – SWENSSON, B. – WRETMAN, Y. (1992): *Model Assisted Survey Sampling*. Springer-Verlag, New York.
- PLATEK, R. ÉS TSAI. (Szerk.) (1987): *Small Area statistics*. John Wiley and Sons, New York.
- HIDROGLOU, M. A. – MORRY, M. – DOGUM, E. B. – RAO, Y. N. K. – SÄRNDAL, C-E. (1985): *Evaluation of Small Area Estimators Using Administrative Records*. Statistics Canada, Working Papers TSRA-85-024E.

#### SUMMARY

This two-part study reviews the so-called small area unemployment statistical system developed for the calculation of small area labour force data. It also reviews the process of the development of this system. The estimating system combines the small area data of the labour force survey with those data of the registered unemployment statistics to produce the monthly or quarterly labour force small area estimation. The goal of the combination is to increase the reliability of data estimated in this way by decreasing the statistical error coming from the small sample size. The estimating system reaches this goal by applying small area estimators for cross sectional data and time series methods for historical data.

# STRUKTÚRA – KONCENTRÁCIÓ – EGYENLŐTLENSÉG

FRIGYES ERVIN

A tanulmány a struktúrák (arányok) összehasonlítására – a hatvanas évek óta – kialakult módszereket kívánja leírni. Bemutatja, hogy az egyenlőtlenség (például a jövedelemegyenlőtlenség) és a koncentráció vizsgálata is a strukturális összehasonlítások speciális eseteinek tekinthető. A struktúra – összehasonlítás vektorszemléletű mutatói kedvező matematikai tulajdonságaikkal, az információelméleti indíttatású mutatók pedig immanens tartalmukkal tűnnek ki. A tanulmány bemutatja a HIM (Hungarian Inequality Measure) információelméletileg megalapozott általánosítását, ami speciális ( $\varepsilon = 1$ ) esetben megegyezik az *Atkinson* által definiált  $I_\varepsilon$  egyenlőtlenségi mutatóval.

Az elemzések első példája az Egyesült Államok bruttó nemzeti termékének felhasználásában, az 1929 és 1999 között évről évre végbemenő strukturális eltéréseket vizsgálja. Egy másik példa a nemzetközi fegyvertranszfereknek az 1990 és 1993 közötti drámai változását elemzi. Harmadik példánkban az Egyesült Államok háztartásai jövedelemegyenlőtlenségének alakulását mutatjuk be néhány évre a Bureau of the Census hosszú idősorai alapján.

A terjedelem korlátai miatt a tanulmány nem térhet ki a strukturális változások monotonitásának vizsgálatára és csak röviden utal arra, hogy a struktúra-összehasonlításra használt mutatók – óvatosságra intő módon – érzékenyek az aggregáció mértékére.

TÁRGYSZÓ: Egyenlőtlenség. Információnyereség. Információ-divergencia. Koncentráció. Strukturális eltérés.

A tanulmány (valószínűleg korántsem teljes) áttekintést nyújt a strukturális összehasonlítás mérőszámairól és a mérőszámok legfontosabb tulajdonságairól, alkalmazási lehetőségeikről és azok korlátairól, és nem az a célja, hogy a strukturális eltérések, a koncentráció és a jövedelemegyenlőtlenség új – minden eddiginél jobb – mutatószámait ajánlja. Bemutatja, hogy a strukturális különbségek, a koncentráció és a jövedelemegyenlőtlenség különböző mérőszámai egymással összefüggő rendszert alkotnak, hogy egyes mérőszámok között milyen hasonlóság (esetleg megegyezés, egymásra való leképezhetőség, de legalábbis kapcsolat) van. A hasonlóság – vagy akár a valamely vonásban jelentkező megegyezés – azonban korántsem ugyanaz. A hasonlóságok, többnyire a feladatok és a vizsgált adatok azonos jellegéből következnek. A különbözőség, pedig a megközelítés módjában, az előnyös, a többi mutatóval nem biztosított elemzési lehetőségekben van.

A strukturális elemzés mutatószámai többdimenziós jelenségeket, arányváltozásokat – arányeltéréseket jellemeznek tömören, skalár mennyiségekkel. E mérőszámok alkalmazá

sára elsősorban akkor van szükség, ha nagy, az általános statisztika hagyományos eszközeivel (táblák, csoportosítások, relatív gyakoriságok) nehezen áttekinthető adattömeget vizsgálunk. E mutatók azonban szervesen kiegészítik a „hagyományos” elemzéseket, sőt a „hagyományos” vizsgálati eszközökkel kombinálva nagy adathalmazokban egyébként nehezebben feltárható tendenciák kvantitatív megközelítésére is alkalmasak.<sup>1</sup> A strukturális eltérés mutatói a változásoknak más eszközökkel nem (vagy nehezen) felismerhető összefüggéseit tárják fel, és azt is jelzik, hogy esetleg más eszközökkel milyen további vizsgálatokra lehet szükség. Ilyen speciális feladat lehet:

- a többdimenziós (több számadattal jellemzett) jelenség aggregátumain belül, ill. az aggregátumok közötti strukturális változások (eltérések) arányainak számszerűsítése. A változások mennyiségi és strukturális összetevőinek meghatározása;

- az időbeli, vagy a valamely mennyiségi ismérv szerint különböző sokaságok strukturális változásai (eltérései) monotonitásának<sup>2</sup> vizsgálata;
- az eltérések oksági vizsgálata.

A tanulmány bemutatja, hogy a koncentráció és az egyenlőtlenség vizsgálata a strukturális eltérések elemzésének speciális esetenként tekinthető. Röviden arra is kitér, hogy a strukturális elemzés különböző mutatói milyen mértékben érzékenyek az aggregációra.

A tanulmány a strukturális összehasonlítás következő eseteivel foglalkozik:

1. Maga a tulajdonképpeni struktúra összehasonlítása (a strukturális távolság, illetve strukturális közelség mérése). Ezen belül:

- időbeli strukturális változások vizsgálata, vagyis egyazon jelenség több időszakra vonatkozó adathalmazainak *időbeli* strukturális összehasonlítása (például a gazdaság ágazati szerkezete változásának vizsgálata);

- térbeli strukturális eltérések vizsgálata, vagyis jelenségre vonatkozó különböző összemérhetően strukturált adathalmazok (például két ország azonos klasszifikációjú ágazati szerkezetének, vagy két ágazat ráfordítási szerkezetének, stb.) összehasonlítása;

- ugyanazon taxonómiai ismérvek szerint részletezett különböző jelenségek (például a termelés és a beruházások vagy az export ágazati szerkezetének) összehasonlítása.

2. A koncentráció mérése nem egyéb, mint amikor a vizsgált (additív – tehát értelmezhető elemösszegű) adathalmaz struktúráját egy azonos elemszámú, de teljesen koncentrálatlan adathalmaz struktúrájával vetjük össze.

3. A jövedelemegyenlőtlenség vizsgálata.

A strukturális összehasonlítás módszereinek bemutatása mellett a tanulmány kitér e mérőszámok alkalmazásának néhány korlátjára, ezen belül a különböző vizsgálatokból nyert eredmények összehasonlítására, és röviden utal az aggregáció problémáira is.

## A STRUKTÚRA-ÖSSZEHASONLÍTÁS MÉRŐSZÁMAI ALKALMAZÁSAINAK FELTÉTELEI

A struktúra-összehasonlítás mérőszámainak közös vonása, hogy valamely összemérhetően strukturált adathalmazok belső arányait vetik össze egzakt és tömör formában.

<sup>1</sup> Egyik illusztratív példánkban az Egyesült Államok GDP-je főbb felhasználási összetevőinek 90 éves idősorát vizsgálva rá lehetett mutatni, hogy a strukturális változások mely években voltak a legintenzívebbek és milyen mértékben korreláltak az egyes felhasználási irányok relatív gyakoriságának változásaival. Ez arra utal, hogy a strukturális összehasonlítás mutatói – noha nem helyettesítik a részletes elemzést – alkalmasak arra, hogy figyelmünket bizonyos lényeges aspektusok felé irányítsák.

<sup>2</sup> A monotonitás kérdése, vagyis annak a vizsgálata, hogy az egymást követő strukturális változások „következtesen” mentek-e végbe, meghaladja ennek a cikknek a terjedelmi korlátait. Erre esetleg később, más írásban, visszatérek.

### Összemérhető strukturáltságon azt értem, hogy

- az összehasonított adathalmazok egymásnak kölcsönösen megfeleltethető részletezettségük legyenek. Ez a követelmény magában foglalja, hogy azonos elemszámuk legyen és az egyes elemek azonos taxonómiai egységek adatait tartalmazzák;
- egy-egy adathalmaz elemei nem negatív értékekkel<sup>3</sup> azonos mértékegységben legyenek kifejezve;
- külön-külön mindegyik összehasonlított adathalmazra értelmezhető legyen az adathalmaz elemeinek összege vagy (súlyozatlan) számtani átlaga.

A struktúra-összehasonlítás mérőszámainak alkalmazási feltételei között említeném azt a „gazdaságossági” elvet, hogy ne használjunk bonyolult mutatószámokat akkor, ha az általános statisztika hagyományos eszköztárával (például indexek, relatív gyakoriságok) is könnyen eljuthatunk a megfelelő következtetésekhez és a struktúra-összehasonlítás mutatói nem vezetnek új összefüggések felismeréséhez. Igaz, hogy a tanulmányban ismertetett gyakran kisméretű adathalmazokból vett példák egy része feltehetően az elitelt kategóriába tartozik, e példák célja azonban nem maga az elemzés, hanem az elemzési módszerek illusztrációja.

### A STRUKTÚRA-ÖSSZEHASONLÍTÁS MÉRŐSZÁMAI

A struktúra-összehasonlítás mérőszámai a hatvanas évektől váltak a társadalmi–gazdasági elemzés eszközeivé. A vektorszemléletű megközelítés első alkalmazása *V. V. Koszov* (1963) nevéhez fűződik. Az információelméleten alapuló mutatók közgazdasági alkalmazása az *S. Kulback* (1959) által bevezetett információ-divergencia alapján *H. Theil* (1967) nevéhez kapcsolódik.

Nem céлом tehát, hogy bármelyik módszert is egyedül üdvözítőnek tüntessem fel. E mérőszámok kialakulása általában konkrét feladatokhoz kapcsolódott. Azt, hogy melyik szemléleten alapuló mérőszámot, vagy akár ezek milyen kombinációját választjuk, a speciális elemzési feladat jellege határozza meg. Erre néhány konkrét példát is bemutatok.

#### *A struktúra-összehasonlítás mérőszámaival szembeni követelmények*

A struktúra-összehasonlítás módszereivel szemben számos követelmény támasztható és aszerint kell(ene) megválasztani mérőszámunkat, hogy a konkrét vizsgálat céljaira milyen eszköz alkalmas. Ilyen követelmények lehetnek:

- *metrikus követelmények*, tehát az, hogy  $A$  és  $B$  adathalmazok közötti „strukturális távolság” valamely  $d(A,B)$  mérőszáma teljesítse a Minkowski-metrika követelményeit, vagyis
  - teljesüljön a  $d(A,B) = d(B,A)$  szimmetritási követelmény,
  - a  $d(A,B) = 0$  egyenlőség akkor és csak akkor állhat fenn, ha  $A = \alpha B$ , ahol  $\alpha > 0$  pozitív skalár, vagyis ha  $A$  és  $B$  bármely  $i$ -edik elemére fennáll, hogy

$$a_i = \alpha b_i \quad /1/$$

- az  $A$ ,  $B$  és  $C$  adathalmazokra vonatkozó  $d$  eltérésmutatókra teljesüljön a háromszög-egyenlőtlenség, vagyis

$$d(A,B) + d(B,C) \geq d(A,C); \quad /2/$$

<sup>3</sup> Ettől a követelménytől – a nem információelméleti jellegű mutatóknál – néhány esetben (például a GDP felhasználásának vizsgálatánál, külkereskedelmi deficit esetében) el kell tekinteni.



– *értelmezhetőségi követelmények*, vagyis az, hogy:

– az összehasonlításnak értelme legyen, vagyis a vizsgált adathalmazok közötti kapcsolat logikailag értelmezhető legyen;

– maga az alkalmazott mérőszám is logikailag és matematikailag az alkalmazók és a segítségével tájékoztatást nyerők számára (filozófiájában) értelmezhető és megmagyarázható legyen;

– mérőszámunk ne csak az eltérés mértékére mutasson rá, hanem következtetni lehessen annak összetevőire (például a részhalmazok közötti és a részhalmazokon belüli strukturális különbségekre) és a változások mögött meghúzódó tendenciákra is.

Úgy tűnik, hogy mindezen követelményeknek együttesen egyetlen mérőszám sem tehet eleget. Így kompromisszumokra kényszerülünk.<sup>4</sup>

*A struktúra-összehasonlítás vektorszemléletű megközelítése*

A struktúra-összehasonlítás további tárgyalásánál, noha általában szám  $n$ -eseket vizsgálunk, mindhárom vektordefinícióra támaszkodunk (az  $n$  – dimenziós tér egy pontja, irányított egyenes szakasz, vagy a koordináták értékeiből képzett szám  $n$ -es).

Induljunk ki a vektorok szám  $n$ -es felfogásából. Jelöljük a vizsgált adathalmaz értékeit az  $\mathbf{a} = [a_1, a_2, \dots, a_i, \dots, a_n]$  értékekkel.

Az összemérhető struktúra definíciójából következik, hogy

$$a_i = \mu x_i, \forall i, \quad /3/$$

ahol  $\mu$  a megfigyelt halmaz egészére érvényes mértékegység és  $x_i$  nem negatív szám.

Mivel a strukturális összehasonlításnál a halmazok elemei közötti arányokat, azok változásait vagy eltéréseit vizsgáljuk, az  $\mathbf{a}$  vektor és az  $\mathbf{x}$  vektor, sőt bármely pozitív  $\alpha$  skalárszámmal megszorított  $\mathbf{z} = \alpha \mathbf{x}$  vektor azonos struktúrájúnak (azonos irányúnak) tekinthető. Ez könnyen belátható, mert

$$\frac{z_i}{z_j} = \frac{x_i}{x_j}, \quad \forall i, j.$$

Így az  $\mathbf{x}' = \frac{1}{\|\mathbf{x}\|} \mathbf{x}$  és az  $\mathbf{x}'' = \frac{1}{\|\mathbf{x}\|} \mathbf{x}$  struktúrája megegyezik az eredeti  $\mathbf{x}$  vektoréval,

ahol:

$$\|\mathbf{x}\| = \sum_{i=1}^n |x_i| \quad /4/$$

az  $\mathbf{x}$  vektor  $p = 1$  normája (összegnormája, elemei abszolút értékeinek összege) és

$$\|\mathbf{x}\| = \sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2} \quad /5/$$

az  $\mathbf{x}$  vektor  $p = 2$  normája (euklidesi normája, az  $\mathbf{x}$  vektor hossza).

<sup>4</sup>Hadd utaljak itt a kartográfia alapproblémájára: nem szerkeszthetünk olyan térképet, amelyik együttesen biztosítaná a szögértartás, a távolságtartás és a területtartás követelményeit. E követelmények együttes teljesítésére csak a földgömb képes.

Általában az  $\mathbf{x}$  vektor  $p$  normája:

$$|\mathbf{x}|_p = \left( \sum_{i=1}^n |x_i|^p \right)^{\frac{1}{p}}. \quad /6/$$

A strukturális elemzés gyakorlatában a  $p = 1$ , illetve a  $p = 2$  normákkal találkozunk.

Jelölje a továbbiakban is  $|\mathbf{x}|$  az  $\mathbf{x}$  vektor  $p = 1$  normáját és  $\|\mathbf{x}\|$  pedig az  $\mathbf{x}$  vektor  $p = 2$  normáját és  $\mathbf{x}'$  az összegnormált (egységnyi elemösszegű),  $\mathbf{x}''$  pedig az euklidesi normával normált (egységnyi hosszúságú)  $\mathbf{x}$  vektort.

Vezessünk be az  $\mathbf{x}$  és  $\mathbf{y}$  vektorokkal jellemzett összemérhetően strukturált megfigyeléshalmazok közötti strukturális különbözőség mérésére két mennyiséget. Az egyik legyen

$$d' = |\mathbf{x}' - \mathbf{y}'| = \sum_{i=1}^n |x_i - y_i| \quad /7/$$

vagyis  $d'$  az összegnormált  $\mathbf{x}'$  és  $\mathbf{y}'$  vektorok közötti „city-block” távolság.

$$d'' = \|\mathbf{x}'' - \mathbf{y}''\| = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x''_i - y''_i)^2}, \quad /8/$$

vagyis az  $\mathbf{x}''$  és  $\mathbf{y}''$  egységnyi hosszúságú vektorok közötti euklidesi távolság.

A strukturális különbségek mérőszámai mellett (azokat időben megelőzve) jöttek létre a strukturális hasonlóság mutatószámai, nevezetesen

$$h' = \sum_{i=1}^n h'_i, \quad /9/$$

ahol

$$h'_i = \begin{cases} x'_i & |x'_i \leq y'_i \\ y'_i & |y'_i < x'_i \end{cases} \quad /10/$$

és

$$h'' = \frac{\mathbf{x}'' \cdot \mathbf{y}''}{\|\mathbf{x}''\| \cdot \|\mathbf{y}''\|} = \mathbf{x}'' * \mathbf{y}'' = \sum_{i=1}^n x''_i y''_i = \cos(\mathbf{x}, \mathbf{y}), \quad /11/$$

vagyis az  $\mathbf{x}$  és  $\mathbf{y}$  vektorok által bezárt szög koszinusza.

Az a felismerés, hogy a koszinusz strukturális közelséget fejez ki, egyáltalán nem idegen a „hagyományos” statisztikai gondolkodástól. Belátható ugyanis, hogy a lineáris kapcsolatok szorosságát kimutató korrelációs együttható is a megfigyelt két adathalmaznak (vektornak) a várható értékkel csökkentett értékeiből képzett vektorok közötti hajlásszög koszinusza. A  $d''$  mutató az adatok abszolút nagyságától (és természetesen az adathal

mazokra értelmezett mértékegységtől) független arányeltéréseket, vagyis a strukturális változásokat fejezi ki,  $\varphi$  pedig azt a  $0^\circ$  és  $90^\circ$  közötti – a strukturális eltérés mértékét jelző – hajlásszöget jelzi, ami nem negatív elemű struktúrák esetében mindig az  $n$  dimenziós koordináta-rendszer pozitív ortánsában jelentkezik. Így például a maximális strukturális (arány) eltérést képviselő  $[0, 1]$  és  $[1, 0]$  egységvektorok közötti hasonlóságot kifejező koszinusz értéke 0, a strukturális eltéréseket jellemző hajlásszög  $90^\circ$  és a  $d''$  távolságmutató értéke pedig a maximális  $\sqrt{2}$  értéket veszi fel.

Könnyen bizonyítható, hogy nem negatív elemű vektorokra

$$d' = 2 - 2h' \quad \text{és} \quad d'' = \sqrt{2 - 2h''} \quad /12/$$

vagyis

$$\begin{aligned} 0 \leq d' \leq 2 \quad \text{és} \quad 0 \leq d'' \leq \sqrt{2} \\ 0 \leq h' \leq 1 \quad \text{és} \quad 0 \leq h'' \leq 1. \end{aligned} \quad /13/$$

Mint már említettük, először a  $h''$  és  $h'$  mutatók alakultak ki.

*Koszov* (1963) az ágazati kapcsolatok mérlege lehetséges aggregációinak vizsgálatánál,  $h''$  segítségével választotta ki az egymáshoz leginkább hasonló kibocsátási és ráfordítási szerkezetű, tehát lényeges információvesztés nélkül aggregálható ágazatokat. *H. Linneman* (1966) a külkereskedelmi árucserlehetőségeinek vizsgálatára alkalmazta a  $h''$  mérőszámot. *Drechsler László* (1966) a matematikai háttér kifejtése nélkül vezette be a  $h'$  értéket.

A strukturális távolság  $d''$  mutatójának első alkalmazása *Frigyes Ervin – Simon Béláné* (1966) munkájában található. A szerzők egy másik lehetséges – és talán  $d''$ -nél szemléletesebb – struktúraeltérési mutatót is bemutatnak. Mégpedig a

$$\varphi(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \arccos(\mathbf{x}'' \mathbf{y}'') \quad /14/$$

mennyiséget, vagyis az  $\mathbf{x}$  és  $\mathbf{y}$  vektorok által bezárt hajlásszöget, amely nem negatív elemű vektorok esetében

$$0 \leq \varphi(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \leq 90^\circ. \quad /15/$$

#### *A struktúra-összehasonlítás információelméleti megközelítése*

A struktúra-összehasonlítás információelméleti megközelítését az *S. Kulback* (1959) által bevezetett információ-divergencia tette lehetővé. Az első közgazdasági alkalmazások *H. Theil* (1967) nevéhez fűződnek.

$$I(\mathbf{y} \parallel \mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n y_i \cdot \ln \left( \frac{y_i}{x_i} \right), \quad /16/$$

ahol  $I(\mathbf{y} \parallel \mathbf{x})$  a *Kulback* (1959) által definiált információ-divergencia, vagyis annak a köz-

vetlen híradásnak a természetes logaritmusokban<sup>5</sup> kifejezett információ tartalma, amiben arról értesülünk, hogy az  $x_i$  értékekre vonatkozó a priori valószínűségek rendre  $y_i$  a posteriori valószínűségekre változtak. Az információ-divergencia a strukturális eltérések vizsgálatának is kiváló eszköze, de nem tesz eleget a Minkowsky-metrika követelményeinek. Így általában

$$I(\mathbf{y} \parallel \mathbf{x}) \neq I(\mathbf{x} \parallel \mathbf{y}) . \quad /17/$$

Ugyancsak Kulback vezette be a szimmetrikus divergenciát, aminek definíciója:

$$I_{sym}(\mathbf{y} \parallel \mathbf{x}) = \frac{I(\mathbf{y} \parallel \mathbf{x}) + I(\mathbf{x} \parallel \mathbf{y})}{2} . \quad /18/$$

Mint említettem, az információelméleti mennyiségek és az azokon alapuló mutatók, noha csak igen speciális esetben tesznek eleget a szimmetritás követelményeinek és nem teljesül rájuk a háromszög-egyenlőtlenség „filozófiája”, elemzési lehetőségeik következtében (szorzati tényezőkre bonthatóságuk, valamint az, hogy – a szórásnégyzet felbonthatóságához hasonlóan – az aggregátumokon belüli divergenciák átlagának és az aggregátumok között jelentkező divergenciának összege azonos a teljes divergenciával) a strukturávizsgálatok igen hatékony eszközei.

Az információ-divergencia egyik legkedvezőbb tulajdonsága az, hogy csoportosított adatok esetén – a szórásnégyzet felbonthatóságához hasonlóan – az egész sokaságra számított információ-divergencia megegyezik a részsokaságok közötti információ-divergencia és a részsokaságokra számított információ-divergenciák átlagának összegével.

Tegyük fel, hogy  $n$  számú megfigyelésünk  $m$  számú csoportba sorolható, vagyis  $n = \sum_k^m n_k$ , ahol  $n_k$  a  $k$ -adik csoportba tartozó megfigyelések száma.

Az  $x$  és  $y$  megfigyelésekre tehát fennáll, hogy

$$x_k = \sum_{j=1}^{n_k} x_{jk}, \quad y_k = \sum_{j=1}^{n_k} y_{jk} , \quad /19/$$

és természetesen

$$\sum_{i=1}^n x_i = \sum_{k=1}^m x_k, \quad \text{és} \quad \sum_{i=1}^n y_i = \sum_{k=1}^m y_k . \quad /20/$$

Legyen

$$\xi_{j,k} = \frac{x_{j,k}}{x_k} \quad \text{és} \quad \omega_{j,k} = \frac{y_{j,k}}{y_k} . \quad /21/$$

<sup>5</sup> Az információelméleti mennyiségeket eredetileg kettes alapú logaritmusokban fejezték ki (BIT). Mivel a különböző alapon számított logaritmusok csak egy konstans szorzóval különböznek egymástól, a természetes logaritmus is alkalmazható az információ mértékegységeként (NIT) .

Így a  $k$ -adik csoporton belül számítható információ-divergencia a következő formulával mérhető:

$$I_k(\xi \parallel \eta) = \sum_{j=k_1}^{n_k} \xi_{jk} \ln \left( \frac{\xi_{jk}}{\omega_{jk}} \right). \quad /22/$$

A csoportok közötti információ-divergencia

$$I(x_k \parallel y_k) = \sum_{k=1}^m x_k \ln \left( \frac{x_k}{y_k} \right), \quad /23/$$

a sokaság teljes információ divergenciájára pedig (lásd Theil már idézett művét) fennáll, hogy

$$I(x \parallel y) = \sum_{k=1}^m x_k \ln \left( \frac{x_k}{y_k} \right) + \sum_{k=1}^m x_k I_k(\xi \parallel \omega) = I(x_k \parallel y_k) + E(I_k(\xi \parallel \omega)). \quad /24/$$

Így a teljes sokaságra jellemző információ-divergencia két összetevőre, a részsokaságok közötti  $I(x_k \parallel y_k)$  információ-divergenciákra és az  $E(I_k(\xi \parallel \omega))$  értékre, a részsokaságokon belüli információ-divergenciák átlagára bontható.

Az információ-divergencia szempontjából mind *H. Theil* (1967) mind *Aczél–Daróczy* (1975) centrális szerepet tulajdonít a (kétparaméteres) logaritmikusan normális eloszlásnak.<sup>6</sup>

*H. Theil* (1967) mutatott rá, hogy  $y$  lognormális eloszlása esetében

$$I(f \parallel k) = I(k \parallel f) = \frac{\sigma^2}{2} = \ln(v^2(y) + 1), \quad /25/$$

ahol  $\sigma^2$  a lognormális eloszlás paramétere,  $f = f(y)$  a lognormális eloszlású  $y$  változó sűrűség-függvényének értéke,  $v^2(y)$  az  $y$  változó variációs együtthatóját (relatív szórásnégyzetét) jelöli,  $k(y)$  pedig e változó  $K(y)$  első momentumeloszlás-függvényének sűrűség-függvény értéke.

A momentumeloszlás fogalmát *J. Aitchison* és *J. A. C. Brown* (1957) vezette be. Tanulmányunkban csak az első momentumeloszlásra térünk ki, amit a következőképpen definiálunk:

$$K(y) = \frac{1}{E(y)} \int_0^y t dF(t) dt, \quad /26/$$

ahol  $K(y)$  az  $F(y)$  eloszlásfüggvény-értékhez tartozó első momentum-eloszlásfüggvény érték. Így például a jövedelmek eloszlása esetében  $F(y)$  az  $y$ -nál kisebb jövedelműek előfordulási

<sup>6</sup> Kétparaméteres lognormális (logaritmikusan normális) eloszlású az a valószínűségi változó, amely értékeinek logaritmusai normális eloszlásúak.

valószínűsége (aránya),  $K(y)$  azt jelzi, hogy ezekhez a jövedelemtulajdonosokhoz az összes jövedelmek milyen hányada tartozhat,  $t$  pedig integrálási változó.

A kétparaméteres lognormális eloszlásra vonatkozó összefüggések és az ennek az eloszlásfüggvénynek az egyszerű számítási lehetőségei alapján a lognormális eloszlás laboratóriumi lehetőséget nyújt az aggregáció egyik torzító – információcsökkentő – hatásának számszerű illusztrálására.

#### *Struktúra-összehasonlítás és koncentráció*

A következőkben az ipari koncentráció legismertebb mérőszámának a *Hirschman–Herfindahl*-indexnek ( $C^2$ -index) részletesebb vizsgálatára szorítokozom.

A Hirschman–Herfindahl-index a kétféle vektornorma (összeg- és euklidesi) norma együttes alkalmazásának jellegzetes példája. A  $C^2$ -index számításánál egy értelmezhető elemösszegű sokaság (például az ipari termelés, vagy a foglalkoztatottak száma) elemei relatív gyakoriságainak négyzetösszegével jellemzik az adott sokaság koncentrációját. Belátható, hogy a  $C^2$  index a koncentráció két aspektusát is kifejezi, az elemszámot (minél kevesebb iparvállalat vesz részt a termelésben, annál koncentráltabb az ipar), és azt, hogy a termelés hogyan összpontosul a legnagyobb termelőnél. A  $C^2$  indexre érvényes, hogy maximális értéke 1, amikor (előbbi példánknál maradva) egyetlen termelő kezében összpontosul az ipari tevékenység. Minimális értéke pedig  $1/n$ , amikor az  $n$  számú termelő egyenlő mértékben részesedik az ipari termelésben. Minél nagyobb  $n$ , annál kevésbé koncentrált a termelés. Ez az alkalmasint heurisztikus módon keletkezett mérőszám statisztikailag is megalapozottnak tekinthető, amit a relatív szórásnégyzettel való kapcsolata mutat:

$$C^2 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\left(\sum_{i=1}^n x_i\right)^2} = \frac{nE(x^2)}{n^2 E^2(x)} = \frac{D^2(x) + E^2(x)}{nE^2(x)} = \frac{v^2(x) + 1}{n}, \quad /27/$$

ahol  $v^2(x)$  az  $x$  változó relatív szórásnégyzete.

Vegyük a  $C^2$  index helyett a  $C$ -t, annak (sokkal érzékenyebb, a 0,1 intervallumot jobban kitöltő) négyzetgyökét. Jelölje például az  $\mathbf{x} = [x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n]$  vektor az  $n$  számú iparvállalat termelési értékeit, és  $\mathbf{x}'$  a relatív gyakoriságok vektorát. Ekkor

$$C = \|\mathbf{x}'\|, \quad /28/$$

vagyis a  $p=1$  normált  $\mathbf{x}'$  vektor euklidesi normája, vagyis a  $C$  index a  $p=1$  és a  $p=2$  vektornormák szimultán használatán alapul.

Vezessük be a teljes koncentrálatlanságot jellemző  $n$  elemű  $\mathbf{u}$  vektort, amikor e vektor minden eleme  $1/n$ . Tehát  $\mathbf{u}$  a teljesen koncentrálatlan sokaság relatív gyakoriságait jelképezi. Tekintve, hogy

$$\|\mathbf{x}'\| = C, \quad \mathbf{u} * \mathbf{x}' = \frac{1}{n} \quad \text{és} \quad \|\mathbf{u}\| = \frac{1}{\sqrt{n}},$$

vagyis

$$\cos(\mathbf{u}, \mathbf{x}) = \frac{\frac{1}{n}}{\frac{C}{\sqrt{n}}} = \frac{1}{C\sqrt{n}},$$

így

$$C = \frac{1}{\cos(\mathbf{u}, \mathbf{x})\sqrt{n}}, \quad /29/$$

azaz a  $C$ -vel jelzett koncentráció mértéke – szemléletünkkel megegyező módon – két tényezővel van fordított arányban: a résztvevő gazdasági szereplők számával, valamint a tényleges megoszlás és a teljesen koncentrálatlan megoszlás közötti strukturális hasonlósággal.

#### *Struktúra-összehasonlítás – jövedelemegyenlőtlenség – az oksági elemzés újraértelmezése*

A magyar egyenlőtlenségi mutató (Hungarian Inequality Measure –HIM) mutató(i)t az oksági elemzés, pontosabban a szorzati összefüggések logaritmikus felbontásának) igénye hozta létre. A KSH 1959. évi (a munkások és alkalmazottak háztartásaira vonatkozó) jövedelmi rétegződési felvételéről készült részletes kiadvány erre kiváló elemzési lehetőségeket nyújtott.<sup>7</sup> Így lehetővé vált az egy főre jutó jövedelemnek (és összehasonlítási viszonyszámainak) a következő szorzati tényezőkre való felbontása:

$$y = \alpha\beta_1\beta_2\gamma_1\gamma_2, \quad /30/$$

és

$$\alpha = \frac{m}{k}, \quad \beta_1 = \frac{k}{p}, \quad \beta_2 = \frac{p}{n}, \quad \gamma_1 = \frac{m+s}{m}, \quad \gamma_2 = \frac{J}{m+s}, \quad /31/$$

ahol:

- $J$  – az összes jövedelem,
- $n$  – a háztartás tagjainak száma,
- $y$  – az egy főre jutó jövedelem ( $J/n$ ),
- $m$  – a munkabér,
- $k$  – a keresők száma,
- $p$  – a háztartás(ok) potenciálisan munkaerőnek számító tagjainak száma,
- $s$  – pedig a juttatási jövedelmeket (nyugdíj, ösztöndíj, családi pótlék segély) összege.

Ez a szorzati azonosság minden háztartás egy főre jutó jövedelmére és a tetszőleges ismérvek szerint csoportosított háztartások átlagos egy főre jutó jövedelmére és összehasonlítási viszonyszámaikra is érvényes.

<sup>7</sup> *A munkás- és az alkalmazotti háztartások jövedelem szerinti rétegződése, 1959.* (1961) In: Központi Statisztikai Hivatal jelentései, Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.

*Frigyes Ervin* (1964) e szorzati felbontás alapján (a logaritmusok arányában) vizsgálta a munkás és az alkalmazotti, az egy-három és négy-, illetve többtagú, a budapesti és vidéki háztartások egy főre jutó jövedelmére számított összehasonlítási viszonyszámait. Olyan mutatóra volt szüksége, amelyik a fenti tényezők hatását a jövedelemegyelőtlenség egészére mutatja ki. Így kísérletezett az átlag feletti és az átlag alatti jövedelmek átlagának hányadosával. Mivel az átlagos egy főre jutó jövedelem ekkor 828 forint volt, közelítésként a 800 forintnál nagyobb és az annál kisebb egy főre jutó jövedelmű háztartások egy főre jutó jövedelmének hányadosára számította a fenti szorzati tényezők hatásintenzitását. Ez tekinthető a későbbi HIM első, (akkor még heurisztikus) alkalmazásának. Matematikai megalapozására később (*Frigyes*; 1965, *Éltető-Frigyes*; 1966, 1968, 1970) került sor.

A HIM voltaképpen három mutatószám együttese:

$$U = \frac{Y}{y_1}, \quad W = \frac{y_2}{Y} \quad \text{és} \quad V = \frac{y_2}{y_1},$$

ahol:

$Y$  – az átlagos egy főre jutó jövedelmet,

$y_1$  – az átlagosnál kisebb jövedelműek átlagos egy főre jutó jövedelmét,

$y_2$  – pedig az átlagos vagy annál nagyobb egy főre jutó jövedelműek átlagát jelöli.

A három mutatóra fennáll, hogy

$$V = U \cdot W.$$

Míg az  $U$  deprivációs jellegű mutató az átlagosnál kisebb egy főre jutó jövedelműek egyenlőtlenségét, az átlagtól való elmaradásukat mutatja,  $W$  az átlagosnál magasabb jövedelműek privilegizáltságának mértékét jelzi, a  $V$  mutató pedig a jövedelmi rétegződés Janus-arcát, a depriváltság és a privilegizáltság kombinációját fejezi ki.

Jelölje  $F(m)$  az átlagosnál kisebb egy főre jutó jövedelmű népesség részesedését,  $K(m)$  pedig a háztartások jövedelemrészesedését. Ekkor azonnal kapható a /32/ összefüggés:

$$U = \frac{F(Y)}{K(Y)} \quad \text{és} \quad W = \frac{1-K(Y)}{1-F(Y)}. \quad /32/$$

Az átlaghányados-mutatók kedvező fogadtatását elősegítette, hogy 1959-ben a munkások és alkalmazottak személyi jövedelemeloszlása jól közelíthető volt a kétparaméteres lognormális eloszlással. Ennél az eloszlásfüggvényénél pedig

$$F(Y) = N\left(\frac{\sigma}{2}\right) \quad \text{és} \quad K(Y) = 1 - N\left(\frac{\sigma}{2}\right), \quad /33/$$

ahol:

$N$  – a standard 0 várható értékű, 1 szórású normális eloszlásfüggvényt jelöli,

$\sigma$  – a logaritmusok szórása, így 1959-ben – sajátos módon – érvényesült az  $U \cong W$  nagyságrendi reláció.



A HIM alkalmazásának jelentős előnye volt, hogy érvényes volt rá az /31/ egyenlőség és így alkalmas volt az oksági elemzésre, azaz a /30/ egyenlőség az átlaghányados-mutatókra is felírható volt, így például:

$$V(y) = V(\alpha) \cdot V(\beta_1) \cdot V(\beta_2) \cdot V(\gamma_1) \cdot V(\gamma_2) ,$$

ahol:

$V(\alpha)$  – az átlagkeresetek eltéréséből,

$V(\beta_1)$  – a munkaerőforrások eltérő részarányából,

$V(\beta_2)$  – a rendelkezésre álló munkaerőforrások eltérő hasznosításából következő egyenlőtlenéget jellemezte,

$V(\gamma_1)$  – azt mutatja, hogy a szociális jövedelmeknek a munkabérekhez viszonyított arányában jelentkező eltérések milyen mértékben ellensúlyozták az előző három tényező által kiváltott egyenlőtlenéget,

$V(\gamma_2)$  – az összes jövedelem a munkabérek és szociális jövedelmek összegéhez viszonyított arányának az egyenlőtlenégre gyakorolt (1959-ben még egyértelműen mérséklő) hatását képviselte.

A magyar társadalom mai, jóval bonyolultabb szerkezetére és jövedelmi viszonyaira a fentiekben ismertetett szorzati azonosság aligha jellemző. Egyes részsokaságokra (talán továbbra is) képezhetők hasonló szorzati azonosságok. E lehetőség vizsgálata azonban nem tartozik ennek az írásnak a keretébe.

A következőkben az  $U$  mutató egy lehetséges általánosítását kívánjuk bemutatni.

Legyen

$$u_i = \frac{Y}{y_i} , \quad /34/$$

ahol  $y_i$  az  $i$ -edik háztartás vagy a háztartások valamely ismérv szerint rendezett csoportjának, (átlagos) egy főre jutó jövedelme,  $i = 1, \dots, n$ , és  $n$  a háztartások, vagy a háztartások lehetséges csoportjainak száma,  $Y$  pedig az egész sokaság átlagos egy főre jutó jövedelme. Az  $u_i$  tehát az  $i$ -edik megfigyelt egységre vonatkozó deprivációs jellemző mutató, aminek 1-nél nagyobb értéke deprivációra, 1-nél kisebb értéke pedig privilegizált helyzetre utal.

A korábbiakhoz hasonlóan belátható, hogy

$$u_i = \frac{f_i}{k_i} , \quad /35/$$

ahol:

$f_i$  – az  $i$ -edik megfigyelési egység népességrészesedése,

$k_i$  – a jövedelemrészesedés,

és természetesen  $\sum_{i=1}^n f_i = \sum_{i=1}^n k_i = 1$ .

Tekintsük az egész sokaságra jellemzőnek  $Z$ -t, az egyes  $u_i$  értékekre vonatkozó megfigyelések népességrészesedésekkel súlyozott geometriai átlagát.<sup>8</sup>

$$Z = G_{(f)}(u) = \prod_{i=1}^n u_i^{f_i}, \quad /36/$$

tehát

$$\ln(Z) = \sum_{i=1}^n f_i \ln\left(\frac{f_i}{k_i}\right) = I(f||k), \quad /37/$$

Vagyis  $\ln(Z)$  annak a közvetett híradásnak az információtartalmát fejezi ki, ami a jövedelemrészesedésekre vonatkozó a priori információt a népességrészesedésekre vonatkozó a posteriori információra változtatja.

Természetesen felmerülhet az a kifogás, hogy a népesség-részesedéseket inkább lehet a priori valószínűségeknek tekinteni. Abban az esetben azonban a jövedelemrészesedések lennének a súlyok.  $I(k||f)$  számításával a  $W$  mutató egyedi értékei  $k_i$  súlyozású geometriai átlagának logaritmusát adná. Így tehát a kétféle irányban értelmezett információ-divergencia közötti választásnál kompromisszumra volt szükség az a priori információ szokásos értelmezése és a súlyozás praktikus szempontja között. Az utóbbi győzött.

A  $Z$  mutató, vagyis az  $U$  mutató általánosított formulája, illetve  $I(f||k)$  alkalmas az  $U$  mutatóra érvényes szorzati felbontásra, és csoportosított adatok esetében – a szórásnégyzethez hasonlóan – megadható a csoportokon belüli információ-divergenciák átlaga és a csoportok közötti információ-divergenciák összegeként. Ez pedig további elemzési lehetőségekre nyújt módot.

Az információelméleti mérőszámokra – így a /37/ mutatóra is – a HIM mutatóihoz hasonlóan érvényes az /31/ szorzati azonosság.

Legyen  $y_i = \alpha_i \beta_i \gamma_i \forall i$ , és jelölje  $M$  az átlag képzésének műveletét. Ekkor ebben az esetben

$$M(y) = M(\alpha) M(\beta) M(\gamma).$$

Vezessük be a

$$G_f(z(\alpha)), G_f(z(\beta)) \text{ és } G_f(z(\gamma))$$

mennyiségeket, ahol például  $G_f(z(\alpha))$  az  $\alpha_i/M(\alpha) = z(\alpha_i)$  értékek  $f_i$  súlyozású geometriai átlaga.

<sup>8</sup> Itt ismét egy másik érdekes találkozás egy közismert mutatószámmal: Atkinson (1970) vezette be az

$$I_\varepsilon = \left[ \sum_{i=1}^n f_i \left( \frac{y_i}{Y} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$
 egyenlőtlenségi mutatót, ahol  $\varepsilon$  a társadalomnak az egyenlőtlenség iránti érzékenységét fejezi ki. Az

$I_\varepsilon$  mutató határértéke éppen az itt bevezetett  $Z$ , azaz  $Z = \lim_{\varepsilon \rightarrow 1} I_\varepsilon$ .

Belátható, hogy

$$\ln\{G_f(z(\alpha))\} + \ln\{G_f(z(\beta))\} + \ln\{G_f(z(\gamma))\} = I(f|k), \quad /38/$$

azaz a HIM mutató(i)hoz hasonlóan végrehajtható a szorzati tényezők logaritmusai alapján az oksági elemzés, vagyis az egyes szorzati tényezők egyenlőtlenségének a teljes egyenlőtlenséghez való hozzájárulása.

Az  $I(f|k)$  információ-divergencia azonban további elemzési lehetőségeket is nyújt. Lehetőség nyílik (lásd /24/) a népesség csoportjai közötti és a csoportokon belüli egyenlőtlenségek elkülönítésére. Így például a családnagyság, a gyermekek száma, a lakóhely jellege, a társadalmi csoportok stb. közötti és az ezen csoportokon belüli átlagos egyenlőtlenség elkülönítésére.

/25/ alapján belátható, hogy mivel kétparaméteres lognormális eloszlás esetén  $\sigma^2 = \ln(v^2(y) + 1)$  (Aitchison–Brown; 1957), ezért

$$z = \sqrt{v^2(y) + 1}, \quad /39/$$

ahol  $v^2(y)$  az egy főre jutó jövedelem relatív szórásnégyzete.<sup>9</sup>

Nem célom, hogy a HIM mutató(i) helyett az információelméleti mérőszámok bevezetését javasoljam. Megfontolandó azonban, hogy a HIM első alkalmazásai az 1960-as évek számítástechnikai lehetőségeihez kötődtek, és abban az időben az információ-divergenciát még nem ismerhettük. Jelenleg azonban bármelyik személyi számítógépen – például egy elektronikus feladatlap (spreadsheet) segítségével gyorsan és könnyen végrehajthatók a szükséges számítások.

## A MUTATÓK ALKALMAZÁSA

A példák bemutatásának nem az a célja, hogy konkrét elemzések eredményeit nyújtsam. Célom bemutatni, hogy a strukturális összehasonlítás mutatói segítséget adnak ahhoz, hogy:

- a ma már mindenki számára hozzáférhető számítástechnika segítségével gyorsan tájékozódjunk a nagy adathalmazok alapvető összefüggései felől;
- a statisztikai elemzés más eszközeit a struktúra-összehasonlítás mutatóival kombinálva képet alkossunk az alapvető összefüggésekről;
- elemző munkánkat racionalizálhassuk.

A továbbiakban három példa segítségével mutatom be a struktúra-összehasonlítás mutatóinak speciális alkalmazási lehetőségeit: 1. az Egyesült Államok bruttó hazai terméke felhasználása hosszú idősorainak (1929–1999) vizsgálata; 2. a nemzetközi fegyverszállítások vizsgálata; 3. az Egyesült Államok személyijövedelem-eloszlása egyenlőtlenségének vizsgálata. Nyilvánvaló, hogy e témák mindegyike hosszú elemző tanulmányt érdemelne. Célunk azonban nem maga az elemzés, hanem az elemzési lehetőségek bemutatása. A Gazdasági Elemző Hivatal (Bureau of Economic Analysis – BEA) által köz

<sup>9</sup> Felhívjuk a figyelmet arra, hogy az egyenlőtlenségi mutatót  $V$ -vel, a relatív szórást  $v$ -vel jelöljük. Ez talán némi nehézséget okoz, de mindkét fogalom jelölésére a szakirodalom ugyanazt a betűt használja, amittől lehetőleg nem szeretünk volna eltérni.

kinccsé tett idősor, folyó árakon, 70 évre, az 1929-től 1999-ig terjedő időszakra mutatja be a GDP felhasználásának főbb összetevőit.

A BEA által közzétett adatok a GDP-felhasználását 12 tétel szerint csoportosították.<sup>10</sup> Az imponzans idősor áttekintése már önmagában is jelentős feladat. A következőkben azt mutatom be, hogy a nagy adatmennyiségre is könnyen számítható mutatók alkalmasak arra, hogy figyelmünket a legfontosabb összefüggések és a gazdasági változások legjelentősebb időpontjaira irányítsák.

A teljes 70-éves időszak kezdő és végpontja között viszonylag kis mértékű strukturális eltérés jelentkezik, amit az alábbi mutatók jellemeznek.

A strukturális hasonlóság mutatói:

|                                    |         |
|------------------------------------|---------|
| $h_1(1929, 1999)$                  | 0,74819 |
| $h_2(1929, 1999)=\cos(1929, 1929)$ | 0,90448 |

A strukturális eltérés mutatói:

|                    |        |
|--------------------|--------|
| $d'(1929, 1999)$   | 0,5036 |
| $d''(1929, 1999)$  | 0,4371 |
| $\phi(1929, 1999)$ | 25,25° |

Ha azonban az egyes, közbeeső évek eredményeit is szemügyre vesszük, meglepő eredménynek tűnik, hogy például a háborús csúcstermelés beindításakor, 1942-ben és a második világháborút követő 1946-os évben nagyobb strukturális eltérés jelentkezik az előző évhez képest, mint az 1929 és 1999 közötti hetven év egészére. Ezért az 1. táblában bemutatjuk azoknak az éveknak az adatait, ahol az előző évhez képest a legintenzívebb strukturális változások következtek be.

1. tábla

| <i>A legintenzívebb strukturális változások évei az Egyesült Államok GDP-felhasználásában</i> |      |        |                                    |      |        |
|---|------|--------|------------------------------------|------|--------|
| Az évi struktúra-változás rangsora  | Év   | $d''$  | Az évi struktúra-változás rangsora | Év   | $d''$  |
| 1   | 1946 | 0,5291 | 2                                  | 1942 | 0,4483 |
| 3   | 1941 | 0,2130 | 4                                  | 1943 | 0,1911 |
| 5   | 1951 | 0,1318 | 6                                  | 1947 | 0,1275 |
| 7   | 1945 | 0,1238 | 8                                  | 1950 | 0,0980 |
| 9   | 1934 | 0,0900 | 10                                 | 1938 | 0,0887 |
| 11  | 1952 | 0,0859 | 12                                 | 1949 | 0,0846 |
| 13  | 1932 | 0,0783 | 14                                 | 1948 | 0,0756 |

*Forrás:* US Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis honlapja (<http://www.bea.doc.gov/beahome.html>).

Ennek az írásnak nem célja, hogy nyomon kövesse azokat a gazdaságtörténeti (és világpolitikai) változásokat, amelyek bizonyos években a strukturális változások gyorsulá

<sup>10</sup> Tartós javak személyes fogyasztása, Nem tartós javak személyes fogyasztása, Szolgáltatások személyes fogyasztása, Nem lakás célú privát építkezés, Berendezések és szoftverek beruházása, Magánlakás-építkezés, Készletváltozás a magánszektorban, Nettó áruexport, Szolgáltatások nettó exportja, Szövetségi védelmi kiadások, Nem védelmi célú szövetségi kiadások, Az államok és helyi igazgatási szervek kiadásai.

sához vezettek. Kiténik azonban, hogy a strukturális elemzés mutatói hatékony (és gyors) eszközei lehetnek a adatbányászatnak (data mining), vagyis annak, hogy a ma hozzáférhető nagy adathalmazok kritikus pontjaira irányítsák a figyelmet.

Hasonló célokra való felhasználási lehetőséget illusztrál a következő számítás is, amelyenél a strukturális változás mérésének és a korrelációs számításnak a kombinációjára került sor.

Nyilvánvaló, hogy a GDP felhasználásának változása összefügghet egyrészt változásának (növekedésének vagy csökkenésének) a mértékével, de legfőképpen az egyes felhasználási területek relatív gyakoriságának változásával. Itt azonban a relatív változások abszolút mértéke az irányadó, vagyis, ha valamelyik felhasználási terület relatív gyakorisága 0,6-ról 0,7-re nő, vagy 0,5-re csökken, akkor a változás mértéke egyaránt 0,1. És ugyanez vonatkozik a teljes GDP százalékos változására is.

Meglepőnek tűnt a GDP növekedése (vagy csökkenése) és a strukturális változás mértéke közötti ugyancsak gyenge korreláció. Meggyőzően hatott viszont a védelmi kiadások és a személyes fogyasztás tételei terén jelentkező erős lineáris összefüggés.

*A strukturális változások mértéke  
és az egyes tényezők arányváltozása közötti korreláció*

| Felhasználási irány                             | Korrelációs együttható* |
|---|-------------------------|
| Tartós javak személyes fogyasztása              | 0,86583                 |
| Nem tartós javak személyes fogyasztása          | 0,81411                 |
| Szolgáltatások személyes fogyasztása            | 0,54726                 |
| Nem lakás célú privát építkezés                 | 0,61168                 |
| Berendezések és szoftverek beruházása           | 0,61876                 |
| Magánlakás-építkezés                            | 0,69591                 |
| Készletváltozás a magánszektorban               | 0,55112                 |
| Nettó áruexport                                 | 0,48605                 |
| Szolgáltatások nettó exportja                   | 0,79547                 |
| Szövetségi védelmi kiadások                     | 0,96788                 |
| Nem védelmi célú szövetségi kiadások            | 0,46902                 |
| Az államok és helyi igazgatási szervek kiadásai | 0,52450                 |
| A GDP százalékos változása.                     | 0,33244                 |

\* A relatív gyakoriságok változása és a  $d''$ -vel mért strukturális változások közötti korreláció.

A folyó áras adatokkal végzett számítások eredményei azt mutatják, hogy az 1929 és 1999 közötti időszakot átfogó strukturális változás kisebb, mint például az 1945-től 1946-ig tartó időszakban tapasztalható, amikor is a háborús erőfeszítések után a békegazdaság igényeinek kielégítésére került sor. Ezek az adatok az Egyesült Államok GDP felhasználási szerkezetének viszonylagos stabilitását jelzik. A legnagyobb strukturális eltérések éveinek rangsorolása pedig rámutat részint arra a sokkra, amelyek a nagy világválság idején érte az Egyesült Államokat, másrészt arra a rugalmasságra, ami a háborús erőfeszítések növelése és a békegazdaságra történő áttérés terén megnyilvánult. Az, hogy az ötvenes években kiéleledő hidegháború után a strukturális változások mértéke lelassult, azt jelzi, hogy a védelmi kiadások magas szintje immár az Egyesült Államok gazdaságának

állandó jellemzője lett, és ebben jelentős ingadozások már nem következtek be. Ugyanakkor a védelmi kiadások részarányának változásai továbbra is a GDP felhasználási struktúrája változásainak legfontosabb tényezője maradt. Ezt mutatja a védelmi kiadások arányváltozása és a struktúraeltérés mértéke közötti rendkívül magas (0,96788) korrelációs együttható is.

Következő példánkban a strukturális elemzés módszereinek azt a drámai változást kívánjuk bemutatni, ami a szovjet blokk felbomlása és a két világrendszer éles konfrontációjának megszűnése után a fegyverek és hadianyagok nemzetközi forgalmában végbement.

2. tábla

*Nemzetközi fegyverszállítások (export és katonai segély)*  
(millió dollár)

| Ország              | 1990-ben             |                    |               | 1993-ban             |                    |               |
|---------------------|----------------------|--------------------|---------------|----------------------|--------------------|---------------|
|                     | a fejlett országokba | a harmadik világba | összesen      | a fejlett országokba | a harmadik világba | összesen      |
| Egyesült Államok    | 4 867                | 16 139             | 21 006        | 7 418                | 14 835             | 22 253        |
| Oroszország         | 834                  | 12 287             | 13 121        | 1 000                | 1 800              | 2 800         |
| Franciaország       | 460                  | 3 321              | 3 781         | 900                  | 200                | 1 100         |
| Egyesült Királyság  | 896                  | 1 439              | 2 335         | 500                  | 1 800              | 2 300         |
| Kína                | 12                   | 2 546              | 2 558         | 100                  | 300                | 400           |
| Németország         | 1 225                | 443                | 1 668         | 200                  | 600                | 800           |
| Olaszország         | 224                  | 221                | 445           | 100                  | 0                  | 100           |
| Európa más országai | 563                  | 1 439              | 2 002         | 400                  | 200                | 600           |
| Egyéb országok      | 788                  | 1 992              | 2 780         | 800                  | 700                | 1 500         |
| <i>Összesen</i>     | <i>9 869</i>         | <i>39 827</i>      | <i>49 696</i> | <i>11 418</i>        | <i>20 435</i>      | <i>31 853</i> |

*Forrás:* Stockholm International Peace Research Institute honlapja (<http://www.sipri.se/projects/armstrade/atproj.html>)

A 2. tábla adatai bonyolult folyamatokat tükröznek. Az Egyesült Államok katonai hatalmának növekedését és magas szinten való állandósulását mutatják a fegyverzet nemzetközi transzferének (export + segélyszállítmányok) változása is. Ezt egy rövid, de a Szovjetunió és a Varsói Szerződés felbomlásának hatásait tükröző időszakra, 1990-től 1993-ig mutatjuk be. E folyamat legfőbb jellemzői:

- a fegyverzet nemzetközi forgalma a hidegháborús szembenállás megszűnése nyomán jelentős mértékben csökkent;
- a nagy fegyverszállítók/csoportok közül egyedül az Egyesült Államok volt képes szállításainak minimális mértékű növelésére;
- minden szállítónál csökkent a harmadik világba irányuló fegyverszállítás, aminek több oka is van:

1. a harmadik világban néhány esettől eltekintve (India – Pakisztán, Etiópia – Eritrea, Irak, Szudán és szomszédjaik) viszonylag ritka az államok közötti háborúhoz vezető konfliktus;

2. a kétségtől fennmaradó, vagy élesedő etnikai konfliktusok már nem öltöttek világnézeti álcát és nem váltják ki szembenálló nagyhatalmak beavatkozását a „képviselési demokrácia” vagy a „társadalmi haladás” érdekében;

3. az Oroszországban végbemenő változások megszüntették a Szovjetunió korábbi fő – a fegyvertranszferet serkentő – exportcikkének a „világforradalomnak” mind a kínálatát, mind a kelendőségét is;

4. meg kell jegyezni, hogy önmagában ez a tendencia nem érintette érzékenyen Oroszország gazdaságát, mert a harmadik világba irányuló fegyverszállítás csak igen kis mértékben járt gazdasági haszonnal, eredménye legfeljebb a politikai befolyásban és a fegyvereket fogadó országok kétes, de mindenképpen tisztavirág életű hálójában nyilvánult meg;

5. bár az Egyesült Államoknak is csökkent a harmadik világba irányuló fegyverszállítása, ennek mégis jelentős súlya maradt;

6. érdekes, és az orosz katonai–gazdasági komplexum fejlettségének és erejének megmaradására figyelmeztető körülmény a fejlett világba irányuló katonai szállítások minimális növekedése.<sup>11</sup>

3. tábla

*A fegyverszállítások strukturális összehasonlításának mutatói*

| Mutató                            | A fejlett országokba | A harmadik világba | A teljes fegyverexport |
|-----------------------------------|----------------------|--------------------|------------------------|
|                                   | irányuló szállítás   |                    |                        |
| A strukturális hasonlóság mutatói |                      |                    |                        |
| $h'(1990-1993)$                   | 0,8007               | 0,6091             | 0,6989                 |
| $h''(1990-1993)$                  | 0,9683               | 0,8480             | 0,9001                 |
| A strukturális eltérés mutatói    |                      |                    |                        |
| $d'(1990-1993)$                   | 0,3987               | 0,7818             | 0,6023                 |
| $d''(1990-1993)$                  | 0,2519               | 0,5514             | 0,4471                 |
| $\varphi(1990-1993)$              | 14,47°               | 32,01°             | 25,83°                 |
| $I(1990  1993)$                   | 0,1401               | 0,3515             | 0,2074                 |

Bár a tábla erősen aggregált, kizárólag az elemzési lehetőségek illusztrálására vizsgáljuk meg az információ-divergencia segítségével, hogy milyen strukturális változás következett be az exportáló országok három csoportjának fegyverexportjában.

4. tábla

*Csoportokon belüli és csoportok közötti strukturális eltérés*

| Megnevezés  | Fejlett országokba | A harmadik világba | Együtt       |
|---|--------------------|--------------------|--------------|
|   | exportálók         |                    |              |
| Csoportokon belüli információ-divergencia         |                    |                    |              |
| Oroszország és Kína csoportjában                  | 0,095225           | 0,003056           | 0,005712     |
| A nagy nyugati szállítók csoportjában             | 0,041406           | 0,132554           | 0,051413     |
| A világ többi részében                            | 0,245649           | 0,374481           | 0,036995     |
| Csoportokon belüli átlagos információ-divergencia | 0,073422           | 0,137005           | 0,045464     |
| Csoportok közötti információ-divergencia          | 0,066681           | 0,214534           | 0,161919     |
| Együtt (a teljes információ-divergencia)          | 0,140103           | 0,351538           | 0,207383     |
| Százalék  |                    |                    |              |
| Csoportokon belüli átlagos információ-divergencia | 52,4               | 39,0               | 21,9         |
| Csoportok közötti információ-divergencia          | 47,6               | 61,0               | 78,1         |
| <i>Együtt (a teljes információ-divergencia)</i>   | <i>100,0</i>       | <i>100,0</i>       | <i>100,0</i> |

<sup>11</sup> A további elemzésekre itt nincs hely, de a szerző feltett szándéka, hogy a világháló által nyújtott felbecsülhetetlen adathalmazra támaszkodva hosszabb időszakot átfogó tanulmányt készítsen a gazdasági és katonai erő, a fegyverzet nemzetközi forgalma és a védelmi kiadások nemzetközi összefüggéseiről. Ehelyett csak a strukturális változások számszerű elemzésére szorítkozunk.

Mivel a fegyverexport változásában két tendencia (a fegyverexport globális csökkenése, illetve a fejlett országokba irányuló fegyverexport minimális emelkedése és a szállítók összetételének szignifikáns változása) is jelentkezik, kísérjük meg e két hatás elkülönítését.

Ezt a fejlett országok irányába jelentkező exportra mutatjuk be, ahol a  $p=1$  vektor-norma alapján a következő alapelvekből indulunk ki.

1. A teljes változást kifejező  $\mathbf{d}$  vektor felbontható egy  $\mathbf{w}$  strukturális és egy  $\mathbf{u}$  inerciális komponensre.

2. Az inerciális komponens ( $\mathbf{u}$ ) iránya megegyezik a kiinduló időszak arányaival, elemeinek összege pedig azonos a teljes mennyiségi növekedéssel, vagyis

$$\mathbf{u} = (|\mathbf{x}_1| - |\mathbf{x}_0|) \mathbf{x}'_0. \quad /40/$$

3. A strukturális komponens iránya megegyezik az összegnormált vektorok között számított  $\mathbf{d}'$  különbségvektorral, tehát elemeinek összege zérus, és minden elemére fennáll:

$$\mathbf{w} = |\mathbf{x}_1|(\mathbf{x}'_1 - \mathbf{x}'_0). \quad /41/$$

Mivel  $\mathbf{u} + \mathbf{w} = \mathbf{d}$ , fennáll, hogy  $\mathbf{d} = \omega(\mathbf{u} \rightarrow \mathbf{d}) + \omega(\mathbf{w} \rightarrow \mathbf{d})$ , ahol  $\omega(\mathbf{x} \rightarrow \mathbf{y}) = \|\mathbf{x}\| \cos(\mathbf{x}, \mathbf{y})$  valamely  $\mathbf{x}$  vektornak az  $\mathbf{y}$  vektor irányába eső komponensének (ortogonális vetületének) abszolút értékét jelöli. A változások strukturális és inerciális komponenseinek meghatározásánál tehát mind a  $p=1$  összegnormát, mind a  $p=2$  euklidesi normát figyelembe vettük.

A számítások eredményeit a következő táblában foglaltuk össze.

5. tábla

*A fejlett országok felé irányuló fegyverexportban bekövetkezett változások komponensei*

| Ország              | Teljes ( $\mathbf{d}$ ) | Arány- ( $\mathbf{d}'$ ) | Strukturális ( $\mathbf{w}$ ) | Inerciális ( $\mathbf{u}$ ) |
|---------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------------|-----------------------------|
|                     | változás                |                          | komponens                     |                             |
| Egyesült Államok    | 2551                    | 0,15652                  | 1787,1                        | 763,7                       |
| Oroszország         | 166                     | 0,00307                  | 35,1                          | 130,9                       |
| Franciaország       | 440                     | 0,03221                  | 367,8                         | 72,2                        |
| Egyesült Királyság  | -396                    | -0,04700                 | -536,6                        | 140,6                       |
| Kína                | 88                      | 0,00754                  | 86,1                          | 1,9                         |
| Németország         | -1025                   | -0,10661                 | -1217,3                       | 192,3                       |
| Olaszország         | -124                    | -0,01394                 | -159,2                        | 35,2                        |
| Európa más országai | -163                    | -0,02201                 | -251,4                        | 88,4                        |
| Egyéb országok      | 12                      | -0,00978                 | -111,7                        | 123,7                       |
| <i>Összesen</i>     | <i>1549</i>             | <i>0,00000</i>           | <i>0,0</i>                    | <i>1549,0</i>               |

A táblából számítható  $h''$  mutató értékei  $\cos(\mathbf{w}, \mathbf{d})=0,96966$  és  $\cos(\mathbf{u}, \mathbf{d})=0,73959$ , amelyekből a változások összetevőinek hatását a 6. táblában mutatjuk be.

Harmadik példánkban az Egyesült Államok Népszámlási Hivatalának (US Bureau of the Census) nyilvánosan publikált hosszú idősorából négy évre mutatjuk be a háztartások jövedelem nagyság szerinti megoszlásának egyenlőtlenségét. Az adatokat kvintilis eloszlásra adták meg, de mivel a legfelső 5 százalék adatait is ismertették, a számításoknál a felső ötödöt egy „alsó” 15 százalékra és egy „legfelső” 5 százalékra bontva „bővítettebb” kvintilis eloszlással számolhattunk. (Az alsó öt százalékra nem voltak adatok.)



6. tábla

*A fejlett országok felé irányuló fegyverexport változásainak strukturális dekompozíciója*

| Tényező   | Ortogonalis vetületek | Százalékos intenzitás |
|---|-----------------------|-----------------------|
| $\omega$ ( $\mathbf{w} \rightarrow \mathbf{d}$ ) (strukturális tényező) | 2212,9                | 78,3                  |
| $\omega$ ( $\mathbf{w} \rightarrow \mathbf{d}$ ) (inerciális tényező)   | 613,1                 | 21,7                  |
| $\ \mathbf{d}\ $ összesen (a különbség vektor abszolút értéke)          | 2826,0                | 100,0                 |

7. tábla

*Az Egyesült Államok jövedelemegyenlőtlenségi mutatói*

| Mutató          | 1968.    | 1978.    | 1988.    | 1998.    |
|-----------------|----------|----------|----------|----------|
|                 | évben    |          |          |          |
| $I(f;k)$        | 0,264662 | 0,274479 | 0,316738 | 0,350481 |
| $I(k;f)$        | 0,219874 | 0,232005 | 0,266698 | 0,300562 |
| $I(\text{sym})$ | 0,242268 | 0,253242 | 0,291718 | 0,325522 |
| $z=e^{I(f;k)}$  | 1,30299  | 1,315845 | 1,372643 | 1,419751 |

*Forrás:* US Bureau of the Census honlapja (<http://www.census.gov/hhes/income/histinc/h02.html>).

A viszonylag kis aggregációs veszteséggel számítható információelméleti mutatók jelentős előnye, hogy például a nemzetközi összehasonlításoknál rendszerint elérhető kvantilis eloszlásokból interpolációk nélkül, rendkívül gyorsan számíthatók.

\*

A tanulmány a terjedelem korlátai miatt nem térhetett ki két lényeges kérdésre, az egymást követő strukturális változások *monotonitásának* vizsgálati módszereire és arra sem, hogy az *aggregáció* két aspektusban is (egyrészt az elemek számának csökkenésével, másrészt az ellentétes irányban változó részek összevonásával) kihat a struktúraeltérés mutatóira.

### KÖVETKEZTETÉSEK

A strukturális összehasonlítás mérőszámai a társadalmi–gazdasági jelenségek vizsgálatának igen hatékony eszközei lehetnek. E módszerek legfőbb előnye, és egyben legfőbb hátránya, hogy bonyolult, sokdimenziós folyamatok egy számmal, vagy kevés számmal való jellemzését nyújtják. E mérőszámok alkalmazása azonban nem helyettesíti, csak kiegészíti, segíti az elemzés „hagyományos” eszközeit, beleértve a leíró verbális elemzést is.

Nem vitatható azonban, hogy ma már egyszerű számításokkal a további részletes elemzések orientálására is alkalmasak. A strukturális összehasonlítás ismert módszerei ma már a statisztikai vizsgálatok hatékony eszközei. A számítástechnika „demokratizálódása”, a személyi számítógépek és a felhasználóbarát szoftverek megjelenése lehetővé teszi

e módszerek gyors és hatékony alkalmazását. A különböző módszerek és megközelítési módok közötti választás legfontosabb kritériuma azonban magának az elemzési feladatnak a jellege.

Elméleti megfontolások és más irányú, itt nem közölt eredmények is óva intenek attól, hogy e mutatók alapján elhamarkodott következtetéseket vonjunk le. Különösen vonatkozik ez olyan összehasonlításokra, amelyek különböző (vagy különböző elemszámú) változókra számított strukturális eltéréseket vagy különbségeket vetnek össze. Befejezésül megemlítem, hogy nem tanácsos strukturális összehasonlítási mérőszámainkat kis elemszámú, nagyon aggregált megfigyeléshalmazok összevetésénél alkalmazni.

#### IRODALOM

- ACZÉL JÁNOS – DARÓCZY ZOLTÁN (1975): *On Measures of Information and their Characterization. Mathematics in Science and Engineering*. Academic Press, New York, San Francisco, London.
- AITCHISON, J. – BROWN, J. A. C. (1957): *The Lognormal Distribution*. Cambridge University Press, Cambridge.
- ATKINSON, A. B. (1970): On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory* 2.
- DRECHSLER LÁSZLÓ (1966): *Értékbeli mutatószámok nemzetközi összehasonlítása*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- ÉLTETŐ ÖDÖN – FRIGYES ERVIN (1966): *New Income Inequality Indicators as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning*. (Az Econometric Society 1966. évi európai konferenciáján Varsóban megtartott előadás anyaga.)
- ÉLTETŐ ÖDÖN – FRIGYES ERVIN (1968): *New Income Inequality Indicators as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning. Econometrica*, 36. évf. 2. sz.
- ÉLTETŐ ÖDÖN – FRIGYES ERVIN (1970): *Novye izmeritelni ekonomichestvo kak destvennyij instrument analuza i planupovanie*. In.: *Problemy dolgorochnogo prognozirovaniya narodnogo blagosostojanija*. Moszkva.
- FRIED ERVIN (1974): *Lineáris algebra*. Tankönyvkiadó, Budapest.
- FRIGYES ERVIN (1964): A munkás és alkalmazotti jövedelmi rétegződés legfontosabb tényezői. *Statistikai Szemle*, 42. évf. 7. sz.
- FRIGYES ERVIN (1965): *A munkások és alkalmazottak személyi jövedelem-eloszlásának elemzése és tervezési módszerei*. Kandidátusi értekezés.
- FRIGYES ERVIN (1969): A személyi jövedelem-eloszlás komponens modellje. *OT Tervgazdasági Intézet Közleményei*. Budapest.
- FRIGYES ERVIN (1980): A be nem vallott jövedelmek lehetséges hatása a személyi jövedelem-eloszlás egyenlőtlenségére. *OT Tervgazdasági Intézet Közleményei*. Budapest.
- FRIGYES ERVIN – LOVRICS LÁSZLÓ (1986): *A személyi jövedelem-eloszlás interaktív számítógépes modellje*. A Bolyai János Matematikai Társaság XVI. Magyar Operációkutatási Konferenciáján megtartott előadás.
- FRIGYES ERVIN – LOVRICS LÁSZLÓ (1987): *Kauzál 2 Interaktív jövedelem-eloszlási modell személyi számítógépre*. *OT Tervgazdasági Intézet* kiadványa. Budapest.
- FRIGYES ERVIN – SIMON BÉLÁNÉ (1969): A strukturális eltérések mérhetősége és mérési módszerei. *OT Tervgazdasági Intézet közleményei*. Budapest.
- FRIGYES ERVIN – SIMON BÉLÁNÉ (1971): *Indicators for Examining the Extent and the Direction of Structural Changes. Proceedings of the Hungarian Conference on Input – Output techniques*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- KOSZOV, V. V. (1963): *Vozmozhnye reshenija problemy agregacija mezhotraslevykhk svajzeji. Voproszű Ekonomiki*. (3. sz.)
- KREKÓ BÉLA (1976): *Lineáris algebra*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- KULBACK, S. (1959): *Information Theory and Statistics*. Wiley, Chapman and Hall, London–New York.
- LINNEMANN, H. (1966): *An Econometric Study of International Trade Flows*. North Holland Publishing Company, Amsterdam.
- SCHARNITZKY, VIKTOR (1986): *Mátrixszámítás*. Műszaki Könyvkiadó, Budapest.
- A védelemgazdaságtan makrofolyamatai – Hadigazdaságtan* (1996) A Budapesti Közgazdasági Egyetem Védelemgazdasági Tanszékének kiadványa, Budapest.
- THEIL, H. (1967): *Economics and Information Theory*, North Holland Publishing C., Mc Nally, Amsterdam, Chicago.
- THEIL H. (1970): *Közigazdaságtan és információelmélet*. Közgazdasági és Jogi Kiadó, Budapest.

#### SUMMARY

The study is intended to give an outlook on the most frequently used methods of structural comparison. These methods were formed in the course of the sixties. It is shown that the statistical analysis of the concentration and inequalities (income inequalities e.g.) are special cases of structural comparison.

The vector based measures of structural comparison are distinguished by their favorable mathematical properties.

It is shown that the so-called Hungarian Inequality Measure (HIM) could easily be generalized on the basis of information divergence and this generalized indicator in a special case (of  $\varepsilon = 1$ ) is referred to the well-known inequality indicator introduced by A. B. Atkinson in 1970.

The first example examines the changes in the use of the GDP of the United States for the period of 1929–1999. Another example discusses the dramatic structural changes in the international transfers of arms followed by the disintegration of the Soviet empire and stopped by the use of the third world as an East–West battlefield.

The problem of measuring the monotonicity of consecutive structural changes and the problems of aggregation are closely related to our topic. These questions, however, will be discussed in an other paper.

# A VERSENYKÉPESSÉG TÉNYEZŐI MÁS FELFOGÁSBAN

DR. KOZMA FERENC

A tanulmány az oligopol szerkezetű, globalizálódó félben levő piac körülményei között vizsgálja a versenyképességet meghatározó alaptényezőket, vállalkozási akció, vállalat és nemzetgazdasági külkapcsolati rendszer méreteiben. Ehhez kísérletet tesz a megfelelő fogalmak bevezetésére és lényegük megmagyarázására. Ilyenek: a diszponibilis haszon, az élethaszon, az elvárt haszon fogalma, mint vállalkozás-stratégiai kategóriák, a kritikus haszon, mint felső határ. Ugyancsak fontos helyet kap az elvárt haszon megszerzésének siker-esélye, továbbá az álló-, és forgótöke megtérülési időkülönbségei, valamint megtérülési si-keresélyei közötti differenciák hatása a versenyképességre. A javasolt eszmerendszer a stra-tégiai gondolkodást hivatott elősegíteni.

TÁRGYSZÓ: Versenyképesség. Oligopol piac.

A versenyképességet – legyen az vállalkozási akciónak, egy kibocsátott terméknek vagy szolgáltatásnak, egy vállalatnak vagy akár egy országnak nemzetközi piacon való szereplése – ma sem csupán az üzleti rugalmasság, gyorsaság, a partnerek gondoskodá-sával való művészi játék határozza meg, noha a szakirodalom szinte csaknem egyértel-műen ezekre a momentumokra hívja fel a figyelmet, s szolgál többé-kevésbé használható (inkább józan ésszel adaptálható) tanácsokkal, illetve esettanulmány-szerű példákkal. A hagyományos versenyképességi tényezők változatlanul ott „dolgoznak” a háttérben, va-lahol az értékek létrehozási folyamatainak mélyén. Minél kisebb egy vállalat vagy nem-zetgazdaság lehetősége arra, hogy az informatika, a marketing, a rugalmasság legkorsze-rűbb, egyben legrágább, legnagyobb tőkelekötéseket követelő eszközeivel éljen, annál nagyobb figyelmet kell fordítania ezekre a hagyományos tényezőkre és eszközökre. Az egyoldalú „divatozás”, noha az a célja, hogy felhívja a figyelmet a vadonatúj jelenségek-re és irányzatokra, képes elterelni a figyelmet már kézben lévő lehetőségekről, s ezzel szándékolatlanul is kárt okozhat.

Ugyanakkor az üzleti világ szerkezete és folyamatai manapság olyan gyors változá-sokon mennek keresztül, hogy minden módosul, így a hagyományos versenyképességi feltételrendszer is. Ez gondolkodásunk s ennek függvényében mérési kultúránk át-gondolását is szükségessé teszi. Célszerű felülvizsgálunk, jök-e az általunk használt – beidegződött, axiómává merevedett – fogalmak, minőségi elhatárolások, avagy a XXI.

század gazdasága bizonyos változások elismerésére kényszerít a fogalmi rendszer területén is.

Ehhez a témához kívánok egyrészt hozzászólni, noha tépelődéseim eddigi eredményeinek némelyike még nem egészen kiforrott. Vitaalapnak talán ezek is jól felhasználhatók. Másrészt én közgazdász vagyok, nem profi statisztikus, ezért inkább a gazdasági élet által feltett kérdéseket, a minőségeket fogalmazom meg s közvetítem statisztikus kollégáimhoz továbbmunkálás, a minőségek mennyiségi megközelítése, kifejezése lehetőségeinek keresése céljából.

#### *A rendelkezésre álló haszon és „élethaszon”*

A hasznot a kibocsátási ár és a költségek különbségeként vagyunk hajlamosak értelmezni és automatikusan valamilyen (nemzetgazdasági, világgazdasági méretű) átlaghaszonban gondolkodni, amelytől fölfelé extraprofit, lefelé valamilyen „snassz” rentabilitás foglal helyet, egészen addig a pontig, ahol a költségek elérik és túllépik a realizálási árat. Itt végződik a haszon birodalma és kezdődik a ráfizetésé. Távol áll tőlem, hogy ehelyett valami gyökeresen eltérőt, valami istenkáromló újdonságot hangoztassak. Csak javasolom a hasznot meghatározó mindkét jelenség (vagyis a költség és az ár) mai jellegének átgondolását, hogy közelebb juthassunk a haszon mai jellegének megértéséhez.

Vegyük elsőnek a költség fogalmát. Hagyományosan költségen a termelési tényezők felhasznált értékét, valamint az árunak a felhasználóhoz való eljuttatásával kapcsolatban felmerült kiadásokat (raktározás, szállítás, vevőkör informálása stb.) tekintjük. Az eladási ár és e szűk költség között keletkezik a haszon, amelyen aztán a vállalkozó vagy a menedzsment sok mindenkivel osztozik: ebből részesedik a hitelt nyújtó bank (kamat formájában), a közhatalom (adó, illeték, vám stb. formájában) és a tulajdonosok (osztalék, járadék stb. formájában). A felfogás közgazdaságtudományi szempontból kifogástalan, de egyrészt pontatlan, másrészt éppen azok számára nehezen értelmezhető, akiknek a legtöbb érdekeltségük van abban, hogy tisztán lássák a vállalkozás, vállalat működésének sikerességét: ti. a menedzsment számára. Jobb volna úgy tekinteni, hogy a vállalkozás során felmerülő minden kifizetés költség. Tehát költség a kamat is, noha csak azt a tőkebefektetési hányadot sújtja, amely mintegy „vendégtőkeként” tartózkodik a hitelt felhasználó vállalatnál; továbbá költségek a tőketulajdonosok forráskivonásai (a kisvállalkozó megélhetési célokra igénybe vett összegeitől kezdve az osztalékig); s végül költség a költségek elvonásainak összege is. Ebből a szempontból teljesen mindegy, milyen kulcs szolgál a vállalatból való forráskivonás alapjául: az osztalék nyereségarányos, akárcsak a nyereségadó; a forgalmi adó – ha átháríthatatlan a vásárlóra – eladásiösszeg-arányos, akárcsak az iparüzési adó, vagyis ezek az elvonásformák nem is szégyellik költségjellegüket, rezsiként viselkednek, akárcsak a kamat, amelynek nagysága ugyancsak nem tartja be a nyereségen való osztozkodás illemszabályait, hanem esedékes, mégpedig a rendelkezésre bocsátott tőke nagyságának függvényében, „ha esik, ha fúj”.

A menedzsmentnek tulajdonképpen mindegy, kinek kell fizetnie: az alkalmazottaknak bér-formában, az elektromos műveknek villanyszáma formában, az APEH-nek a számtalan adó, illeték stb. formájában, vagy a részvényesek viszik el egy részét annak a forrásnak, amelyből a vállalat továbbfejlődését kell biztosítaniuk. Számukra csak annak az

összegnek van végülis jelentősége, amely a kezükben marad. A „vállalkozástan” szemzőgéből nézve ez a haszon: minden más költség. Ezzel az összeggel rendelkeznek akkor, amikor K+F-ről, beruházásról, új piacok megnyeréséről, avagy a meglévők megvédéséről kell döntenüik. Ez a rendelkezésre álló, diszponibilis haszon.

Ezek szerint a haszonszint, amely, ha az eladási árat konstans tényezőnek vesszük (parciálunk), fordítottan arányos a költség szinttel:

$$h' = f\left(\frac{1}{C'_{in}; \sigma; h'; d'; s'}\right) \quad /1/$$

ahol:

- $C'_{in}$  a vállalatban lekötött termelési tényezők le- vagy felértékeltségét jelzi;
- $\sigma$  a termelési tényezőknek az üzleti folyamatban való fajlagos felhasználását fejezi ki az adott területen műszakilag–szervezésileg indokolt mértékhez viszonyítva;
- $h'$  a banki elvonásnak a vállalkozás egészére gyakorolt hatása, vagyis a bank által elvont összegnek és a lekötött tőke egésze hitelből származó hányadának hányadosa, ( $h'$  megjelölésénél nem tüntettem fel, hogy itt kifejezetten a diszponibilis hasznról van szó: e tanulmány egésze folyamán a „haszon” kategóriáján diszponibilis hasznot értek);
- $d'$  a tulajdonosi elvonás hatását jelzi, amit a tulajdonosi címen kivont összeg és a teljes árbevétel hányadosával lehet érzékelteni;
- $s'$ , a közhatalom által a vállalattól elvont összes forrást jelenti (ennek egy része – például a TB-járulék, az adójellegű elvonások azon hányada, amely valamilyen tényleges költséget vesz le a vállalat hátáról stb. – még a közgazdaság-elmélet szempontjából is költségnek tekintendő!).

Nemzetgazdasági szinten a diszponibilis hasznok úgy összegződnek, mint a vállalati szféra megtakarításai, a növekedés, fejlődés, külpiazi pozíciójavítás forrása. Vagyis nemcsak menedzsment-látószögéről van szó, hanem objektíve létező, a gazdaság piaci viselkedését és stratégiai mozgását erősen befolyásoló tényezőről is, amit érdemesnek látszik elméleti és mérési kategóriává is fejleszteni.

Némi átgondolást megérdemel az árbevétel fogalma is. Itt nem a szűkítésről vagy bővítésről van szó, mint a költségeknél, hanem az árak természetéről. Évtizedes megfigyeléseim azt látszanak alátámasztani, hogy az oligopol gazdasági szerkezetben a termékek árszínvonalát meghatározó termelésitényező-árak mércéjét tekintve végleg elenyészett az a bizonyos átlagtermelékenység vagy átlagrafordítás, amelyet a gazdaságtudományi ábécé egyik alapjaként ismertünk meg. Mind a technológia, mind az újdonság mint termelési tényezők piaci árszínvonala a természettényezőéhez hasonlóan alakul: vagyis erős járadékelem van azokban az erőkből, amelyek a piaci árak tengelyét alakítják. Érthető: a technológiai–üzleti folyamatba belépő tőkék határvolumene olyan mértékben megnőtt a néhány évtizeddel előző helyzethez képest, hogy egy életképes befektetés hajlamos a piacon úgy viselkedni, akár egy termékenyebb földdarab vagy egy kedvező adottságú lelőhely. Hasonló minőségmonopóliummal rendelkeznek az adott szakterület innovációs folyamatában tartósan sikeres, netán ütemdiktáló tudományos–fejlesztési centrumok is. A technológiamérrehez tapadó, járadékszerű jövedelem-hányadot engedjék meg méretjára, a kreativitáshoz tapadót pedig agyjáradéknak nevezem.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Az agyjáradékról lásd részletesebben „Az agy áráról” című, a *Pénzügyi Szemle* 1999. évi 1. számában (78–90. old.) megjelent tanulmányomat.

Vagyis az általunk általános árképződési szabályként beidegzett átlagelv a négy termelési tényezőtől elvileg is csak a kivitelező munkára érvényes: ám a valóságban itt is csak korlátozottan tud jelen lenni. Az igen magas kvalifikációjú értelmiségi munkák a piaci szektorban tartósan az újratermelési költségek fölött díjazódnak (hogy ez megint csak valamilyen járadék-e, avagy egyszerűen a vezető vállalati értelmiség extraprofitban való érdekeltségéről van szó, azt nem tudom megmondani); ugyancsak relatív szűkösséggel rendelkező megbízható, jól kvalifikált, kulturált és igényes környezetben is helytállni tudó munkaerő esetében az átlagos újratermelési költség megszerzése a reális; viszont a Föld munkaerő-tartalékának abszolút többségét kitevő, a munkaerőpiacon óriási túlnyomást okozó, gyengén szakképzett és szocializált munkaerő ára (vagyis a bére és járulékos költségei együttesen) még a munkaképesség változatlan mértékben való fenntartásának finanszírozására is aligha elegendő. A korábban említett átlagelv tehát a gyakorlatban a munkaerőpiacon sem érvényesül.

Ha mindez – legalább tendenciájában – igaz, akkor az árbevétel nagyságát nemcsak a pillanatnyi kereslet–kínálat hanem egyéb, hatalmas piaci jellegű erők is meghatározzák. A lekötött, igénybe vett termelésitényező-szerkezet elsőrendűen fontos haszonképző erővé válik, mégpedig nem csak a pillanatnyi hasznot befolyásolja (azt, amit közönségesen extraprofitnak szoktunk nevezni, és fő forrásának az átlagosnál magasabb termelékenységet vagy a racionálisabb költséggazdálkodást tartjuk), hanem tartósan differenciálja a piacon megszerezhető haszon abszolút és relatív mennyiségét.

Mindez nemigen mérhető egy-egy üzleti aktus hasznán, de akár az éves mérlegekben kimutatott rentabilitáson sem. Az a költség–ár–haszon felfogás, amelyet igyekszem kifejteni, kifejezetten stratégiai látószög függvénye: abból származik és ahhoz vezet el. Ez előtérbe tolja a rentabilitás azon nézőszögét, amely nem az adott termékek vagy üzemek aktusonkénti, vagy rövid távú hasznot hajtó mivoltát tartja szem előtt (vagy nem csak azt), hanem azt vizsgálja, hogy egy vállalkozási akció vagy egy beruházás, vagy egy üzletág kifejlesztése vagy akár egy nemzetgazdaság évtizedekre kitekintő fejlesztési–külgazdasági programja egész élete folyamán mennyi hasznot fog hajtani (mint említettem diszponibilis hasznot). Ezt a kumulált eredményt nevezem élethaszonnak, és javasolom megkülönböztetésül  $H$ -val jelölni:

$$H = \sum_{a=1}^n h\rho\delta \quad /2/$$

ami azt jelenti, hogy az élethaszon egyenlő az  $a \rightarrow n$  időpontok között működő üzleti objektum vagy projekt összes, előre kalkulálható hasznával, amit egy sikerességtényezővel ( $\rho$ ) és egy diszkont-tényezővel ( $\delta$ ) tanácsos deflálni. A rentabilitás – a vállalkozás egész életfolyamatára kalkulálva:

$$H' = \frac{H}{I_{\text{lekötött}}}$$

vagyis az élethaszon a vállalkozásban részt vevő összes, nem likvid állapotban lévő és nem is tőketartalékként szereplő forrás hányadosa.

### *Elvárt haszonszint*

Azért nevezem elvártnak és nem marginálisnak, mert ez utóbbi azt a képzetet keltené, hogy valami alacsony, szerény rentabilitásról van szó, holott a fogalom olyan (diszponibilis) rentabilitás, mégpedig hosszabb távon, tendenciaszerűen jelentkező („élet-”) rentabilitást kíván a közhasználatban meghonosítani, amely elegendő ahhoz, hogy a menedzsment – szorgalmas, találékony és szakképzett munkával – piaci „szinten” tudja tartani akár a vállalkozási akciót, akár magát a vállalatot (de akár a nemzetgazdaság nemzetközi pozícióját is). Ez azt jelenti, hogy az elvárt haszonnal a menedzsment tudja finanszírozni:

a) azt a növekedési ütemet (az üzlet terjeszkedését) amely igazodik a piac túgulásának üteméhez az adott szakterületen, vagyis a vállalkozás, a vállalat relatív kapacitása a piaci kör összes termelőképességéhez képest nem csökken;

b) azt a termék- és technológiafejlesztési és -megújítási ütemet, amelyet az adott piaci körben az adott fejlettségi szint és fejlődési ütem diktál: vagyis a profit realizálói nem szorulnak hátrébb termékeik korszerűségét és technológiájuk célszerűségét tekintve a velük konkurens vállalkozások között;

c) azt a piacfenntartási és -fejlesztési tevékenységet, amely az adott korban, az adott szakterületen nélkülözhetetlen az előbbi két szinten maradás piaci realizálásához.

Az elvárt haszonszint realizálásának szintetikus eredménye a vállalkozás (vállalat, nemzetgazdaság) piaci részesedésének stabilizálódása. Ez is stratégiai kategória, és – mint említettem – egyáltalán nem zárja ki az ügyletek és rövid távú időszakok rentabilitásának még oly erős hullámváltozását sem, noha a vállalat számára kedvező feltételeket teremt, ha ezek a hullámváltozások viszonylag szelídek.

Ha matematikailag akarjuk kifejezni az elvárt hasznot vagy haszonszintet, nemigen jutunk messzebbre a élethaszon képletnél. Legfeljebb a  $h$  mellé kívánkozni egy szóródási minimumot kifejező jel, valamint a  $\rho$ -nál tanácsos jelezni, hogy a sikeresély bizonyos mértéke alatt a haszonszint az elvárt alá csúszik. Magyarán: az elvárt haszonszint az elvártnál nem nagyobb üzleti kockázatot is magában foglal.

Ha egy vállalkozó számításai és intuitív megérzései azt sugallják, hogy az általa kezdeményezendő akció élethasznos az elvárt szint alatt fog maradni, nem kezd bele. Ha a lebonyolítás közben derül ki, hogy az akció életeredménye nem üti meg ezt a mértéket, a vállalkozó igyekszik kivonulni az üzletből és keresni olyan befektetési lehetőségeket, ahol legalább az elvárt haszonszint elég biztosra prognosztizálható. Azaz, az elvárt haszonszint stratégiai marginális rentabilitás, s mint ilyen a gazdaság stabilabb, komolyabb szektorában, de különösen a vezető szektorban a tőkeáramlások és a kibocsátási szerkezet végső szabályozójaként szerepel.

E funkcióját tekintve nem különbözik a klasszikus közgazdaságtan átlaghaszon fogalmától: mechanizmusai és mértéke tekintetében azonban igencsak eltér tőle. Mindezekelőtt abban, hogy a haszonelvárás mértéke erősen igazodik az adott szakterület jellegéhez, a vállalat (előlegezett tőke-) nagysághoz, a piaci és politikai körülményekhez. Noha bizonyos szempontból az átlaghaszon „jogutódját” tisztelhetjük benne, mégis minden, csak nem átlagos. Egy kis szuszterműhely elvárt haszna lényegében a műhely és a mester fenntartását, a munka- és életkörülmények némi jobbítását tűzik a mester lelki szemei elé. A General Electricnek vagy a Sandoznak hatalmas termelő-, K+F- és piaci apparátust kell folyvást bővítenie, mégpedig nem is csekély mértékben, ahhoz, hogy ne szoruljon

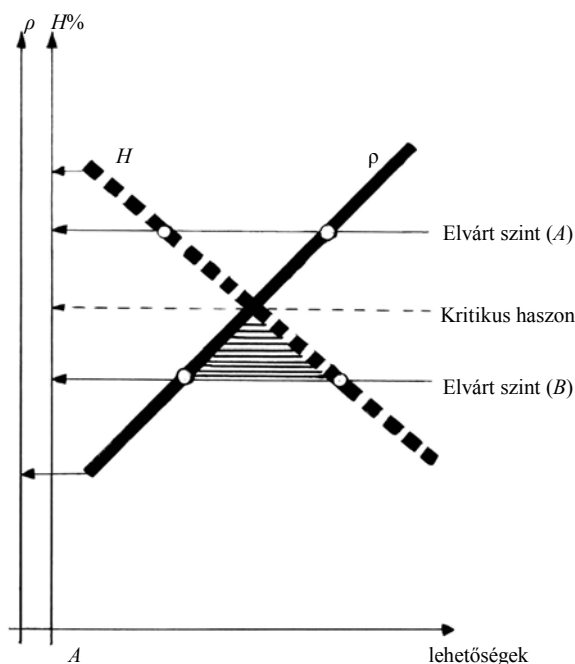


vissza a többi óriással való mérkőzése során. Ha az említett suszter megelégszik 2-3 százalékos diszponibilis haszonnal (amiből majd vesz esetleg egy ringlizó gépet), a nagy világcégeknél ez a minimális megelégedettséget hordozó rentabilitás lehet, hogy elérje a 30-40 százalékot a stratégiai időszak átlagában. A független és rövid távú vállalkozásokra beállított, „manchesteri” kapitalizmusban ez a marginális haszonszint átlagolóhatott nemzeti méretekben, az oligopol struktúrában azonban igen erősen differenciálódik. Az adott versenyképességi vizsgálatok önvizsgálatok, előrejelzések tehát nem egyszerű rentabilitásarány-megítélést követelnek az üzletembertől vagy a gazdaságpolitikustól, hanem elvárt haszonszintek kiszámítását vagy legalábbis gyakorlati megérzését.

#### *Extrahaszon, kritikus haszon*

Ha megállja a helyét az elvárt haszonnal kapcsolatos gondolatmenet, akkor extrahaszonról is csak relatív értelemben beszélhetünk. A példánkban szereplő suszter számára a 4-5 százalékos rentabilitás már extrahaszonszint, ugyanez a világcégeknél 45-50 százaléknál válik érezhetővé.

*1. ábra. Az elvárt, a tényleges élethaszon és a sikeresély összefüggésének modellje*



Az extrahaszon ad forrást a piaci pozíció erősítéséhez, vagyis a növekedés gyorsításához, az újdonságok számának és jelentőségének növeléséhez, valamint az expanzív marketinghez. Ezért az extrahaszon kívánatos, elérése és megtartása (urambocsá’: növelése) követelmény egy olyan vállalkozás vagy vállalat számára, amelynek uralkodói am

bíciói vannak szakterületén vagy valamely piaci szegmensben. Ugyanakkor az is igaz, hogy az expanzióval növekednek a kockázatok (vagy – ami ugyanazt jelenti – mérséklődik a sikeresély). Ezt a körülményt fejezi ki a /2/ képletben szereplő  $\rho$ -tényező, amely, a kockázat növekedésének függvényében az 1,0 értéktől süllyed a 0,5 („ez is lehet, az is lehet”) érték felé, azaz devalválja a  $h$  értékeket, velük együtt a  $H$ -t. Egy 7 százalékos prognózisú nyereség 0,95-os valószínűséggel 6,65 százalék, egy 12 százalékos 0,5-es rizikóval már csak 6 százalék, egy 30 százalékos 0,1 rizikótényezővel már csak 3 százalék reális értéket képvisel: vagyis a józan belátás húzza a vállalkozót a „kleine Fische – gute Fische” elv irányába. Valahol adódik egy pont, ahol a legnagyobb reálisan elérhető hasznot a reálisan előrelátható legkisebb kockázattal előirányozni lehet. Ha ez az érték az elvárt haszonszint fölött foglal helyet, a vállalkozó (menedzser), a gazdaságpolitika reálisan gondolkodhat expanzióban, mégpedig olyan méretűben, amilyent a két haszonszint közötti különbség megenged.

Az 1. ábrán a vastag, folytonos vonal a prognosztizálható haszonszintet, a szaggatott pedig sikeresélyt jelzi. A kettő metszéspontján van a kritikus haszon: vagyis a lehető legnagyobb nyereség a lehető legkisebb kockázat mellett. Az  $A$  üzleti megoldás elvárt haszonszintje e fölött foglal helyet: ha a döntésre hivatottak ezt választják, nagy a valószínűsége annak, hogy piacukon hátrébb fognak szorulni. Ha a  $B$  lehetőség mellett döntenek, az elvárt szintet meghaladó profittal (extrahaszonnal számolhatnak, vagyis elég nagy biztonsággal készülhetnek a vonalkázott területtel jelölt expanzióra).

A valóságban természetesen a haszon kontra kockázat görbék nem lineárisak. Mind a vállalkozásban, mind a gazdaságpolitikában nem árt tisztázni – legalább nagy vonalakban – milyen esésű  $H$  görbe van szerves függvénykapcsolatban milyen emelkedésű  $\rho$  görbével. A kritikus haszonpontot ugyanis nagyban befolyásolja, hogy a haszon exponenciális mértékben esik-e, s mi az esés iránytangense, vagy az esése folyton szelidülő jellegű-e, s ez is milyen mértékű: vele szemben meredek és progresszív sikeresélygörbe áll, vagy a kedvezőtlen induló pozícióból csak kényszeredetten emelkedő a tendencia. Adott elvárt haszonszint megítélését a kritikus haszonszint görbealakok által befolyásolt magassága érdemben befolyásolhatja.

#### *Termelésitényező-garnitúra, megtérülés*

Minden szakmai területnek megvan az a termelésitényező-összetétele, amelynek segítségével – az optimumsávban mozgó belépőtőke esetén – rentábilis üzleti tevékenység folytatható, vagyis minimum az elvárt profitszint elérhető. Ugyanez vonatkozik az egyes szakmai szinteken belüli technológia-, üzem- és vállalatméretekre is. Nem kivétel nélküli, de azért általános irányzat, hogy a magas belépőtőke-igényes vállalkozások állótőke- (beruházás-, technológia-), valamint humántőke- (K+F-) igényesebbek, mint a kisebb induló befektetés-igényesek, amelyek természet- (anyag, energia) és elevenmunka- (bér-) tényezőkben vannak inkább feldúsítva. Ezt a tendenciát erősen módosítják a termelési tényezők egymáshoz viszonyított faktorárai, például vagy a befektetési terület (régió, ország, kontinens) hatalmas, olcsó munkaerő-kínálata és a munkaerő szakképzettsége, illetve munkára való szocializáltsága, vagy az igen olcsón beszerezhető energia és nyersanyag. A termelésitényező-garnitúra jellege érzékelhető összefüggésben van a lekötött tőke megtérülési ütem szerinti szerkezetével. A technológiaújítás-igényes szerkezetekben

domináns súlya van – ismétlem: nem kivétel nélkül – az állótőkének, míg az elevenmunka- vagy természetigényes szerkezetek inkább forgótőkében vannak feldúsulva. Ezt a tényt is érdemes újra átgondolni. Az állótőke lassan és kis mennyiségekben megtérülő, azaz újra likvidizálódó komponens. A vele kapcsolatos döntések hosszú távon meghatározzák a vállalkozás (vállalat, nemzetgazdaság) szereplésének milyenségét, a realizálható haszon nagyságát. A forgótőke szerepe éppen ellentétes: gyorsan megtérül, rendszerint évente több alkalommal likvidizálódik. A vele kapcsolatos döntések következményeit rövidebb ideig kell viselni. Megkockáztathatjuk, hogy az állótőke stratégiai kategória – akció, vállalat, nemzetgazdaság méreteiben egyaránt, a forgótőke pedig taktikai.

A befektetési kockázat nagysága mindenképpen az idő függvénye. A két héttel döntésem után bekövetkező események valószínűségét nagyságrendekkel tisztábban láthatom, mint a tíz év múlva bekövetkezőkét. Vagyis a két tőkerész újralikvidizálódásának időpontjára – az újrabefektetés lehetőségének visszaszerzésére – vonatkozó kockázati tényező egészen más az álló-, mint a forgótőke esetében. Ha az évente újralikvidizálható (pénzben megtérült) tőkét  $-r$ -rel, annak valószínűségét, hogy ez a likvidizálás valóban megtörténik ismét  $\rho$ -val jelölöm, akkor

$$\frac{r_a}{T_a} \cdot \rho_a < 1 > \frac{r_f}{T_f} \cdot \rho_f \quad /3/$$

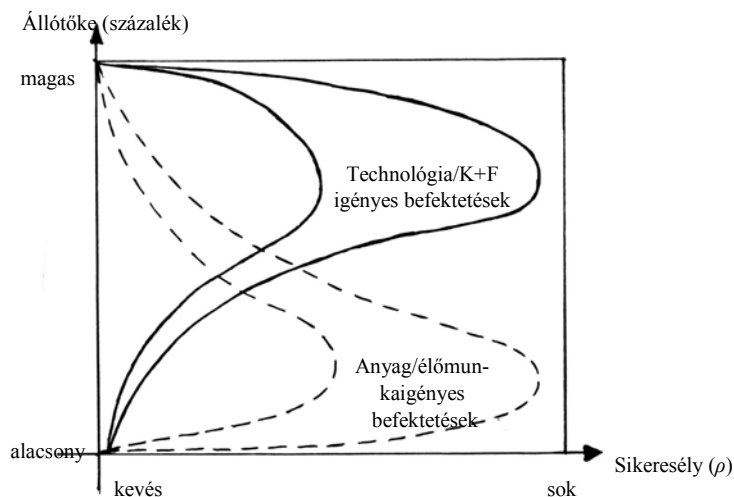
azaz az állótőke ( $a$ ) megtérülési hányada, a megtérülési valószínűséggel együtt jóval kisebb, mint a forgótőkéé ( $f$ ), a lekötött összítőke megtérülésének idejét – vagy másképpen: az évente likvidizálható tőkeösszeg nagyságát – alapvetően három tényező fogja megszabni:

- a) a két tőkerész súlya az összítőkén belül;
- b) a közöttük levő megtérülési ütem-különbség;
- c) a megtérülés ütemességi kockázatának nagyságában észlelhető különbségek.

Az a vállalkozás (vállalat, nemzetgazdaság) állja meg jobban a helyét a piacon, amelyik adott haszonszintet az elérhető leggyorsabb újralikvidizálási ütem mellett tudja elérni. Vagyis – visszatérve a fejezet kiindulópontjához – minden adott helyzetben létezik valami optimum a technológia- (K+F-) igényesség, az anyag-, az elevenmunka-igényesség között, amely az elvárthaszon-szintet (minimum) nagy valószínűséggel elérhetővé teszi a lehető leggyorsabb megtérülés mellett. Kellő adatbázis esetén ez ha nem is számítható ki öt tizedesnyi pontossággal, de még kézzelfoghatóan becsülhető.

Ez az optimum befektetési típusonként, ágazatonként, piaci (stratégiai) helyzetenként különbözik. Nincs tehát „bölcsek köve”. Mindenesetre felírhatunk jelleggörbét. Ha igaz az, hogy a technológia-, K+F-igényesebb befektetések stratégiaileg nagyobb eséllyel bírnak az elvárt haszonszint meghaladására, mint az anyag- és munkaerő-igényesek, ugyanakkor az utóbbi kategória az alacsony ártermelési tényezők alkalmazásával ugyancsak magas haszonszintre tud szert tenni, akkor egy olyan koordinátarendszerben, amelynek abszcisszáján a sikeresélyt, az ordinátáján pedig a technológia-, K+F-igényességet tüntetjük fel, a 2. ábra szerinti modellszerű képet kapjuk.

2. ábra. A fajlagos állótőkeigény ( $\rightarrow$  technológia/K+F-igény  $\rightarrow$  elérhető haszonszint) és a vállalati sikeresély összefüggése



Ez azért fontos, mert azt sejteti, hogy tőke- és tudásszegény vállalkozások (vállalatok, nemzetgazdaságok) is képesek a felhalmozásra – természetesen szerény jóléti körülmények között –, és fokozatosan közeledhetnek a tőke- és tudásgazdagokhoz. A modellbe nincs belekalkulálva az a körülmény – ez a gyakorlatban elég sűrűn fordul elő –, miszerint a tőke- és tudásgazdag, valamint az ezekben szegény vállalkozások (vállalatok, nemzetgazdaságok) kapcsolatban vannak egymással – ez lehet sorbakapcsolás: vagyis egymás eladói–vásárlói; és lehet párhuzamos kapcsolás: vagyis egymás konkurensei –, s így erősen hathatnak egymás költség- és árviszonyaira, vagyis a tudás- és tőkegazdagok a piaci mechanizmusok segítségével akadályozhatják a többieket abban, hogy elvárt hasznot realizálhassanak s vállalkozásaikat sikerre vigyék. Ezáltal a 2. ábrán szaggatott vonallal jelzett tőke- és tudásszegények görbéi az origo irányában sűrűsödhetnek össze: a piac végszesen aszimmetrikussá válhat.

A gondolatmenetet csak megszakítani lehet, befejezni nem. Az eszmeifuttatás minden mondatát átszövi a bizonytalanság. Nem hiszem, hogy a jelzett jelenségek és folyamatok statisztikai eszközökkel való megjelenítése – legalább a tendenciák elfogadható valóságúsággal való ábrázolása – valami bonyolult statisztikai–matematikai apparátust igényelne. Annál is inkább, mivel stratégiai felhasználású adatrendszerhez nem is szükségeltetik a nagy pontosság: majdnem hogy zavar. Inkább a rendelkezésre álló, begyűjtött vagy begyűjthető adatok hiányosak. Egy jól szervezett vállalat, vagy világszervezet a maga látókörében úgyszólván minden adatot előteremthet, ha elszánja magát erre, azonban nem tudja azokat másokkal összehasonlítani, és nemigen hajlandó azokat a gazdaságpolitikai döntéshozókhoz, az előkészítő műhelyekkel megosztani. Ezt a rendszert azonban szórványos, alig összehasonlítható, össze-vissza hazudott adatokkal nem érdemes megvalósítani. Nagy a valószínűsége ugyanis annak, hogy az adatközlők ugyanazokban az irányokban fognak titkolózni vagy „csúsztatni”, s így a valóságtól való eltérések az aggregáció folyamán nem egyenlítik ki egymást. Valószínű, hogy mind a kutatás, mind a gazdaságpolitika (ha eljut addig a pontig,

hogy ilyen összefüggéseknek feltárására és előrebecslésére lesz szüksége) tapasztalati alapú becslésekre, megítélésekre lesz utalva: ami nem biztos, hogy homlokegyenest eltér a valóságtól, de ez csak akkor fog kiderülni, ha a vállalkozás virágzik, a nemzetgazdaság mérsékli elmaradottságát, avagy zuhan a periférikus szint irányába. Vagyis, igen jó volna, ha megbízható elemzési eszközrendszer állna rendelkezésünkre.

#### SUMMARY

The study analyses the basic factors, which define the competitiveness in the globalizing market circumstances in the size of the enterprising action as well as the enterprise and the national economy foreign connections. For this reason it tries to introduce appropriate categories and ideas and to explain their essence. These are: the disponible advantage, the advantage for total function, the expected profit as enterprise strategic categories, and the critical measure advantage as the highest limit. It is also important to focus to the prospect of success of the expected profit and to the time difference of refunding as well as to study the influence of the in-between differences returning success chances on the competitiveness.

# TÖRTÉNETI DOLGOZATOK

---

## A XIX. SZÁZADI VALLÁSONKÉNTI NÉPMOZGALOM DÉL-BORSODBAN

JENEY ANDRÁS NÉ – KÁPOLNAI IVÁN

A tanulmány a fontosabb népmozgalmi folyamatokat vizsgálja Borsod megye három déli térségének mintegy 80 kisebb-nagyobb településén és a megyeszékhelyen, Miskolc városában, a felekezeti anyakönyvek bejegyzéseire támaszkodva, az 1828–1895 közötti időszakban.

A születések és halálozások egybevetéséből adódó vitalitási index a katolikus vallásúaknak a református (s általában a protestáns) népességnél nagyobb természetes szaporodását mutatja. Figyelembe véve a vándormozgalmat is, az össznépességen belül fokozatosan növekszik a katolikus vallásúak aránya, a református, illetve protestáns vallásúaké pedig jelentősen csökken. Ezt a tendenciát erősítik meg három észak-magyarországi megye, valamint az egész ország vallási megoszlásának hosszabb távon kimutatott adatai.

A nemzetközi összehasonlító vizsgálatok is részben hasonló eredményeket jeleznek. A szerzők azonban rámutatnak a népszaporodás és a születésszabályozás háttérében meghúzódó anyagi és mentalitásbeli tényezők bonyolult szövevényére, s egyben ráirányítják a figyelmet a vallás szerepének vizsgálatára a multikauzális demográfiai jelenségek történeti kutatásában.

TÁRGYSZÓ: Felekezeti anyakönyv. Népszégszaporodás. Vallási megoszlás. Vitalitási index. XIX. századi népmozgalom. Dél-Borsod.

A népmozgalmi statisztikai adatgyűjtések már a XVIII. század második felében megkezdődtek Magyarországon, de csak 1876-tól váltak általánossá, és az egyházi anyakönyvekre támaszkodó adatösszeállítások csak nagyobb közigazgatási egységekről (városok, járások, megyék) tájékoztattak. Községenként a népmozgalmi adatok csak az állami anyakönyvezés bevezetésétől (1895. október 1.) ismertek. A felekezeti anyakönyvek az egyházigazgatási szervezet szerinti részletezésben tartalmazzák a népmozgalmi eseményeket. A „matriculum”-ot vezető „anyaegyház” könyveibe bejegyezték a környékbeli települések: a „leányegyházak” (filiák), „fiókegyházak” és szórványok születési (keresztelési), halálozási (temetési), és házasságkötési (esketési) adatait is. A katolikus, a protestáns és a görögkeleti anyakönyvek az 1780-as évektől (az izraelita anyakönyvek 1840-től) közhitelűek voltak, és az 1827. évi XXIII. törvénycikk rendelkezései szerint az anyakönyvek másodpéldányait a megyei törvényhatóságok levéltáraiban kellett elhelyezni és őrizni.

A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) kezdeményezésére az 1960-as években megindult a levéltárakban a felekezeti anyakönyvi adatok gyűjtése 1828-tól 1895-ig, az álla-

mi anyakönyvezés megindulásáig. A levéltári forrásanyag jelentős hiányait nagyrészt sikerült az első példányú anyakönyvekről készült mikrofilmek felhasználásával pótolni, és a Központi Statisztikai Hivatal az 1970-es években 8 kötetben megyénként közreadta a születési, halálozási és házasságkötési adatokat az 1970-es évtizedbeli közigazgatási állapot szerinti községek betűrendjében, 1895. október 1-jéig felekezet szerinti részletezésben, utána pedig, 1900-ig, községi (városi) összesítésben, felekezeti bontás nélkül. Így közel fél évszázaddal korábbi időponttól vizsgálható a magyarországi népmozgalom alakulása a jelenlegi országhatárok között – sőt a 9. kötet adatai révén az Ausztriához csatolt Burgenland népmozgalma is – a megyénél kisebb földrajzi térségekben, ha nem is községi, de egyházközségi részletezésben, felekezetenként. (*A népmozgalom*; 1979)

A mintegy hét évtizedről nyomtatásban rendelkezésre álló egyházközségenkénti, illetve községenkénti adatanyag lehetőséget nyújt a népmozgalmi jelenségek évenkénti hullámzásának figyelemmel kísérésére a XIX. század nagyobb részében: a század második és harmadik negyedében gyakorta visszatérő nagymérvű járványos halálozások számszerűsítésére, a jótermésű évek és a házasságkötések, majd a következő évben a születések megnövekedett száma közötti összefüggések vizsgálatára stb.

Ugyanakkor lehetőség nyílik a népmozgalmi jelenségek évtizedenkénti és hosszabb távú tendenciáinak vizsgálatára is, a demográfiai magatartás, így többek között a születésszabályozás, a természetes szaporodás felekezeti sajátosságainak megismerésére. Adatok hiányában (és egyéb okok miatt is) a felekezeti szempontú vizsgálatok szinte teljesen hiányzik a hazai történeti demográfiai elemzésekből.

Az ún. „népi írók” két háború közötti szociográfiai munkái többnyire csak az 1850–1860-as évekre teszik a születéskorlátozás kezdeteit, de *Kovács Imre* szerint az Ormánságban már évszázadok óta ismert jelenség volt. A különböző szakirodalmi művek többsége is a születésszabályozás korábbi jelentkezéséről tanúskodik. Tudományos szociológiai igényű munkáiban *Erdei Ferenc* már az 1930-as években szükségesnek tartotta a születéskorlátozás okainak községenkénti vizsgálatát, melyek között a gazdasági jellegűeken kívül fontos szerepet juttat az értéktudatnak, társadalmi normáknak. A „süllyedő” baranyai falu, Kemse 1935-ben készült monográfiájának szerzői szerint az egykezés hátterében nem annyira gazdasági, mint inkább erkölcsi tényezők lelhetők fel.

Évtizedekkel később *Andorka Rudolf* egyes dél-dunántúli falvakban végzett családrekonstrukciós vizsgálatai és azok nemzetközi összehasonlítása nyomán arra a megállapításra jut (*Andorka*; 1987), hogy bár az irodalom hajlik a gazdasági alapok hangsúlyozása felé, de azokra kognitív tényezők – az érték- és normarendszeren alapuló magatartás- és mentalitásformák – szövevénye épül, és végül is ezek közvetítésével dől el a választás a születésszabályozás vagy más életstratégia között. Egyes kutatók szerint a vallás szerepe jelentős a születéskorlátozás tényezői között.

A KSH által közreadott gazdag adatgyűjtemény a népmozgalmi jelenségek felekezeti alapon való vizsgálatát kínálja. A népmozgalmi elemzés legismertebb mutatószámainak – az ezer lakosra (vagy még inkább a szülőképes korú női népességre) jutó születés – alkalmazása azonban nehézségekbe ütközik a népességszámok bizonytalansága miatt, különösen az 1870. évi népszámlálás előtti évtizedekben. Az adatgyűjteményben a községekről közölt 1836., 1870. és 1890. évi népességszámok valójában viszonyításra nem is alkalmasak, mert nem tartalmazzák a leányegyházak és szórványok felekezeti népességét, nem is szólva arról, hogy *Fényes Elek* 1837–1840. évi művéből (*Fényes*; 1837) átvett

és 1836. évinek minősített lélekszámok sok esetben inkább az 1830 körüli népességet jelzik (amint erre maga Fényes Elek is utalt) és azok többnyire az 1830. évi egyházi névtárakban („schematismus”-okban) szereplő számadatokhoz állnak közel, vagy éppen azonosak azokkal, s valójában még ezek a számadatok is olykor vitatható értékűek.

A bizonytalan népességszámokhoz való viszonyítás helyett ezért a születések és a halálozások számadatait vetjük egybe egymással. A következőkben az ún. vitalitási indexek segítségével megvizsgáljuk, hogy a különböző felekezeti anyakönyvek bejegyzései szerint az 1828 és 1895 közötti évtizedekben száz halálzásra mennyi születés jutott. A száz fölötti érték népszaporodást jelez, a száz alatti pedig népességfogyást.

Megállapítjuk, hogy a felekezetenként különböző mértékű népszaporodás (vagy épenséggel népességfogyás) néhány Borsod megyei kistérségben hogyan befolyásolta a népesség vallási megoszlásának százalékos arányát.

Sajnálatos, hogy az adatgyűjtemény-kötetek nem tartalmazzák a különböző felekezeti születések és halálozások megyénként összesített adatait, így nem ismeretes, miként alakult az egyes megyékben a felekezetenként differenciált női termékenység. A népesség vallási tagolódásában a század folyamán bekövetkezett változások országos adatai azonban közvetett módon érzékeltetik a felekezetenként eltérő népességnövekedés következményeit.

#### A DÉL-BORSODI TELEPÜLÉSEK NÉPMOZGALMA 1828 ÉS 1895 KÖZÖTT

Tanulmányunkban a dél-borsodi települések négy csoportjának népességét, illetve vallásonkénti népmozgalmának alakulását vizsgáljuk. E településcsoportok a következők: Mezőkövesd és környéke, a tiszaujvárosi (mezőcsáti) térség, a miskolci térség és Miskolc város.

##### *Mezőkövesd és környéke*

Mezőkövesd városban és környékén – mostani szóhasználattal: a jelenlegi mezőkövesdi „kistérség”-ben – Mezőkövesden kívül a bükkaljai térségben 13, az alföldi részen 10 közigazgatási egység volt a XIX. században.

Katolikus anyakönyvet 13 plébánián vezettek, reformátust 10 anyaegyházban; 4 egyes vallású községben mindkét felekezet adatait regisztrálták, 3 településen viszont semmilyen egyházi anyakönyvezés nem volt, népmozgalmi adataik anyaegyházuk katolikus matrikulumban találhatóak.

A következőkben áttekintjük, miként alakult a születések és halálozások száma 1828-tól 1895. október 1-jéig.

Szembevetendő, hogy a katolikus lakosság körében a születések száma nagyobb mértékben haladta meg a halálozásokét, mint a református vallásúaknál, és különösen kiemelkedik Mezőkövesd magas népszaporodása. Részletesebb vizsgálatból kitűnik az is, hogy az 1872/73. évi utolsó nagy kolerajárvány előtti közel fél évszázadban a gyakori járványok okozta nagymérvű halálozások miatt mindkét vallásnál, a bükkaljai és alföldi településeken egyaránt alacsonyabb volt a vitalitási index, mint az utolsó két évtizedben.



1. tábla

*Népmozgalom Mezőkövesden  
és környékén az egyházi anyakönyvek szerint, 1828–1895*

| Település                     | Születés<br>(fő) | Halálozás<br>(fő) | Természetes<br>szaporodás (fő) | Vitalitási<br>index |
|-------------------------------|------------------|-------------------|--------------------------------|---------------------|
| <b>Katolikus anyakönyvek</b>  |                  |                   |                                |                     |
| Mezőkövesd                    | 30 372           | 22 982            | 7 390                          | 132,2               |
| Bükkaljai települések         | 26 757           | 24 058            | 2 699                          | 111,2               |
| Alföldi települések           | 24 534           | 20 079            | 4 455                          | 122,2               |
| <i>Együtt</i>                 | <i>81 663</i>    | <i>67 119</i>     | <i>14 544</i>                  | <i>121,7</i>        |
| <b>Református anyakönyvek</b> |                  |                   |                                |                     |
| Bükkaljai települések         | 14 816           | 14 184            | 632                            | 104,5               |
| Alföldi települések           | 15 952           | 14 926            | 1 026                          | 106,9               |
| <i>Együtt</i>                 | <i>30 768</i>    | <i>29 110</i>     | <i>1 658</i>                   | <i>105,7</i>        |
| <i>Összesen</i>               | <i>112 431</i>   | <i>96 229</i>     | <i>16 202</i>                  | <i>116,8</i>        |

Az 1873. évi tömeges halálozás után a katolikus halálozások száma már csak 1875-ben haladta meg a születéseket, a reformátusoknál pedig az 1874. és az 1879. évben, valamint 1885-ben és 1891-ben is. A katolikus lakosság nagyobb természetes szaporodása minden évtizedben pótolni tudta a járványos évek népességvesztését, a reformátusok népességi mérlege viszont negatív előjelű volt több évtizedben, és valamennyi évtizedben voltak halálozási többlettel járó évek.

2. tábla

*Halálozások Mezőkövesden és környékén az egyházi anyakönyvek szerint*

| Időszak         | Száz halálózásra jutó születés |              | Halálozási többlettel járó évek száma |            |
|-----------------|--------------------------------|--------------|---------------------------------------|------------|
|                 | katolikus                      | református   | katolikus                             | református |
| 1828–1839       | 105,2                          | 96,1         | 4                                     | 4          |
| 1840–1849       | 109,5                          | 99,3         | 5                                     | 5          |
| 1850–1859       | 138,2                          | 125,1        | -                                     | 1          |
| 1860–1869       | 114,2                          | 101,1        | 3                                     | 4          |
| 1870–1880       | 115,3                          | 96,6         | 2                                     | 4          |
| 1881–1890       | 143,2                          | 122,3        | -                                     | 1          |
| 1891–1895       | 145,3                          | 111,3        | -                                     | 1          |
| <i>Összesen</i> | <i>121,7</i>                   | <i>105,7</i> | <i>14</i>                             | <i>20</i>  |

Vezettek izraelita anyakönyveket is 1851-től, a térség három településén, a három egykori mezővárosban: Felsőábrányban, Mezőkövesden és Mezőkeresztesen, de az utóbbi anyakönyvekben a születési bejegyzések hiányosak. Az 1851 és 1895 között bejegyzett születések száma (3847) 2,4-szerese volt a halálozásokénak (1624), ily módon 2223 fő születési többlet adódik. Ebből több mint ezer az 1870 és 1895 közötti negyedszázadra esik, amikor az izraeliták száma alig több mint másfélszázzal nőtt a térségben, 1830 és 1870 között pedig csupán mintegy 400-zal. A háttérben a zsidó lakosság nagyarányú

vándormozgása áll. Az anyakönyvek tanúsága szerinti a jelentős születési többlet nagy része elköltözött: a kisebb falvakból forgalmasabb településekre, a járási, illetve megyei székhelyekre és a fővárosba, s ezek a személyek új lakóhelyükön kerültek be a halálozási anyakönyvbe.

Arányaiban jóval kisebb mértékű, de jelentős volt az elvándorlás a református lakosság körében: lélekszámuk 1830 és 1900 között több mint ezer fővel megcsappant, az anyakönyvi kimutatások másfél ezernél nagyobb természetes szaporodása ellenére. Ehhez képest viszonylag csekélynek mondható a római katolikus népesség vándormozgása: az 1828 és 1895 közötti 14,5 ezer főnyi természetes szaporulattal szemben hét évtized alatt több mint 13 ezer fővel növekedett ténylegesen a lélekszám.

A felekezeti anyakönyvek adatai szerinti a természetes népmozgalom és vándormozgás eredményeképpen a népesség száma vallási megoszlásban 1830-tól az alábbi összeállítás szerint alakult, az 1949. évi népszámlálási adatok pedig a tendenciák további érvényesülését érzékeltetik a XX. század első felében.

3. tábla

*A mezőkövesdi térség népességének vallási megoszlása*

| Felekezet       | 1830.                | 1870.         | 1900.         | 1949.         |
|-----------------|----------------------|---------------|---------------|---------------|
|                 | évben                |               |               |               |
|                 | Fő                   |               |               |               |
| Római katolikus | 21 303               | 24 929        | 34 499        | 44 421        |
| Görög katolikus | 76                   | 25            | 66            | 216           |
| Református      | 13 241               | 11 453        | 11 982        | 12 028        |
| Evangélikus     | 154                  | 68            | 73            | 100           |
| Izraelita       | 1 178                | 1 406         | 1 667         | 146           |
| Egyéb           | -                    | 3             | 12            | 278           |
| <i>Összesen</i> | <i>35 952</i>        | <i>37 884</i> | <i>48 199</i> | <i>57 189</i> |
|                 | Megoszlás (százalék) |               |               |               |
| Római katolikus | 59,3                 | 65,8          | 71,6          | 77,6          |
| Görög katolikus | 0,2                  | 0,1           | 0,1           | 0,4           |
| Református      | 36,8                 | 30,2          | 24,9          | 21,0          |
| Evangélikus     | 0,4                  | 0,2           | 0,1           | 0,2           |
| Izraelita       | 3,3                  | 3,7           | 3,3           | 0,3           |
| Egyéb           | -                    | 0,0           | 0,0           | 0,5           |
| <i>Összesen</i> | <i>100,0</i>         | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>  |

A felekezetenként eltérő mértékű népességnövekedés különösen szembevetendő egyes szomszédos, azonos vagy hasonló természeti–földrajzi adottságú és társadalmi szerkezetű települések esetében. A református Mezőkeresztesen az 1780-as népszámláláskor csak 20 százalékkal kevesebb házat és 30 százalékkal kevesebb lakost (3303) vettek számba, mint a katolikus Mezőkövesden (4628), és egy évszázad múlva már háromszor, az 1930-as években pedig közel ötször laktak többen Kövesden, mint Keresztesen.

A Bükkalján a református Borsodgeszt lélekszáma megrekedt a XVIII. század végén elért 700–800 fő körüli szinten, és elmaradt a többi bükkaljai település mögött, me-

lyek népessége a második világháborúig, másfél évszázad alatt átlagosan megkétszereződött, sőt a katolikus Bogácsé megháromszorozódott. Az ugyancsak református Cserépfalu lakossága már az 1820-as évek végén meghaladta az 1900 főt, de a XX. században is alig lépte túl a 2000-et, és vált a Bükkalja legnépesebb településéből közepes nagyságú faluvá.

A Tisza-parti Valk és a szomszédos Bábolna lakossága közel azonos volt, 600 fő körül mozgott az 1870. évi népszámláláskor, utána a református Valk lélekszáma évtizedeken át stagnált, a katolikus Bábolnáé pedig több mint megkétszereződött, Mezőkövesd után a leggyorsabban szaporodó településsé vált az egész környéken.

A református népesség mérsékeltebb növekedése, stagnálása vagy éppen visszafejlődése és jelentősebb elvándorlása következtében a térségben a református lakosság száma az 1820-as évtizedvégi több mint 13 ezerről a század végéig 12 ezer fő közelébe esett vissza, és további fél évszázadon át ezen a szinten stagnált, az össznépességen belüli aránya pedig a XIX. század eleji 37 százalékról alig több mint 20 százalékra csökkent. Ugyanakkor a római katolikus népesség 21-22 ezer főről a századfordulóig 34-35 ezerre, majd a XX. század közepéig 45-46 ezer főre növekedett, aránya pedig másfél évszázad alatt 60-ról 78 százalékra nőtt.

A vegyes (katolikus és református) vallású községekben ez úgy mutatkozott meg, hogy a katolikusok lélekszáma és részaránya egyaránt folyamatosan növekedett, és egyes településeken kisebbségből többségbe jutottak.

#### *Tiszaújvárosi (mezőcsáti) térség*

A másik dél-borsodi táj az egykori Mezőcsáti járás, amely nagyjából a Miskolci járás alsó szakaszából és részben az Egrinek (majd később Mezőkövesdinek) nevezett járásból 1884-ben kihaló 25 alföldi községből létesült, és székhelye 1981-től a Tiszaszederkényből városi rangra emelkedett Leninváros (jelenlegi nevén: Tiszaújváros) lett.

A tiszaújvárosi kistérség – a Mezőkövesd körzetébe átcsatolt Tiszabábolna nélkül – 21 települést foglal magába. Lakossága református többségű, az erőteljesen katolikus mezőkövesdi térséggel szemben. Tíz településről csak református anyakönyvek tájékoztatnak, további öt községben református anyakönyveken kívül római katolikus is, Hejőkürtön római, Hejőkeresztúron görög katolikus, Sajószögeden mindkét szertartásrendű katolikus anyakönyvet vezettek, és Mezőcsátról 1851-től izraelita felekezeti anyakönyvek is fennmaradtak.

A református anyakönyvekbe bejegyzett születések száma 1828 és 1895 között mindössze 2,5 százalékkal haladta meg a halálozásokét, sőt hét anyakönyvben halálozási többlet mutatkozott. A római katolikus anyakönyvek viszont a halálozásoknál 24 százalékkal, van ahol 30–40 százalék is több születésről tanúskodnak.

A hejőkürti és sajószögedi görög katolikus anyakönyvekbe nemcsak a mezőcsáti, hanem a mezőkövesdi térségből, sőt még Heves megyéből is, összesen mintegy két tucat település adatait jegyezték be. A születések száma azonban 1828 és 1895 között csak 3,5 százalékkal volt magasabb a halálozásokénál.

Az 1851-től vezetett mezőcsáti izraelita anyakönyvben viszont a születések száma 1895-ig több mint kétszeresen haladta meg a halálozásokét.

4. tábla

*A tiszaiújvárosi térség felekezeti anyakönyveinek  
1828–1895. évi népmozgalmi adatai*

| Felekezet       | Születés<br>(fő) | Halálozás<br>(fő) | Természetes<br>szaporodás (fő) | Vitalitási<br>index |
|-----------------|------------------|-------------------|--------------------------------|---------------------|
| Református      | 41 949           | 40 933            | 1 016                          | 102,5               |
| Római katolikus | 19 749           | 15 956            | 3 793                          | 123,8               |
| Görög katolikus | 5 746            | 5 550             | 196                            | 103,5               |
| Izraelita       | 2 013            | 873               | 1 140                          | 230,6               |
| <i>Összesen</i> | <i>69 457</i>    | <i>63 312</i>     | <i>6 145</i>                   | <i>109,7</i>        |

A reformátusok (csekély) természetes szaporulata ellenére lélekszámuk – feltehetően elvándorlás következtében, a XIX. század végéig 16 800 körüli változatlan szinten – stagnált. Így az össznépességen belüli kétharmados arányuk a századfordulőig 56 százalékra csökkent, sőt egy fél évszázad múlva az 50 százalékot is alig haladta meg. A római katolikus népesség száma viszont 6,2 ezerről 10 ezer fölé – nagyjából a természetes népszaporodásuknak megfelelő mértékben – emelkedett, és alig 25 százalékos arányuk 1900-ban az egyharmadot közelítette 1949-ben pedig már 43,9 százalékot ért el.

A görög katolikusok lélekszáma születési többletüket meghaladó mértékben emelkedett. Az 1851-től vezetett mezőcsáti izraelita anyakönyvek feltűnően magas születési többletet jeleznek, de lélekszámuk a század derekáig nagyjából inkább folyamatos bevándorlás révén növekedett az 1830. évi mintegy félezerről a századfordulőig 1,4 ezerre.

5. tábla

*A tiszaiújvárosi térség népességének alakulása vallási megoszlásban*

| Felekezet       | 1830.                | 1870.         | 1900.         | 1949.         |
|-----------------|----------------------|---------------|---------------|---------------|
|                 | évben                |               |               |               |
|                 | Fő                   |               |               |               |
| Római katolikus | 6 169                | 6 953         | 9 985         | 14 906        |
| Görög katolikus | 1 542                | 1 687         | 1 818         | 1 649         |
| Református      | 16 727               | 16 759        | 16 880        | 17 084        |
| Evangélikus     | 26                   | 57            | 83            | 103           |
| Izraelita       | 538                  | 1 343         | 1 403         | 135           |
| Egyéb           | -                    | 48            | 18            | 97            |
| <i>Összesen</i> | <i>25 002</i>        | <i>26 847</i> | <i>30 187</i> | <i>33 974</i> |
|                 | Megoszlás (százalék) |               |               |               |
| Római katolikus | 24,7                 | 25,9          | 33,1          | 43,9          |
| Görög katolikus | 6,1                  | 6,3           | 6,0           | 4,8           |
| Református      | 66,9                 | 62,4          | 55,9          | 50,3          |
| Evangélikus     | 0,1                  | 0,2           | 0,3           | 0,3           |
| Izraelita       | 2,2                  | 5,0           | 4,7           | 0,4           |
| Egyéb           | 0,0                  | 0,2           | 0,0           | 0,3           |
| <i>Összesen</i> | <i>100,0</i>         | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>  |

1830-ban a térség négy községében volt római katolikus, és háromban görög katolikus többség. A század végén már többséget alkottak a katolikusok két további, majd 1949-ig újabb két községben. Így a XX. század közepére a térség településeinek a fele katolikus többségű volt. A katolikusok nagyobb szaporodásával szemben a túlnyomóan református Gelej község népessége az 1830. évi több mint 2 ezer főről a század végéig alig 1400-ra, 1949-ig pedig 1200 közelébe csökkent, s ezen belül a reformátusok lélekszáma alig több mint a fele az 1830. évinek. A háromnegyed részben református Hejőszalonta lakossága is mintegy harmadával csökkent az évtizedek folyamán, az egykori járási székhely, a több mint 90 százalékban református Mezőcsát lélekszáma 5200 fő körül stagnált a múlt évszázadban, a reformátusok aránya pedig a XX. század közepén az össznépességnek már a kétharmadát sem érte el. A reformátusok számaránya egyébként a térség csaknem minden településén csökkent.

#### *A miskolci térség*

A mintegy 40 községet magába foglaló egykori miskolci járás területe – a jelenlegi miskolci kistérség – sokat változott: 1884-ben kiszakadt belőle a mezőcsáti járás, de bővült néhány községgel a mezőkövesdi székhelyű járásból, 1950-ben pedig a sajszentpéteri járás 6 községével, sőt 1945 és 1950 között Zemplén megyéből 9, Abaúj megyéből 2 helységgel, miközben 7 önálló települést Miskolc városhoz csatoltak.

Húsz községben vezettek református anyakönyvet, további 5 községben reformátust és római katolikust is. Római katolikus anyakönyvezés volt 4 községben, 2 helységben görög katolikus szertartású, Felsőzsolcán mindkét szertartású katolikus egyház anyakönyveit vezették, Arnóton pedig az evangélikus egyházét. Az utóbbi vallási közösségben volt a legalacsonyabb a vitalitási index: 100 halálzásra alig 83 születés jutott az 1828 és 1895 közötti évtizedekben; a görög katolikusoknál is alig 2 százalékkal haladta meg a születések száma a halálzásokét, a református lakosság körében 5 százalék volt a születési többlet, de 6 egyházközségben népességvesztés mutatkozott. A római katolikus anyakönyvek bejegyzései viszont ennél több mint háromszor nagyobb arányú népszaporodásról tanúskodnak.

6. tábla

*A miskolci térség népmozgalma az egyházi anyakönyvek szerint, 1828–1895*

| Felekezet       | Születés<br>(fő) | Halálzás<br>(fő) | Természetes<br>szaporodás (fő) | Vitalitási<br>index |
|-----------------|------------------|------------------|--------------------------------|---------------------|
| Római katolikus | 41 224           | 35 492           | 5 732                          | 116,2               |
| Görög katolikus | 7 049            | 6 926            | 123                            | 101,8               |
| Református      | 46 313           | 44 104           | 2 209                          | 105,0               |
| Evangélikus     | 1 444            | 1 745            | -301                           | 82,7                |
| <i>Összesen</i> | <i>96 030</i>    | <i>88 267</i>    | <i>7 763</i>                   | <i>108,8</i>        |

Miként a mezőcsáti, illetve tiszaujvárosi térségben, a miskolciban is a református vallás volt többségben a XIX. század nagyobb részében: 1830-ban még mintegy 60 százalékban, sőt a Zemplén megyéből és a sajszentpéteri járásból átkerült községek átlagában

70 százalékot is meghaladó mértékben. Az 1828 és 1895 közötti évtizedekben kimutatott több mint kétezer főnyi születési többlet ellenére azonban a református lakosság lélekszáma csökkent: az 1830 körül még több mint 22 ezer fővel szemben a század végén már nem érte el a 20 ezret. Ez arra utal, hogy jelentős mértékű volt az elvándorlás a térségből. A római katolikusok lélekszáma viszont az 1830. évi 10 ezerről 6 ezer fővel – a természetes népszaporulatot némileg meghaladó mértékben – növekedett, s a XX. század első felében mutatkozó erőteljes népességnövekedés is inkább pozitív előjelű vándormozgásra utal. A görög katolikus lakosságnak a természetes szaporodásnál nagyobb mértékű növekedése is – hosszabb távon – bizonyos mértékű bevándorlásra enged következtetni. Az evangélikusok lélekszáma az anyakönyveikből kirajzolódó halálozási többlet ellenére sem csökkent, ami szintén a folyamatos bevándorlásnak tulajdonítható. A térség izraelita lakosságának természetes népmozgalmáról adatokat nem ismerünk, mert azokat nagyrészt Miskolc város anyakönyveiben vezették. Lélekszámuk erőteljes növekedése azonban élénk természetes és vándormozgásról tanúskodik.

Mindennek eredményeképpen a miskolci térség több vegyes vallású községében is a katolikusok kerültek többségbe, a reformátusok aránya pedig a legtöbb községben megfogyatkozott.

7. tábla

*A miskolci térség népességének alakulása vallási megoszlásban*

| Felekezet       | 1830.                | 1870.         | 1900.         | 1949.         |
|-----------------|----------------------|---------------|---------------|---------------|
|                 | évben                |               |               |               |
|                 | Fő                   |               |               |               |
| Római katolikus | 9 961                | 13 015        | 16 388        | 26 961        |
| Görög katolikus | 2 859                | 3 147         | 3 841         | 4 695         |
| Református      | 22 190               | 19 441        | 19 540        | 23 572        |
| Evangélikus     | 759                  | 728           | 764           | 718           |
| Izraelita       | 1 412                | 1 756         | 2 316         | 210           |
| Egyéb           | 3                    | 14            | 16            | 241           |
| <i>Összesen</i> | <i>37 184</i>        | <i>38 101</i> | <i>42 865</i> | <i>56 397</i> |
|                 | Megoszlás (százalék) |               |               |               |
| Római katolikus | 26,8                 | 34,2          | 38,2          | 47,8          |
| Görög katolikus | 7,7                  | 8,2           | 9,0           | 8,3           |
| Református      | 59,7                 | 51,1          | 45,6          | 41,8          |
| Evangélikus     | 2,0                  | 1,9           | 1,8           | 1,3           |
| Izraelita       | 3,8                  | 4,6           | 5,4           | 0,4           |
| Egyéb           | 0,0                  | 0,0           | 0,0           | 0,4           |
| <i>Összesen</i> | <i>100,0</i>         | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>  |

A katolikusokénál alacsonyabb természetes szaporodás és a negatív előjelű vándorlási egyenleg eredményeképpen a református népesség aránya a XIX. század utolsó évtizedeiben elvesztette korábbi abszolút többségét, sőt a XX. század első évtizedeiben a római katolikusok mögé került. A római és a görög katolikusok együttes lélekszámának aránya a XX. század elején már meghaladta a két protestáns vallás egyébként folyamatosan fogyatkozó számarányát. Az izraelita vallásúaknak az össznépességen belüli részesedése a

miskolci térségben a századfordulón magasabb volt, mint a tiszaujvárosi (mezőcsáti) s még inkább, mint a mezőkövesdi térségben.

### *Miskolc város*

1878-ban a megyeszékhely Miskolc városhoz csatolták Mindszentet, 1944-ben két jelentős népességű ipari települést, 1950-ben pedig további négy települést. A munkánk alapjául szolgáló népmozgalmi adatgyűjtemény-kötetben ezeknek a korábban önálló településeknek az adatai is Miskolc városánál szerepelnek, összevontan az eredeti (kis-)miskolci adatokkal. Az adatok azt mutatják, hogy a polgárosodó városi lakosság, a jelentős részben ipari–forgalmi népesség körében gyakoribb volt a születéskorlátozás, mint a túlnyomórészt agrár népességű falvakban. A termékenység felekezetek közötti különbségei azonban a városi környezetben ugyanúgy jelentkeztek, mint a többi dél-borsodi térség falusi településein.

Annak ellenére, hogy Miskolc a XIX. század nagyobb részében református többségű város volt, a római katolikus anyakönyvekbe az 1850-es évektől több keresztelést jegyeztek be, mint a reformátusba. Miként az előzőkben bemutatott tájakon, Miskolc városban is a római katolikusok vitalitási indexe volt a legmagasabb (106,5), utánuk a görög katolikusok következtek (101,8). A reformátusok 8,0 százalékkal, az evangélikusok 14,5 százalékkal kevesebb születést anyakönyveztek a halálozásoknál az 1828 és 1895 közötti évtizedekben. Az 1836-tól vezetett izraelita anyakönyvekbe viszont 1895-ig a halálozásokat több mint 60 százalékkal meghaladó születést jegyeztek be. Ez az arány még alacsonynak is számít a dél-borsodi izraelita hitközségek anyakönyvi adataival összehasonlítva, ahol a születések száma mintegy 2,3-szerese volt a halálozásokénak. Azok az izraeliták ugyanis, akik kisebb településekről költöztek be a városba, és ott hunytak el, a miskolci halálozások között szerepelnek. Nem kis számban voltak, akik Miskolcon születtek, de a fővárosban (vagy esetleg külföldön) találták meg tartósan lakhelyüket.

Az izraelita anyakönyvek csak 1849-ben és az 1873. évi kolerajárvány idején mutatnak ki – akkor sem nagy mértékű – halálozási többletet, majd még kisebb mértékűt 1878-ban és 1880-ban. Az evangélikusoknál viszont 1880-ig, több mint fél évszázad alatt, csupán 10 évben mutatkozott születési többlet, a reformátusoknál is csak 18 évben. Az utóbbiaknál különösen nagymérvű volt a népességvesztés az 1831., 1849. és 1873. évi kolerajárvány idején, amikor több mint kétszer annyian haltak meg, mint amennyien születtek.

A római katolikusoknál a nagyobb születési gyakoriság jobban ellensúlyozta a járványok pusztítását minden évtizedben: csak az 1830-as és 1840-es években volt nagyobb a halálozás, és csak 1831-ben haladta meg a halálozások száma a születések kétszeresét. Az 1860-as és 1870-es évtizedben csak 2-2 esztendőben mutatható ki halálozási többlet.

A görög katolikusoknál viszont 1828 és 1880 közötti időszakban gyakoribb volt a negatív előjelű népesedési mérleg, mint a pozitív. 1881-től 1895-ig azonban – az izraelitákhoz hasonlóan – minden évben több volt a születés mint a halálozás, és a vitalitási index nem sokkal maradt el az izraelitáké mögött.

A század utolsó éveiben általában magasabb volt a vitalitási index, mint a visszatérő járványok által sújtott korábbi évtizedekben. A római katolikus lakosság körében már az 1850-es évektől minden évtized természetes szaporodással zárult, a reformátusoknál csak

1850-es és az 1890-es évtizedben mutatkozott némi születési többlet, az evangélikusoknál folyamatosan csak 1888 és 1890 és 1893 és 1895 közötti években (korábban csak kivételesen egy-egy esztendőben).

8. tábla

A születések és halálozások számának alakulása Miskolcon

| Időszak   | Római         | Görög        | Református    | Evangélikus  | Izraelita     | Görögkeleti | Összesen      |
|---|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|-------------|---------------|
|   | katolikus     |              |               |              |               |             |               |
| Születések (fő)                                 |               |              |               |              |               |             |               |
| 1828–1839                                       | 4 326         | 506          | 5 247         | 793          | 175           | 63          | 11 110        |
| 1840–1849                                       | 3 846         | 514          | 4 284         | 588          | 984           | 27          | 10 243        |
| 1850–1859                                       | 4 452         | 512          | 4 214         | 636          | 1 967         | 11          | 11 792        |
| 1860–1869                                       | 5 142         | 509          | 4 196         | 679          | 2 166         | 15          | 12 707        |
| 1870–1879                                       | 6 017         | 594          | 4 363         | 739          | 2 520         | 29          | 14 262        |
| 1880–1895                                       | 13 803        | 1 300        | 7 462         | 1 718        | 4 579         | 39          | 28 901        |
| <i>Összesen</i>                                 | <i>37 586</i> | <i>3 935</i> | <i>29 766</i> | <i>5 153</i> | <i>12 391</i> | <i>184</i>  | <i>89 015</i> |
| Halálozások (fő)                                |               |              |               |              |               |             |               |
| 1828–1839                                       | 5 277         | 540          | 6 016         | 1 043        | 83            | 137         | 13 096        |
| 1840–1849                                       | 4 201         | 572          | 5 317         | 920          | 379           | 93          | 11 482        |
| 1850–1859                                       | 3 980         | 481          | 4 015         | 718          | 1 061         | 37          | 10 292        |
| 1860–1869                                       | 4 635         | 517          | 4 665         | 815          | 1 245         | 42          | 11 919        |
| 1870–1879                                       | 5 581         | 775          | 5 190         | 913          | 1 900         | 52          | 14 411        |
| 1880–1895                                       | 11 619        | 982          | 7 270         | 1 616        | 3 044         | 64          | 24 595        |
| <i>Összesen</i>                                 | <i>35 293</i> | <i>3 867</i> | <i>32 473</i> | <i>6 025</i> | <i>7 712</i>  | <i>425</i>  | <i>85 795</i> |
| Vitalitási index                                |               |              |               |              |               |             |               |
| 1828–1839                                       | 81,3          | 93,7         | 87,2          | 76,0         | 210,8         | 46,0        | 84,8          |
| 1840–1849                                       | 91,5          | 89,9         | 80,6          | 63,9         | 259,6         | 29,0        | 89,2          |
| 1850–1859                                       | 111,9         | 106,4        | 105,0         | 88,6         | 185,4         | 29,7        | 114,6         |
| 1860–1869                                       | 122,5         | 98,5         | 89,9          | 83,3         | 174,0         | 35,7        | 106,6         |
| 1870–1879                                       | 107,8         | 76,6         | 84,1          | 80,9         | 132,6         | 55,8        | 99,0          |
| 1880–1895                                       | 118,7         | 132,4        | 102,6         | 106,3        | 150,4         | 60,9        | 117,5         |
| <i>Összesen</i>                                 | <i>106,5</i>  | <i>101,8</i> | <i>91,7</i>   | <i>85,5</i>  | <i>160,7</i>  | <i>43,3</i> | <i>103,8</i>  |
| Természetes szaporodás<br>1828–1895 között (fő) | 2 293         | 68           | -2 707        | -872         | 4 679         | -241        | 3 220         |

Az egyházi anyakönyvek 1828 és 1895 között nem sokkal több, mint 3000 főnyi születési többletről tanúskodnak, a város lélekszáma ugyanakkor 1830-tól a század végéig 32 ezer főről mintegy harmadával, 11 ezer fővel növekedett.

Ezen belül a zsidó lakosság száma ötszörösére ugrott és a város népességének mintegy 20 százalékát képviselte, a római katolikusok száma pedig megkétszereződött, természetes szaporulatukon kívül a jelentős mértékű bevándorlás révén.

Növekedett a görög katolikusok és az evangélikusok száma is, annak ellenére, hogy az utóbbiak természetes népmozgalma negatív előjelű volt.

Megfogyatkoztak a görögkeletiek, a legkisebb létszámú vallási közösség. De az 1830. évi közel 18 ezer főről mintegy 6 ezerrel lettek kevesebben a reformátusok is, akik a szá-



zad első felében a város lakosságának több mint felét alkották, a század végén pedig alig több mint negyedét. Közben a katolikusok kerültek az első helyre, a XX. század első évtizedeiben már abszolút többséggel. (Említésre érdemes azonban, hogy a reformátusok lélekszámának a csökkenése talán nem volt ilyen nagy mértékű. A miskolci helytörténet-írás ugyanis túlzottnak tartja a reformátusoknak az egyházi névtárak nyomán Fényes Elek által 1830. évre kimutatott számát. )

9. tábla

*Miskolc város népességének alakulása vallási megoszlásban*

| Felekezet            | 1830.                | 1870.         | 1900.         | 1949.          |
|----------------------|----------------------|---------------|---------------|----------------|
|                      | évben                |               |               |                |
|                      | Fő                   |               |               |                |
| Római katolikus      | 9 240                | 11 011        | 18 259        | 59 372         |
| Görög katolikus      | 1 142                | 1 409         | 1 667         | 5 834          |
| Református           | 17 795               | 10 707        | 11 989        | 31 155         |
| Evangélikus          | 1 930                | 2 122         | 2 434         | 4 554          |
| Izraelita            | 1 694                | 5 324         | 8 551         | 2 025          |
| Görögkeleti és egyéb | 317                  | 88            | 196           | 750            |
| <i>Összesen</i>      | <i>32 118</i>        | <i>30 661</i> | <i>43 096</i> | <i>103 690</i> |
|                      | Megoszlás (százalék) |               |               |                |
| Római katolikus      | 28,8                 | 35,9          | 42,4          | 57,3           |
| Görög katolikus      | 3,5                  | 4,6           | 3,9           | 5,6            |
| Református           | 55,4                 | 34,9          | 27,8          | 30,0           |
| Evangélikus          | 6,0                  | 6,9           | 5,6           | 4,4            |
| Izraelita            | 5,3                  | 17,4          | 19,8          | 2,0            |
| Görögkeleti és egyéb | 1,0                  | 0,3           | 0,5           | 0,7            |
| <i>Összesen</i>      | <i>100,0</i>         | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>  | <i>100,0</i>   |

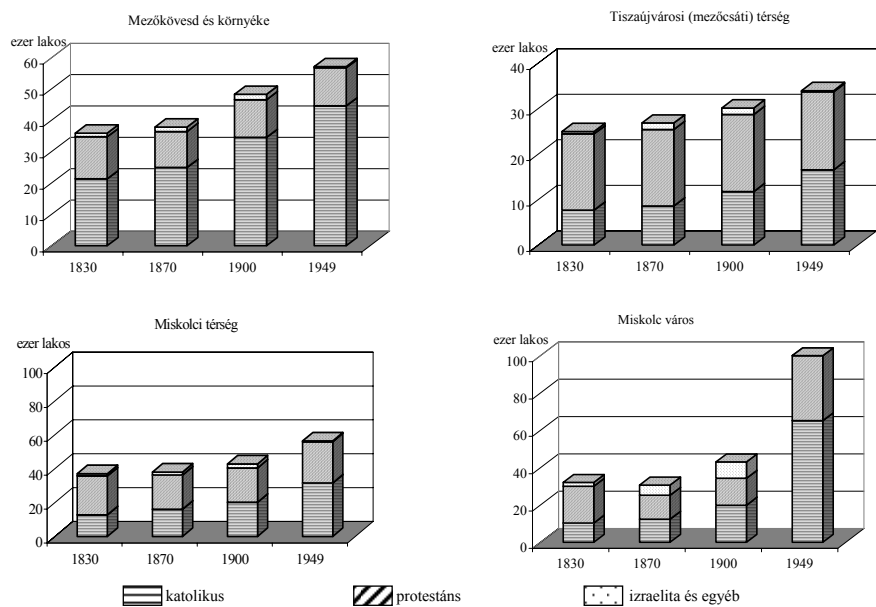
#### *A dél-borsodi régió összesítése*

Az egyházi anyakönyvek adatainak előbbiekben részletezett vizsgálata áttekintést nyújt a történeti Borsod megye területének, népességének és helységeinek nagyobb részéről. A vizsgált népesség vallási megoszlását az ábrák szemléltetik.

A dél-borsodi térségek és a megyeszékhely anyakönyvi adatai egybehangzóan a római katolikusoknak a reformátusoknál és más vallásúaknál lényegesen magasabb természetes szaporodását (és vitalitási indexét) mutatják. Csak az izraelita anyakönyvek jeleznek nagyobb arányú születési többletet, a zsidó lakosság XIX. századbeli élénk vándormozgása eredményeképpen. (Lásd a 10. táblát.)

A római katolikus népesség magas természetes szaporodása viszonylag kis mértékű vándormozgalommal járt együtt, a református lakosság viszont alig szaporodott, ugyanakkor jelentős számban vándorolt el a térségből. Így a református népesség 1830-tól a század végéig közel 10 ezer fővel, több mint 13 százalékkal megfogyatkozott, a katolikusok száma pedig ez idő alatt több mint 32 ezer fővel, mintegy 70 százalékkal megemelkedett, miközben az összlakosság csak 26 százalékkal növekedett.

A népesség száma vallási megoszlás szerint 1830 és 1949 között



10. tábla

A különböző vallású lakosság természetes népmozgalma Dél-Borsodban

| Térség                 | Születés (fő)  | Halálozás (fő) | Természetes szaporodás (fő) | Vitalitási index |
|------------------------|----------------|----------------|-----------------------------|------------------|
| <b>Katolikus</b>       |                |                |                             |                  |
| Mezőkövesdi térség     | 81 663         | 67 119         | 14 544                      | 121,7            |
| Tiszaújvárosi térség   | 19 749         | 15 956         | 3 793                       | 123,8            |
| Miskolci térség        | 41 224         | 35 492         | 5 732                       | 116,2            |
| Miskolc város          | 37 586         | 35 293         | 2 293                       | 106,5            |
| <i>Együtt</i>          | <i>180 222</i> | <i>153 860</i> | <i>26 362</i>               | <i>117,1</i>     |
| <b>Református</b>      |                |                |                             |                  |
| Mezőkövesdi térség     | 30 768         | 29 110         | 1 658                       | 105,7            |
| Tiszaújvárosi térség   | 38 932         | 38 135         | 797                         | 102,1            |
| Miskolci térség        | 46 313         | 44 104         | 2 203                       | 105,0            |
| Miskolc város          | 29 766         | 32 473         | -2 707                      | 91,7             |
| <i>Együtt</i>          | <i>145 779</i> | <i>143 822</i> | <i>1 957</i>                | <i>101,4</i>     |
| <b>Többi felekezet</b> |                |                |                             |                  |
| Görög katolikus        | 16 730         | 16 323         | 407                         | 102,5            |
| Izraelita              | 18 251         | 10 209         | 8 042                       | 178,8            |
| Evangélikus és egyéb   | 6 781          | 8 195          | -1 414                      | 82,7             |
| <i>Együtt</i>          | <i>41 762</i>  | <i>34 727</i>  | <i>7 035</i>                | <i>120,3</i>     |
| <i>Összesen</i>        | <i>367 763</i> | <i>332 409</i> | <i>35 354</i>               | <i>110,6</i>     |

Az eltérő természetes szaporodás következtében a két legnagyobb vallás súlya a népességben megváltozott, sorrendjük felcserélődött: a református vallás elvesztette abszo-

lút többségét, a római katolikus vallás került az első helyre, és a görög katolikusokkal együtt a századfordulóra abszolút többséget szereztek. Az evangélikusok aránya csökkent, és a két protestáns felekezet együttesen sem érte el 1900-ban a 40 százalékot, a hét évtizeddel korábbi 56 százalékkal szemben. A XX. század első felében folytatódott a katolikusok térhódítása, és 1949-ig együttes részarányuk 63 százalékra emelkedett, a protestánsoké pedig 35-36 százalékra mérséklődött.

Az izraelitáknak a XIX. század első felében végbement nagyarányú folyamatos bevándorlását a későbbiekben ugyancsak élénk vándormozgás követte – különösen a városi(asodó) települések felé –, ily módon a zsidóság lélekszáma közel megháromszorozódott, és a századfordulón jelentős hányadát adja a vizsgált régió, azon belül különösen Miskolc város, népességének. Említésre érdemes, hogy az evangélikus hívek is túlnyomórészt Miskolc városában tömörültek.

11. tábla

| <i>Dél-Borsod népességének alakulása vallási megoszlásban</i> |                      |                |                |                |
|---|----------------------|----------------|----------------|----------------|
| Felekezet   | 1830.                | 1870.          | 1900.          | 1949.          |
|   | évben                |                |                |                |
|   | Fő                   |                |                |                |
| Római katolikus   | 46 673               | 55 908         | 79 131         | 145 660        |
| Görög katolikus   | 5 619                | 6 268          | 7 392          | 12 394         |
| Református  | 69 953               | 58 360         | 60 391         | 83 849         |
| Evangélikus   | 2 869                | 2 975          | 3 354          | 5 476          |
| Izraelita   | 4 822                | 9 829          | 13 837         | 2 516          |
| Egyéb   | 320                  | 153            | 242            | 1 366          |
| <i>Összesen</i>   | <i>130 256</i>       | <i>133 493</i> | <i>164 347</i> | <i>251 261</i> |
|   | Megoszlás (százalék) |                |                |                |
| Római katolikus   | 35,8                 | 41,9           | 48,1           | 58,0           |
| Görög katolikus   | 4,3                  | 4,7            | 4,5            | 4,9            |
| Református  | 53,7                 | 43,7           | 36,8           | 33,4           |
| Evangélikus   | 2,2                  | 2,2            | 2,0            | 2,2            |
| Izraelita   | 3,7                  | 7,4            | 8,4            | 1,0            |
| Egyéb   | 0,3                  | 0,1            | 0,2            | 0,5            |
| <i>Összesen</i>   | <i>100,0</i>         | <i>100,0</i>   | <i>100,0</i>   | <i>100,0</i>   |

Miskolc város és a három vizsgált kistérség együttes lélekszáma mintegy kétharmada a történeti Borsod megye – az 1950-ben hozzácsatolt Abaúj és Zemplén megyei részek és a néhány gömöri település nélküli – népességének. A maradék borsodi terület népességében már a XIX. század első felében is több volt a katolikus, mint a református, és a két vallás mozgásának dinamikája hasonló volt a részleteiben vizsgált tájakéhoz. Kiemelkedő mértékben növekedett a római katolikusok száma és aránya: 50-ről 63 százalékra, a református híveké pedig csaknem változatlan szinten stagnált, és arányuk 35-ről 25 százalékra csökkent. Az izraelita lakosság száma – forgalmasabb, nagyobb települések hiányában – csak kismértékben növekedett, sőt részarányuk valamelyest csökkent. Hasonlóképpen visszaesett a görög katolikusok aránya, az evangélikusoké viszont abszolút számukat és arányukat tekintve egyaránt emelkedett.

**AZ ÉSZAK-MAGYARORSZÁGI MEGYÉK NÉPESSÉGÉNEK  
VALLÁSI MEGOSZLÁSA A XIX. SZÁZADBAN**

Felmerül a kérdés, hogy a népesség vallási megoszlásának – a születések és a halálozások, valamint a vándorozás egyenlegéből kialakult – módosulása általánosítható-e, jellemző-e más megyékre is olyan mértékben, mint Borsodban.

12. tábla

*Borsod megye népességének alakulása vallási megoszlásban*

| Felekezet       | 1830-ban       |              | 1870-ben       |              | 1900-ban       |              | Index:<br>1830. év=100 |
|-----------------|----------------|--------------|----------------|--------------|----------------|--------------|------------------------|
|                 | fő             | százalék     | fő             | százalék     | fő             | százalék     |                        |
| Római katolikus | 79 557         | 40,7         | 92 952         | 47,7         | 137 980        | 53,5         | 173,4                  |
| Görög katolikus | 10 904         | 5,6          | 10 886         | 5,6          | 12 850         | 5,0          | 117,8                  |
| Református      | 92 656         | 47,3         | 73 442         | 37,6         | 83 310         | 32,4         | 90,4                   |
| Evangélikus     | 4 620          | 2,4          | 5 462          | 2,8          | 6700           | 2,6          | 145,2                  |
| Izraelita       | 7 209          | 3,7          | 12 168         | 6,2          | 16 477         | 6,4          | 228,6                  |
| Egyéb           | 703            | 0,3          | 127            | 0,1          | 269            | 0,1          | 109,4                  |
| <i>Összesen</i> | <i>195 649</i> | <i>100,0</i> | <i>195 037</i> | <i>100,0</i> | <i>257 586</i> | <i>100,0</i> | <i>132,0</i>           |

A Borsoddal határos Gömör és Kishont megyében – melynek közel két tucatnyi települése közigazgatásilag már az 1920-as évek elejétől Borsodhoz tartozik – nem a katolikus vagy a református vallás volt a legnépesebb, hanem az evangélikus, és a lakosság többségét a múlt század nagyobb részében nem magyar nemzetiségűek, hanem szlovákok és kisebb részben ruszinok és németek alkották. A század közepén azonban a római katolikusok száma meghaladta az evangélikusokét, növekedett a görög katolikusok száma és aránya is. Jelentősen megcsappant viszont a reformátusok és még inkább az evangélikusok száma oly mértékben, hogy míg 1830-ban a protestánsok a megye népességének közel kétharmadát adták, a századfordulón már alig több mint felét.

13. tábla

*Gömör és Kishont megye népességének alakulása vallási megoszlásban*

| Felekezet       | 1830-ban       |              | 1900-ban       |              | Növekedés<br>(százalék) |
|-----------------|----------------|--------------|----------------|--------------|-------------------------|
|                 | fő             | százalék     | fő             | százalék     |                         |
| Római katolikus | 59 389         | 32,4         | 79 838         | 43,4         | 134,4                   |
| Görög katolikus | 3 427          | 1,9          | 4 344          | 2,4          | 126,7                   |
| Református      | 43 354         | 23,6         | 34 707         | 18,9         | 80,1                    |
| Evangélikus     | 77 308         | 42,1         | 59 459         | 32,4         | 76,8                    |
| Izraelita       | -              | -            | 5 339          | 2,9          | -                       |
| Egyéb           | -              | -            | 97             | 0,0          | -                       |
| <i>Összesen</i> | <i>183 478</i> | <i>100,0</i> | <i>183 784</i> | <i>100,0</i> | <i>100,2</i>            |

Abaúj-Torna megye területének mintegy fele, lakosságának kisebb része, maradt a jelenlegi országhatárok között, és azt 1950-ben Borsod megyéhez csatolták. Az 1880-as évek elején a kis Torna megyét egyesítették Abaújjal. A kettős nevű megye az 1830. évi

adatok szerint több mint 60 százalékban magyar anyanyelvű és római katolikus vallású volt. A századfordulóig azonban a római katolikusok száma némileg, a reformátusoké még nagyobb mértékben megfogyatkozott, viszont erőteljesen növekedett a görög katolikusoké, és az evangélikusoké, leginkább pedig az izraelitáké, s így ez utóbbi vallás aránya megemelkedett. A római és a görög katolikusok a századfordulón együttesen körülbelül olyan arányt képviseltek, mint hét évtizeddel korábban (68-69 százalékot), a protestánsok száma pedig 26-27 százalékról 25 százalék alá csúszott.

14. tábla

*Abauj-Torna megye népességének alakulása vallási megoszlásban*

| Felekezet       | 1830-ban       |              | 1900-ban       |              | Növekedés<br>(százalék) |
|-----------------|----------------|--------------|----------------|--------------|-------------------------|
|                 | fő             | százalék     | fő             | százalék     |                         |
| Római katolikus | 115 003        | 60,5         | 113 447        | 57,7         | 98,6                    |
| Görög katolikus | 15 965         | 8,4          | 20 142         | 10,2         | 126,2                   |
| Református      | 44 471         | 23,4         | 41 562         | 21,2         | 93,5                    |
| Evangélikus     | 5 643          | 3,0          | 7 051          | 3,6          | 124,9                   |
| Izraelita       | 8 936          | 4,7          | 14 069         | 7,2          | 157,4                   |
| Egyéb           | 9              | 0,0          | 141            | 0,1          | 1566,7                  |
| <i>Összesen</i> | <i>190 027</i> | <i>100,0</i> | <i>196 412</i> | <i>100,0</i> | <i>103,4</i>            |

A XIX. század első felében még közel kétharmad részben nem magyar, túlnyomórészt szlovák és ruszin etnikumú, a Kárpátokig hosszan elnyúló Zemplén megye területének és településeinek csak mintegy negyede, lakosságának 40 százaléka maradt a jelenlegi államhatárok között, és tartozik ma is az 1950-ben felállított megyealakulathoz. Zemplén megye lélekszámának vallási megoszlása jelentősen nem módosult, a zsidóságtól eltekintve, amely a nagyarányú beköltözések révén több mint megkétszereződött, és arányuk közel 10 százalékra emelkedett. Az evangélikusok lélekszáma csökkent, és a két protestáns felekezet aránya 24,3-ról 21,8 százalékra mérséklődött. Az izraeliták után a római katolikusok száma növekedett a legnagyobb mértékben, s a korábban legnépesebb görög katolikusokat megelőzve a megye vezető vallása lett. A katolikusok együttes aránya azonban valamelyest 70 százalék alá csökkent.

15. tábla

*Zemplén megye népességének vallási megoszlása*

| Felekezet       | 1830-ban       |              | 1900-ban       |              | Növekedés<br>(százalék) |
|-----------------|----------------|--------------|----------------|--------------|-------------------------|
|                 | fő             | százalék     | fő             | százalék     |                         |
| Római katolikus | 95 855         | 34,9         | 123 965        | 37,8         | 129,3                   |
| Görög katolikus | 97 156         | 35,4         | 101 053        | 30,8         | 104,0                   |
| Református      | 59 762         | 21,7         | 64 457         | 19,7         | 107,9                   |
| Evangélikus     | 7 051          | 2,6          | 6 807          | 2,1          | 96,5                    |
| Izraelita       | 14 619         | 5,3          | 31 533         | 9,6          | 215,7                   |
| Egyéb           | 242            | 0,1          | 176            | 0,0          | 72,7                    |
| <i>Összesen</i> | <i>274 685</i> | <i>100,0</i> | <i>327 991</i> | <i>100,0</i> | <i>119,4</i>            |

Végül is a Borsoddal határos és országhatárokkal megosztott, többnemzetiségű három megye vallási megoszlásának alakulásában érvényesültek – ha nem is olyan mértékben, mint Borsodban – az általános tendenciák: lélekszámban és arányait tekintve egyaránt csökkent a két protestáns vallás súlya a népességben és növekedett a katolikusoké, azon belül elsősorban a római szertartásúaké.

### MAGYARORSZÁG NÉPESSÉGÉNEK VALLÁSI MEGOSZLÁSA 1840 ÉS 1949 KÖZÖTT

A bemutatott megyék a történeti Magyarország területének és népességének 5-6 százalékát képviselik, és az adataikból kirajzolódó kép talán már jobban jellemezheti a főbb tendenciákat, mint az elsőként legrészletesebben tárgyalt Borsod megye. Még teljesebbé válik a kép, ha az egész ország népességének vallási tagolódását vizsgáljuk hosszabb távon. Az egyes vallások országos lélekszámának alakulása elsősorban a természetes szaporodásban mutatkozó különbségeket tükrözi, már nem torzítja az országon belüli vándormozgás hatása, csak az államhatárokon átmenő be-, és kivándorlásé. Fényes Elek 1840. évre vonatkozó országos adataiból kiindulva vizsgáljuk a vallási tagolódás változásait az 1910. évi népszámlálásig.

16. tábla

*A történeti Magyarország népességének vallási megoszlása*

| Felekezet            | 1840-ben      |              | 1910-ben      |              | Növekedés<br>(százalék) |
|----------------------|---------------|--------------|---------------|--------------|-------------------------|
|                      | ezer fő       | százalék     | ezer fő       | százalék     |                         |
| Római katolikus      | 6 130         | 47,6         | 10 807        | 51,5         | 176,3                   |
| Görög katolikus      | 1 332         | 10,3         | 2 014         | 9,6          | 151,2                   |
| Református           | 1 847         | 14,3         | 2 603         | 12,5         | 140,9                   |
| Evangélikus          | 1 006         | 7,8          | 1 331         | 6,4          | 132,3                   |
| Izraelita            | 244           | 1,9          | 929           | 4,4          | 380,7                   |
| Görögkeleti és egyéb | 2 331         | 18,1         | 3 061         | 15,6         | 131,3                   |
| <i>Összesen</i>      | <i>12 890</i> | <i>100,0</i> | <i>20 745</i> | <i>100,0</i> | <i>161,1</i>            |

Az országos adatok általános érvényűvé teszik a kiválasztott néhány megyénél tapasztalt folyamatot, hogy a zsidóságon kívül csak a római katolikusok növelték részeseedsüket az ország vallási megoszlásában, s ezzel megerősítették vezető helyüket a vallások rangsorában. Utánuk a görög katolikusok növekedési rátája volt a legmagasabb, s a katolikusok aránya együttesen 57,9 százalékról 61,1 százalékra emelkedett.

Ezután a reformátusok, majd az evangélikusok csoportja következik, melynek átlagos növekedési üteme csak körülbelül fele a katolikusokénak, s alacsonyabb természetes szaporodásuk következtében arányuk az ország lakosságában 22,1 százalékról 18,9 százalékra csúszott vissza. A legszerényebb mértékű volt a nagyjából szegény ruszin és román lakosságot képviselő görögkeleti (és néhány kisebb felekezet) népesség- növekedése. Ebben szerepe lehet annak (is), hogy a szegényebb rétegek körében általában magasabb termékenység hatását esetleg lerontja a nyomor miatti magasabb halandóság, ezenkívül a nemzetiségi lakosság nagyobb arányú kivándorlása a századforduló körüli években.

A katolikusok körében a XIX. században egyértelműen mutatkozó nagyobb mértékű szaporodást a XX. század első felének hazai adatai és a frissebb nemzetközi adatok is megerősítik. A római katolikusok aránya a jelenlegi országterületen is folyamatosan tovább növekedett. A görög katolikus és a görögkeleti vallású nemzetiségi (ruszin, román, szerb) lakosság túlnyomó része a szomszédos utódállamokba került, így a római katolikusok a trianoni terület népességének több mint 10 százalékkal nagyobb hányadát képviselik, és arányuk 1910. évi 62,9 százalékról a század közepéig 67,8 százalékra emelkedett. A görög katolikusokkal együtt 70 százalékot is meghaladja az arányuk.

17. tábla

Magyarország népességének vallási megoszlása a jelenlegi országterületen

| Felekezet            | 1910-ben    |              | 1941-ben    |              | 1949-ben    |              | Index:<br>1910. év=100,0 |
|----------------------|-------------|--------------|-------------|--------------|-------------|--------------|--------------------------|
|                      | ezer fő     | százalék     | ezer fő     | százalék     | ezer fő     | százalék     |                          |
| Római katolikus      | 4788        | 62,9         | 6119        | 65,7         | 6241        | 67,8         | 130,3                    |
| Görög katolikus      | 165         | 2,1          | 234         | 2,5          | 248         | 2,7          | 150,3                    |
| Református           | 1632        | 21,4         | 1934        | 20,8         | 2015        | 21,9         | 123,5                    |
| Evangélikus          | 485         | 6,4          | 557         | 6,0          | 482         | 5,2          | 99,4                     |
| Izraelita            | 471         | 6,2          | 401         | 4,3          | 134         | 1,5          | 28,5                     |
| Görögkeleti és egyéb | 74          | 1,0          | 71          | 0,7          | 85          | 0,9          | 114,9                    |
| <i>Összesen</i>      | <i>7615</i> | <i>100,0</i> | <i>9316</i> | <i>100,0</i> | <i>9205</i> | <i>100,0</i> | <i>120,9</i>             |

A két legnagyobb protestáns egyház a XX. század első felében együttesen 27-28 százalékát adja az ország lakosságának, ebből a reformátusoké 21-22 százalékon stagnál, az evangélikusoké pedig 6,4-ról 5 százalékra esett. Az izraeliták részesedése az ország népességében – a XIX. századi erőteljes térhódítással ellentétben – az első világháború után folyamatosan visszaszorult, és lélekszámuk – jelentős mértékű kivándorlásuk, kikeresztelkedésük és a megsemmisítő táborokban bekövetkezett tömeges pusztulásuk után – az 1941. évi 400 ezer főről, illetve 4,3 százalékról 1949-re egyharmadára zsugorodott.

### NEMZETKÖZI KITEKINTÉS

A katolikus vallásúaknak a statisztikai adatokkal kimutatható hazai térhódítása arra enged következtetni, hogy a katolikus lakosság termékenysége, átlagos gyermekszáma magasabb, mint a protestáns vallásúaké. A mezőkövesdi kistérségben például az 1900. évi népszámlálási adatok szerint egyes, túlnyomóan katolikus többségű községekben az össznépesség mintegy 40 százaléka 15 évesnél fiatalabb volt, református településeken pedig a gyermekkorúak aránya többnyire inkább 30 százalékhoz esett közel.

Más, vallásilag vegyes országokban is mutatkoznak hasonló különbségek. Nyugat-Németországban az 1950-es évtizedbeli vizsgálatok több mint 10 százalékpontos eltérést jeleznek a katolikusok javára, de egyben azt is, hogy a különbség mértéke csökken. Hollandiában a kisebbségben lévő katolikusok gyermekszáma nagyobb volt a protestánsokénál, és végül a XX. század második felében kisebbségből többségbe kerültek (Andorka; 1987).

Magyaráratul talán felhozható, hogy a római katolikus egyház elítéli a születéskorlátozás legtöbbször módját, a protestáns egyházak pedig azt az álláspontot képviselik, hogy na-

gyobb számú gyermek világrahozatala, mint amennyit a szülők megfelelő feltételek között fel tudnak nevelni, erkölcsileg helytelen.

Említést érdemel, hogy a XVII. század második felében házasságot kötő genfi református polgárcsaládokban lényegesen csökkentek a termékenységi arányszámok. Kálvin kiküszöbölte a gazdagságot korábban megbélyegző vallási és társadalmi előítéletet, és megszűnt a bűntudata a jómódúaknak, akik vagyonukat gyakran az egyházra hagyták. A hívek nem arra kaptak buzdítást, hogy vonuljanak vissza a világtól, hanem inkább arra, hogy vegyenek részt az evilági életben, és változtassák azt meg. *Alexis de Tocqueville* megjegyzése szerint (1831) alig eldönthető, hogy a prédikátorok a túlvilági örök üdvösséget, vagy az evilági anyagi fellendülést tartják-e fontosabbnak (*McGrath*; 1996). Valójában az anyagi fellendülésben Isten akaratát ismerik fel, a személyes gazdagságban valamilyen különös isteni kegyelem, az isteni kiválasztottság jelét látják. *Id. John Rockefeller* a hitéért kapott jutalomnak tekintette gazdagságát, *Andrew Carnegie* pedig már a „Gazdagság Evangéliumá”-ról beszélt (*McGrath*; 1996).

A katolikus és a protestáns népesség eltérő életfelfogása azonban természetesen nem adhat elégséges magyarázatot a reformátusoknak, illetve a protestánsoknak arra az alacsonyabb népességszaporodására, amit a bemutatott statisztikai adatok kisebb és nagyobb régiókban egyaránt jeleznek.

Ezért a kutatások más irányban is megkísérelték az összefüggések feltárását. Néhány hazai családrekonstrukciós vizsgálat már a XVIII. század végén a születésszabályozás jeleit mutatta ki református községek mellett római katolikusoknál is, és az igen magas házasságtermékenységű falvak között a XIX. században egyaránt voltak katolikusok és reformátusok. Tizennégy németországi falu termékenységének vizsgálata az 1750–1900 közötti másfél évszázadban azt mutatta, hogy voltak olyan protestáns falvak, ahol a termékenységsökkenés később indult el, mint egyes katolikus falvakban. A történeti Magyarország területén az 1880–1900 közötti adatokra alapozott vizsgálatok a születéskorlátozás elterjedését nemcsak a dél-dunántúli (Baranya és Tolna megyei) református magyarok körében jelzik, hanem a bányászati katolikus németeknél, valamint a Krassó-Szörény megyei román lakosságnál is (*Andorka*; 1987).

Eléggé általánosan elterjedt vélemény a demográfiai irodalomban, hogy a felekezeti közötti gyermekszám-különbségek hátterében a felekezeti csoportok eltérő társadalmi összetétele áll. Az 1960. évi hollandiai népszámlálás adatainak feldolgozása viszont azt mutatta, hogy minden vizsgált társadalmi rétegen belül a katolikusok gyermekszáma volt a legmagasabb, és a vallástalanoké a legalacsonyabb (*Andorka*; 1987). Egy amerikai (princetoni) vizsgálat adatai szerint a katolikus házaspárok között lényegesen többen vállalkoznak harmadik gyermekre, mint a protestánsok között. Egy másik – ugyancsak amerikai – vizsgálat azt mutatta, hogy az egyetem végzett katolikus nők termékenysége magasabb volt az alacsonyabb iskolai végzettségű katolikus nőknél, és kívánt gyermekszámuk is magasabb volt (*Andorka*; 1987).

A születésszabályozással kapcsolatos hazai kutatás a tudományos és publicisztikai irodalomhoz viszonyítva nem mondható nagyon gazdagnak. A két háború között főleg a baranyai egyke nyomán került a nemzetféltő köz érdeklődésének előterébe. Az 1920-as években élénk vitát váltott ki Pezenhoffer Antalnak az a könyve, amely a születéskorlátozás okai között elsősorban vallási tényezőket vélt felismerni, és nem vette figyelembe az egyes vallási közösségek társadalmi-gazdasági összetétele közötti különbségeket



(Pezenhoffer; 1922). Ugyanis mint minden társadalmi jelenség, a termékenység is rendkívül bonyolult, egymással gyakran kölcsönhatásban levő anyagi (gazdasági) és nem anyagi (erkölcsi, mentalitásbeli) tényezők szövevénye. Ezek közül csupán egy-kettőnek a hangsúlyos kiemelése nem adhat teljes magyarázatot a mindig multikauzális jelenségre. Az eléggé általánosnak mondható anyagi szemlélet és a marxizmus hatása alatt (is) eluralkodó és szinte kizárólagossá váló gazdasági szempontok mellett szükség lenne – különösen az előző évszázadokra nézve – többek között a vallás szerepének a vizsgálatára is mikro-, mezo- és makroszinten egyaránt. Az országos (makro-) szintű vizsgálatok kellő megalapozására a megyénél kisebb regionális, több települést átfogó, ún. kistérségek, sőt, azon belül egyes községek szintjén folyó helytörténeti kutatások szolgálhatnának.

Jó lehetőséget kínálnak erre az 1970-es években több kötetben, felekezetenkénti egyházközségi részletezésben közreadott, de az elmúlt több mint két évtizedben csaknem teljesen figyelmen kívül hagyott, feldolgozásra alig méltatott 1828–1895. évi népmozgalmi adatok. Erre a nagytömegű aprómunkára kívánt biztatást adni és kedvet csinálni dolgozunk a magyarországi népesedési helyzet olyan mélypontján, amikor fokozott jelentősége lehet a történeti előzmények feltárásának.

#### IRODALOM

- ANDORKA RUDOLF (1987): *Gyermekszám a fejlett országokban*. Budapest. Gondolat.
- FÉNYES ELEK (1837): Magyarország s a hozzá kapcsolt tartományoknak mostani állapotja statisztikai és geographiai tekintetben. Pest.
- KÁPOLNAI IVÁN (1991): *Mezőkövesd város és környéke népességének alakulása a 19. században, az egyházi források tükrében*. Magyar Egyháztörténeti Vázlatok, 7–52. old.
- KLINGER ANDRÁS (1980): A megyék termékenységi arányai az utolsó 150 évben. *Statisztikai Szemle*, 58. évf. 1. sz. 74–85. old.
- KOVÁCS PÁL (1923): *Egyke és protestantizmus. Rövid válasz Pezenhoffer Antalnak*. Magyar Fajmentő Misszió, Budapest.
- MCGRATH, A. E. (1996): *Kálvin*. Osiris, Budapest.
- PEZENHOFFER ANTAL (1922): *A demográfiai viszonyok befolyása a nép szaporodására*. Szerző kiad., Budapest.
- SOMORJAI ADÁM (1987): *Geburtenschränkung in Bauerfamilien Ungarns (ca 1750–1945)*. Accademia Alfonsina–Katholische Akademie, Roma–Hamburg.
- ZIMÁNYI DÁNIEL (1913): *Egyháztörténet számokban. A Magyar Birodalom népességének viszonyai 1840-től 1910-ig*. Kellner Nyomda, Budapest.
- A népmozgalmi adatok községenként 1828–1900*, (1979). VI. kötet. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- Magyarország Történeti Statisztikai Helyiségnévtára. 9. Borsod-Abaúj-Zemplén megye* (1996). Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.

#### SUMMARY

Relying on the denominational births and deaths registers the present study examines the major changes of population between 1828–1895 in about 80 settlements of the southern regions of Borsod county and in the city of Miskolc. The viability index, the ratio of the number of births and deaths shows, that the natural increase of catholic population is higher than that of the Calvinists (protestant in general). Also considering migration the share of the catholic religion gradually increased within the total population, whereas the share of the protestants decreased significantly.

In the long term this trend is reinforced by the statistics of the religious structure of three North-Hungarian counties and the entire country's as well. Comparative international studies show similar results in some extent. The authors of the article point to the maze of material and mental factors to be found in the background of the increase of population rate and control. At the same time the attention is directed to the role of religion in the historical study of multicausal demographic phenomena.

## SZEMLE

---

### AZ MTA STATISZTIKAI BIZOTTSÁGÁNAK 2000. MÁJUS 17-EI ÜLÉSE

Az MTA Statisztikai Bizottsága május 17-ei ülésén a „Keresetstatisztika, fogalmi és felvételi korszerűsítések” című témát vitatták meg. A kérdéskör előadója *Lakatos Judit*, a KSH főosztályvezetője volt. A bevezető előadáshoz a korreferátumokat *Tóth Gábor*, a Gazdasági Minisztérium főosztályvezetője, valamint *Villányi Katalin*, az Magyar Nemzeti Bank (MNB) főcsoportvezetője tartották. A vitát *Csahók István*, a Statisztikai Bizottság titkára vezette.

Lakatos Judit előadásában a téma több aspektusát érintette. Bevezetőként kitért arra, hogy a KSH szempontjából a keresetstatisztikai adatgyűjtés területén az 1990-es évek eleje kritikusan bizonyult az adatszolgáltatási hajlandóság romlása, valamint a gazdaságban és társadalomban lezajlott változások miatt. Különösen jelentős problémákat okozott a gazdálkodók számának rendkívül gyors emelkedése, továbbá a költségvetési szerveknél bekövetkezett jelentős változások.

A keresetstatisztika területén további számottevő módosulás volt a fogalmi rendszer EU-konform átalakítása, amely megkövetelte a társadalombiztosítással, az adórendszerrel, a pénzügyi szabályozásokkal kapcsolatos egyeztetéseket, melyek eredményeképpen kialakították a munkavégzéshez kapcsolódó jövedelem fogalmát. Nem kisebb problémát okozott a megfelelő viszonyítási alapok kiválasztása és fontos feladat volt a szezonálisan kiegyenlített kereseti mutatók kiszámítása is.

A végrehajtott változások következtében a magyar keresetstatisztika az 1990-es évek elejétől 2000-ig alapvetően igazodott az EU-normákhoz és lényegében a magyar keresetstatisztika 2000-től megfelel az EU-előírásoknak.

Előadásában Lakatos Judit többek között kitért a munkaerőköltség-felvétel fontosságára (ugyanis a nemzetgazdaságban az alkalmazottak munkaerőköltségéből 57 százalék a kereset), kiemelte továbbá a nemzetközi összehasonlítások szükségességét e területen.

A keresetstatisztikai adatok értelmezésénél az előadó érintette a vonatkozási időszakok (időpontok) jelentőségét, mivel a véletlen hatások miatt például a havi adatok értelmezése problémás lehet. Gondot jelenthetnek ezen kívül a bázisproblémák, illetve az adatkumuláció, ezért nagy jelentőségűek a hosszú időszakra vonatkozó homogén adatok. Ugyanilyen fontossággal bírnak az időbeni kiegyenlítések, valamint a trendek is. Az előadó röviden ismertette a KSH keresetstatisztikai publikációs tevékenységét is.

A fentiekén túl, a keresetstatisztika területén Lakatos Judit több olyan kérdést érintett, amelyek a kereseti adatok felhasználásának nehézségeit, illetve a felhasználás korlátozott voltát mutatják. Így például kitért a bruttó, illetve nettó kereseti mutatóra, megemlítve, hogy több szempont miatt is vitatható a nettó kereseti mutató, statisztikai értelemben nehezen vagy nem értelmezhető, ugyanakkor a nettó kereseti mutatóhoz kötődtek bizonyos juttatások. Hasonló kérdéseket vet fel az adórendszer keresetekre gyakorolt hatása is, különösen az összehasonlíthatóság valamint az értékelés szempontjából.

A keresetstatisztikai mutatók kapcsán az előadó utalt arra a nemzetközi gyakorlatra, amely, többek között, kiterjed a tarifális bérek mérésére, a minimálbér felmérésére, az átlagkereset megfigyelésére stb. Hangsúlyozta, hogy a kereseti statisztikai adatok előállításánál széles körben használatosak külföldön az adatforrás-kombinációk. Ezen kívül az előadó említést tett arról is, hogy az EU-ban használatos a negyedéves munkaerőköltségindex-mutató, az Egyesült Államokban pedig, a fogyasztói árindexhez hasonlóan, reprezentánsok alapján, munkaerő-árindexet is számítanak.

Tóth Gábor korreferátumában egyrészt az adatfelhasználó szemszögéből foglalkozott a bérstatisztikával, másrészt a rendszeres (minden évben május havi) szakmai-munkaköri bérstatisztikai felvétel

sajátosságait vázolta. Az utóbbi vonatkozásában megemlítette, hogy az előzmények az 1980-as évekre nyúlnak vissza, de az 1992-től már folyamatos megfigyelés módja, tartalma is jelentősen változott a kezdetekhez képest. A jelenlegi szakmai–munkaköri béradatfelvétel a versenyszférát reprezentatív módon fogja át, míg a költségvetési szférában (a közalkalmazottakat, köztisztviselőket stb. foglalkoztató intézmények tekintetében) az adatfelvétel részben teljes körű, részben reprezentatív. A felvétel módszertanában illeszkedik a KSH havi rendszerességgű bérestatisztikájához, rendkívül adatgazdag és hasznosítható a kormányzati szervek számára a különböző, bérekkel kapcsolatos döntések előkészítésénél, továbbá használhatják a részletes adatokat a szociális partnerek és mások is.

Villányi Katalin, korreferátumában hangsúlyozta a keresetstatisztikai adatok sokoldalú felhasználásainak szükségességét, az infláció, a jövedelemalakulás megfigyelésének fontosságát, a munkaerőpiaci kép felvázolásának szükségességét, továbbá bizonyos ad hoc jellegű kérdések (például a minimálbér) kapcsán felmerülő problémák vizsgálatát. Korreferátumában felhasználói dilemmákat is megfogalmazott. Így például érintette több statisztika egyidejű felhasználásának nehézségeit egy adott kérdés vizsgálatánál, a foglalkoztatottság, valamint a keresetek alakulása elemzésének problémáit, az órabér mérésének fontosságát, a nettó átlagkereset szükségességének kérdését egyes területeken, továbbá a kumulált kereseti adatok felhasználási, értelmezési problémáit.

A vitában több hozzászólás hangzott el, amelyek a felvetett kérdéskör összefüggéseit, problémáit, illetve bizonyos szempontból vitatható megoldásait érintették.

*Ferenczi Barnabás*, az MNB munkatársa a bér-, illetve keresetadatok publikálásának célját érintve kitért arra, hogy véleménye szerint a nettó bér megjelenítése közgazdaságilag nem helytálló és véleménye szerint a nettó béradatot legfeljebb évente egyszer kellene közölni. Ugyanis a havi béradatokból számított indexek egyfajta inflációs mutatók, a kumulált index közlése viszont problematikus. Hozzászólásában érintette a felhasználók, többek között a piaci elemzők igényeit, továbbá az átlagszámítás, a szezonális kiigazítás módszertani nehézségeit, valamint az összetételhatás statisztikai mérését.

*Katona Tamás*, a Bizottság tagja, hozzászólásában hangsúlyozta, hogy a statisztikai szolgálatok, figyelembe véve adottságaikat és lehetőségeiket, seholy sem szolgálják ki teljesen a gazdaságelemzők igényeit, ugyanis többek között e tekintetben mérlegelni

kell a kapacitásokat, valamint a statisztikai felvételek finanszírozásának lehetőségét is. Kiemelte ezen kívül az állandóság fontosságát az indexszámításban, továbbá az adatok publikálásában.

*Mellár Tamás*, a Bizottság elnöke, hozzászólásában érintette a KSH és az MNB felfogásának különbözőségeit statisztikai vonatkozásban. Ebben az összefüggésben, megítélése szerint, nehezen igazolható az olyan megközelítés, amely a „jó statisztikának” azt tekinti, amely az MNB monetáris politikáját támasztja alá. Kiemelte többek között, hogy a keresetstatisztikában nem a bérinfláció mérése az elsődleges cél és 1990-től Magyarországon bérinflációról nem is beszélhetünk. A különböző keresetstatisztikai módszertani kérdések kapcsán megemlítette, hogy az összetétel-változást figyelembe kell venni, a nettóbérszámítás az összes nehézsége ellenére is szükségszerű és természetesen a szezonális kiigazítások is fontosak.

*Nyitrai Ferencné*, a Bizottság tagja, hozzászólásában hangsúlyozta, hogy véleménye szerint minden adatot nyilvánosságra kell hozni, figyelembe kell venni, hogy vannak különböző érdekeltségű felhasználók és a keresetstatisztika többcélú. Megemlítette azt is, hogy nem jogos a felhasználókkal való kapcsolat hiányáról beszélni. Ugyanakkor, megítélése szerint, a keresetstatisztika területén is több értékelő, elemző anyagra lenne szükség, az adatokat pedig a felhasználók rendelkezésére kell bocsátani.

A különböző megközelítésekre, vélekedésekre, illetve véleményekre reagálva a vita végén Lakatos Judit hangsúlyozta, hogy ezen a területen minden megoldás viszonylagos és megítélése szerint a jelenlegi adatgyűjtési kör megfelelő és a kereseti adatok jónak tekinthetők.

Tóth Gábor lényegében alátámasztotta Lakatos Judit értékelését, miszerint a munkaügyi statisztika jelentős változtatása jelenleg nem indokolt, és a cél nem a bérinfláció mérése.

A Statisztikai Bizottság az ülésen, a Bizottság jövőbeni tevékenységét érintő több szervezeti és tematikus kérdést is áttekintett. A felvetéseket figyelembe véve a Statisztikai Bizottság következő ülésére előreláthatólag 2000 szeptember végén kerül sor.

A Statisztikai Bizottság elnökének javaslatára a Bizottság *Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettesét, a közgazdaságtudományok kandidátusát, köztisztviselői tagot egyhangú döntéssel tagjai közé kooptálta. Bagó Eszter eddigi tudományos tevékenységét Nyitrai Ferencné, a közgazdaságtudományok doktora ismertette.

*Dr. Csahók István*

## AZ ANYÁK FOGLALKOZTATÁSA NORVÉGIÁBAN\*

A Norvég Statisztikai Hivatal Kutatóintézete Műhelytanulmányok (Discussion Papers) sorozatában *Margit Rønson*, a Hivatal Társadalmi és Demográfiai Kutatórészlegének munkatársa az anyák teljes és részmunkaidős foglalkoztatásának körülményeit vizsgáló reprezentatív felvételtől számolt be. Az itt következő írás összefoglalja az elemzés legfőbb gondolatait.

A fejlett iparral rendelkező többi nyugati országhoz hasonlóan, az utóbbi évtizedek során a nők Norvégiában is egyre növekvő számban jelentek meg a munkaerőpiacon. A fejlődés egyik jellegzetes vonása a kisgyermekes anyák munkavállalási szándékának erősödése is: a kétévesnél nem idősebb gyermekeket nevelő nők aránya 1972 és 1991 között a foglalkoztatottak 29 százalékáról mintegy 70 százalékra, vagyis több mint kétszeresére növekedett. A Margit Rønson egyik korábbi (1992-ben publikált) tanulmányában az egygyermekes anyák körében is – már egy évvel a gyermekszülés után észlelhető – hasonló tendenciára hívta fel a figyelmet.

A nők erősödő munkaerő-piaci kötődése társadalmi és gazdasági szempontból is lényeges következményekkel jár. Számos amerikai tanulmány<sup>1</sup> mutatott már rá arra, hogy a nemek bérszínvonala közötti rés egyik oka a női életpályák gyakoribb megszakítása. Fontos tehát megállapítani, milyen tényezőktől függ a gyermekszüléssel összefüggő életpálya-megszakítások hossza.

A korábbi kutatások jórészt az első gyermek születése utáni munkanélküliségre összpontosították figyelmüket, mivel ezt tekintették a munkáltatók és a gyermeket nevelő nők közötti legsúlyosabb konfliktusok időszakának. A második vagy a további gyermekek születése után bekövetkező női életpálya-megszakítások vizsgálatára eddig viszonylag csekély figyelmet fordítottak, annak ellenére, hogy számos dolgozó nőnek van két vagy több gyermeke,

sz ez még súlyosabb munkahelyi konfliktusokhoz vezethet.<sup>2</sup>

Az eddigi kutatások nem különítették el a teljes, illetve részmunkaidős foglalkoztatást sem, holott a gyakorlati tapasztalatok (illetve *J. F. Ermish* és *R. E. Wright* 1993-ban közzétett megállapításai) szerint a teljesítendő munkaidő hossza lényeges differenciáló tényező lehet a nők újabb munkavállalásra irányuló döntéseinél.

A munkahely-kereséssel, valamint a humán tőke időbeli leértékelődésével foglalkozó elméleteket szem előtt tartva, a szerző az első, illetve második gyermekszülés utáni újabb, teljes vagy részmunkaidős munkavállalás esélyeit elemzi. A visszatérési magatartást a különböző foglalkozások, illetve az alkalmazás jellege (közszolgálat, illetve magán-szektor) szempontjából is vizsgálja. Néhány korábbi tanulmány<sup>3</sup> szerint ugyanis bizonyos foglalkozási körökben kisebbek lehetnek a munkából kiválás kereseti következményei. A szerző egyébként, a lehetőségekhez képest, minél több olyan differenciáló tényezőre igyekszik kiterjeszteni a vizsgálatot, amelyeket a dolgozó nők is figyelembe vesznek döntéseik során, amikor a várható előnyöket latolgatják.

Szem előtt kell tartani, hogy a norvég törvények 3 (majd 4) hónap fizetett szülési szabadságot biztosítanak, továbbá 1977-től teljes körben (1973-tól még csak a közszolgálatban) lehetőséget nyújtanak az anya részére fizetés nélküli szabadság igénybe

<sup>2</sup> Lásd: McLAUGHIN, S. D. (1982): Differential Patterns of Female Labor-force Participation Surrounding the First Birth. *Journal of Marriage and the Family*, 5. sz. 407–420. old.; *The European Journal of Population*, 8. sz. 247–263. old.; MOTT, F. L. – SHAPIRO, D. (1983): Complementarity of Work and Fertility among Young American Mothers. *Population Studies*, 37. évf. 2. sz. 239–252. old.; BERNHARDT, E. (1988): The Choice of Part-time Work among Swedish One-child Mothers. *European Journal of Population*, 4. sz. 117–144. old.; KORPI, T. (1989): Entry into Employment after First Birth: A Reexamination of the Transitions to Full-time and Part-time Employment among Swedish Mothers. *Stockholm Research Reports in Demography*, 53. sz.; GREENSTEIN, TH. (1989): Human Capital, Marital and Birth Timing and the Postnatal Labor Force Participation of Married Women. *Journal of Family Issues*, 10. évf. 3. sz. 359–382. old.

<sup>3</sup> POLACHEK, S. (1987): Occupational Segregation and the Gender Wage Gap. *Population Research and Policy Review*, 6. évf. 1. sz. 47–67. old.; DESAI, S. – WAITE, L. J. (1991): Women's Employment During Pregnancy and After the First Birth: Occupational Characteristics and Work Commitment. *American Sociological Review*, 56. évf. 4. sz. 551–566. old.

\* A mű eredeti címe: *Maternal employment in Norway. A parity-specific analysis of the return to full-time and part-time work after birth*. Statistics Norway. Discussion Papers. 142. sz. 1995. 1–30. p.

<sup>1</sup> Lásd: MINCER, J. – POLACHEK, S. (1974): Family Investment in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82. évf. 2. sz. 76–108. old.; CORCORAN, M. – DUNCAN, G. J. (1979): Work History, Labour Force Attachment and Earnings Differences between the Races and Sexes. *Journal of Human Resources*, 14. évf. 1. sz. 3–20. old.; FERBER, M. A. – SPAETH, L. J. (1984): Work Characteristics and the Male-Female Earnings Gap. *American Economic Review*, 74. évf. 2. sz. 260–264. old.

vételére a gyermek első életévének betöltéséig. A szerző becslései szerint a fizetés nélküli szabadság-idő leteltével az első szülés után az érintett nők 25 százaléka lép teljes munkaidős, s csupán 17 százalékuk részmunkaidős alkalmazásba. A második szülés után a megfelelő arányok lényegesen módosulnak: 14, illetve 20 százaléknak felelnek meg.

A vizsgálat az 1988. évi norvég család- és foglalkozásmegfigyelés adataira támaszkodott. A minta 4019 nőre vonatkozott, akik az 1945., 1950., 1960., 1965. és 1968. évben születtek. A felvétel teljes, visszamenőleges áttekintést adott a gyermekvállalás előzményeiről, az élettársi és házastársi kapcsolatokról, az iskolázottságról és a munkavállalásról. A felvételi adatokat kiegészítették a válaszolónak és férjének 1967 és 1988 közötti, az adóhivatal által nyilvántartott kereseti adataival is. Az 1987 előtti kereseti adatok hiányát kizáró tényezőnek tekintették. Az így leszűkített minta végső soron az első szüléssel kapcsolatosan 2242 megfigyelést, míg a második szülésről 1606 megfigyelést tartalmazott.

A kutatásnál figyelembe vett életpálya-történetek összesen mintegy 20 éves időtartamot (1967–1988) öleltek fel. Maga a modell a naptári időszakokat (mint függő változót) viszonylag széles intervallumokként szerepeltette, azzal a céllal, hogy lehetőleg kiszűrje a makrogazdasági tényezők egyedi hatásait. A vizsgált öt időszakot Norvégiában röviden a következők jellemezték:

1967–1973. – Stabil gazdasági növekedés.

1974–1977. – Az első olajár-robbanás kormányzati elmentételezése nyomán a gazdasági növekedés még folytatódik.

1978–1980. – A túlfűtött gazdaság lefékezésére és a fizetési mérleg hiányának mérséklésére érdekében ár- és bérstop bevezetése. Második olajár-robbanás.

1981–1984. – Növekvő munkanélküliség.

1985–1987. – A hitelpiacok liberalizálása. Gyors gazdasági növekedés és a munkanélküliség visszaesése.

Az 1981 és 1984 közötti, igen magas munkanélküliségű időszakban megfigyelhető volt, hogy az anyák a szülésük utáni év leteltével viszonylag ritkán tértek vissza a teljes munkaidős állásukba. Egyértelmű tehát, hogy a kedvezőtlen makrogazdasági feltételek gátolhatják a szülés utáni foglalkoztatási aktivitást is.

Az alkalmazott kutatási modell a munkába lépési arányt a nők teljes bérének, illetve az ún. rezervációs bérének (reservation wage) függvényeként határozza meg. A munkaerőpiacon érvényesülő bérekhez képest a teljes bér kiegészítésként tartalmazza a jövőbeli keresetek redukálódásának (jelenlegi) értékét is, amely a pályamegszakítás során a humán tőke fokozott leértékelődése miatt következik be.

A rezervációs bér főleg az egyéni preferenciák függvénye és közvetlenül nem figyelhető meg. Az új kisbaba érkezése például feltételezhetően növeli az anya rezervációs bérét, mivel az anya otthon töltött ideje iránti igény jelentősen megnő. A gyermekek növekedésével gondozásuk kevésbé időigényessé válik, ezért a rezervációs bér az idő múlásával együtt csökkenhet. A rezervációs bért a modellben olyan változók képviselik, amelyek feltehetően befolyásolják, illetve kifejezik az egyéni (individuais) értékítéleteket, preferenciákat, mint például a vallásos életvitel, a családi állapot, továbbá az életpálya előzményei (a munkába lépés előtt otthon töltött idő hossza, a munka során szerzett gyakorlat és a korábbi teljes vagy részmunkaidős foglalkozások).

A modell kialakításakor a szerző abból indult ki, hogy az anya csak akkor lép a szülés után újra alkalmazásba, ha az általa  $t$  időpontban elérhető teljes bér:  $W(t)$  magasabb, mint a rezervációs bér:  $R(t)$ , vagyis

$$W(t) > R(t).$$

A teljes bér a gyermekszülést követő  $\tau$  időszak kezdetén a következő összetevőkre bontható fel:

$$W_\tau = w_0 - \sum_{t=1}^{\tau-1} \delta_t + (\delta_\tau + \alpha_\tau) \sum_{t=1}^{T-\tau} \lambda_t,$$

ahol  $w_0$  a szülés előtti alkalmazás utolsó időszakában kapott piaci bérnek felel meg,  $\delta_t$  a piaci bérnek azt a csökkenését fejezi ki, amely a foglalkoztatáson kívül töltött  $t$  idő során következik be,  $\alpha_\tau$  a piaci bér előrelátható emelkedése, amelyre a  $t$  időszakban került volna sor, ha nincs pályaelhagyás,  $\lambda_t = 1/(1+r)^t$ , ahol  $r$  a diszkont arány és  $T$  a teljes tervezett időtartam. Az egyenlet jobb oldalán található első két tag a piaci bért képviseli a  $\tau$  időszak kezdetén. A harmadik kifejezés a humán tőke leértékelődésének, valamint a jövőbeli kereset előrelátható felhalmozódásának együttes hatását tükrözi azzal a feltételezéssel, hogy a pályamegszakítás végeztével a nő a hátralevő  $(T-\tau)$  időszak végéig alkalmazásban marad.

Ennek a felbontásnak megfelelően a teljes bér változása a  $\tau$ , illetve a  $\tau+1$  időszakban:

$$\begin{aligned} \Delta W_\tau &= W_{\tau+1} - W_\tau = \\ &= -\delta_\tau - (\delta_\tau + \alpha_\tau) \lambda_{T-\tau} + (\Delta\delta_\tau + \Delta\alpha_\tau) \sum_{t=1}^{T-\tau-1} \lambda_t \end{aligned}$$

ahol

$$\Delta\delta_\tau = \delta_{\tau+1} - \delta_\tau \quad \text{és} \quad \Delta\alpha_\tau = \alpha_{\tau+1} - \alpha_\tau.$$

Látható, hogy amennyiben  $(\Delta\delta_t + \Delta\alpha_t)$  „nem elég nagy”, vagyis, ha a humán tőke leértékelődése, valamint az előrelátható felhalmozás együttes hatása nem emelkedik elég gyorsan, a teljes bér csökkenni fog az életpálya megszakítása folyamán. Az egyéb feltételek azonossága esetén a hosszabb életpálya előtt álló nők teljes bére lesz a nagyobb.

A pályamegszakítás megszüntetése és az új munkába lépés valószínűsége a rezervációs bér és a teljes bér időbeli változásától függ. Az ezzel kapcsolatos véletlen kockázati tényező – vagyis egy esemény rövid időszakon belüli előfordulási valószínűségének – függvényeszerű kapcsolatáról a szülés utáni munkába lépés esetében igen kevés megelőző ismerettel rendelkezünk. A teljes bér emelkedése és a rezervációs bér visszaesése például növeli a véletlen arányt, míg ellentétes esetben csökkenése várható. A teljes bér és a rezervációs bér egyirányú változása esetén a kockázati hányad változásának iránya bizonytalan, s ez ajánlatossá teszi a becslések körének lehető korlátozását. (A modell becsléseinél egyébként a SAS/STAT szoftver 1992. évi kiadásában található PHREG eljárást alkalmazták.)

A becslési eredmények szerint a munkavégzés során szerzett gyakorlat közvetlen pozitív hatással van a visszatérési arányra, s többnyire erősebb a piaci bérek által gyakorolt közvetett hatáznál. Ezek az eredmények megerősítik azokat a korábbi empirikus tapasztalatokat, hogy a magasabb képzettségű (azaz nagyobb humán tőke befektetéssel rendelkező) nők többet veszítenek a pályamegszakításkor, de a megszakítás hosszával párhuzamosan a veszteség mérséklődik. A munkaerő-piaci bérek a második szülést követően erősebb pozitív hatást fejtenek ki a teljes munkaidős állásokba való visszatérésre, mint az első szülés után. Részmunkaidős foglalkoztatás esetén viszont ennek az ellenkezője történik. A különbségek értelmezése azonban még további – lehetőleg gazdagabb adatháttérre támaszkodó – vizsgálatokat igényelne.

A közszolgálati munkaterületen dolgozó nők azzal reagáltak a kisgyermekes anyák részére ebben a szektorban biztosított rugalmasabb munkavégzési feltételekre, hogy első szülésüket követően viszonylag hamarabb tértek vissza a teljes munkaidős állásokba is. A második szülés után ez a hatás már nem tekinthető szignifikánsnak.

A foglalkozások szerinti különbségek főleg az első szülés utáni újabb teljes munkaidős munkába lépéskor mutatkoznak erősebbnek a korábban műszaki, adminisztratív, vagy más irodai munkát végző anyák körében. A szembesített referencia csoport a kereskedelmi, ipari vagy szolgáltatási foglalkozásokat tartalmazta. A második szülést követően csak a

részmunkaidősöknél lehetett némi eltérést észlelni, ahol a pedagógusok és az ápolónők tértek vissza nagyobb gyakorisággal munkakörükbe.

A családi állapot fontos előrejelzője a szülés utáni várható magatartásnak, bár kétségtelen, hogy e hatások részben a jövedelemkülönbségeknek tudható be. A modell számára nem álltak elkülönítetten rendelkezésre a nem férjezett és a felbomlott házasság után egyedül maradt nők adatai. A fő megkülönböztetést – a nem munkából származó jövedelem tekintetében – a társadalombiztosítási juttatást kapó, egyedül álló anyák, illetve a férjük, vagy élettársuk által anyagilag támogatott anyák csoportja jelentette. Az egyedül álló anyák ritkábban vállalnak szülésük után részmunkaidős állást, mint a házasságban élők. A második szülést követően is gyakoribb körökben a teljes munkaidős foglalkoztatás vállalása. A különbségekre feltehetően az adózási előnyök adnak magyarázatot.

A családi állapot ismérvének lényeges voltát más eredmények is bizonyították. Különbséget téve a közvetlenül férjhez ment, illetve a házasságkötés előtt már élettársi kapcsolatban élő anyák között kitűnik, hogy az újabb munkába lépés valószínűsége jóval csekélyebb a közvetlenül házasságra lépett anyák között, első, de főleg a második szülésük után. Az élettársi kapcsolatban élő anyák körében már az első szülésüket követően is gyakoribb a teljes munkaidős állás vállalása.

A nők várható munkaerő-piaci magatartására a legbiztosabban az újabb munkavállalást megelőzően otthon töltött idő hossza alapján lehet következtetni. A hatás erősen negatív, mind a teljes, mind a részmunkaidős foglalkoztatás esetében, az első, illetve a második szülés után is. Az életpálya-megszakítás tartósságával párhuzamosan a negatív hatás egyértelműen erősödik.

Amint az empirikus vizsgálatok már tanúsították,<sup>4</sup> az életpálya-megszakítás folyamán végbemenő humán tőke leértékelődés a nők piaci bérét is leszállítja. A hosszabb otthon maradás negatív hatása nagyrészt a teljes bér csökkenésének tulajdonítható. Így például a szülés előtt hosszabb időn keresztül otthon levő nők kisebb arányban jogosultak anyasági időkedvezményre. Ha valaki már állásban volt, s

<sup>4</sup>MINCER, J. – POLACHEK, S. (1974): Family Investment in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82. évf. 2. sz. 76–108. old.; MINCER, J. – POLACHEK, S. (1978): Women's Earnings Reexamined. *Journal of Human Resources*, 13. évf. 1. sz. 118–134. old.; STAFFORD, F. P. – SUNDSTRÖM, M. (1994): *Time Out for Childcare and Career Wages of Men and Women*. Paper presented at the 6<sup>th</sup> Annual Conference of the European Association of Labour Economists, Warsaw, Sept. 23–25.

amennyiben ez megfelel a visszatérési feltételeknek (vagyis a teljes bér magasabb, mint a rezervációs bér lenne) az álláskeresői idő megtakarítható. Ugyanakkor viszont az anyasággal kapcsolatos társadalombiztosítási juttatások kiegészítő jövedelmet jelentenek, ami normál kereseti viszonyok között feltehetően meghosszabbítja az otthon maradás időtartamát.

Az előzőleg otthon töltött idő hossza elsősorban a nők tartós munkavállalási hajlandóságáról tud jó előrejelzéssel szolgálni. Több amerikai tanulmány mutatott már rá arra, hogy a női munkaerőt elég nagyfokú stabilitás jellemzi: vagy állhatatosan dolgozni akarnak, vagy egyáltalán nem kívánnak munkát vállalni. A szerző is hasonló következtetésekre jutott: a hosszabb ideig családi körben élő anyák szülésük után kisebb gyakorisággal lépnek újra munkába.

Új bizonyítékokkal szolgál a tanulmány a női magatartás stabilitásáról a teljes, illetve a részmunkaidős foglalkoztatás tekintetében is. Az első szülésük után újra teljes munkaidős állást vállaló nők, második szülésüket követően is négyszer nagyobb

arányban helyezkednek el így, mint a korábban részmunkaidőben dolgozó anyák. Mindenesetre a korábban rész-, vagy teljes munkaidőben dolgozók sokkal nagyobb valószínűséggel vállalnak újra állást, mint a szülés előtt egyáltalán nem dolgozók. Arra egyébként semmi sem utal, hogy a szülést követően részmunkaidőben elhelyezkedő anyák kevésbé szorosan kötődnek a munkaerőpiachoz, mint a teljes munkaidős foglalkoztatáshoz ragaszkodók. Valójában a szülés után igénybe vehető részmunkaidős álláslehetőségek lényegesen elősegítik a nők növekvő arányú tartós munkavállalását.

Az elemzés eredményei meggyőzően bizonyították, hogy a női foglalkoztatottság alakulásának modellen alapuló vizsgálatok megkülönböztetetten kell kezelni a teljes és a részmunkaidős foglalkoztatást. Számos jellegzetes hatás csak így mutatható ki, amelyek ellentétes irányzatuk folytán semlegesítik egymást, s emiatt a sokaság egészére koncentrált magatartás-vizsgálat során egyébként rejtve maradnának.

*Tűi Lászlóné dr.*

# STATISZTIKAI HÍRADÓ

---

## SZEMÉLYI HÍREK

**Elnöki dícséret.** *Dr. Mellár Tamás*, a KSH elnöke, *Friss Pétert*, a Tájékoztatási főosztály vezető-helyettesét a Magyarország '99 című kiadvány színvonalas előkészítésében nyújtott kiemelkedő teljesítményéért; *Kovács Ferencné*, a Pénzügyi főosztály osztályvezetőjét színvonalas szakmai munkája elismeréseként; *Hankóczy Istvánnét*, a KSH Nógrád Megyei Igazgatóság munkatársát felelősségteljesen és nagy szorgalommal végzett több évtizedes munkája elismeréseként *elnöki dícséretben* részesítette.

**Jubileumi jutalmak.** Köszölgélati jogviszonyban töltött idejük alapján 2000. április–május–

június hónapokban a következő dolgozók részesültek jubileumi jutalomban:

40 éves szolgálatért: *Füleki Lászlóné* (Pénzügyi főosztály), *Nagy Éva* (Szakszervezet);

30 éves szolgálatért: *dr. Harcsa István* (Társadalomstatistikai főosztály), *Kasza János* (Műszaki és Ellátási főosztály), *Muladi Katalin* (Pénzügyi főosztály), *dr. Rónai Tamás* (Tájékoztatási főosztály), *Sulykosné Papp Edit* (Területi és Koordinációs főosztály);

25 éves szolgálatért: *dr. Bóday Erzsébet* (Nemzeti Számlák főosztály), *Gróf Csongorné* (Pénzügyi főosztály), *Jábor Zsuzsanna* (Nemzetközi főosztály), *dr. Pozsonyi Pál* (Nemzeti Számlák főosztály).

## SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

**Fényes Elek emlékérem adományozása.** *Dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, 2000. június 23-án, *Faluvegi Albertnek*, a KSH Területi és Koordinációs főosztálya statisztikai tanácsadójának; *Fauer Kálmánnak*, a Volán Elektronika Rt. elnök-vezérigazgatójának; *Mészáros Árpádnak*, a KSH Népesedés-, Egészségügyi és Szociális Statisztikai főosztály vezető-helyettesének; *dr. Pfeifer Máriának*, nyugalmazott statisztika-tervezés szakos tanárnak; *dr. Rappai Gábornak*, a Pécsi Tudományegyetem docensének, a Közgazdaságtudományi Kar dékánhelyettesének; *dr. Szabó Éva Máriának*, a KSH Nemzeti Számlák főosztálya osztályvezetőjének; *Végh Zoltánnak*, a KSH Békés Megyei Igazgatósága igazgatójának és *Waffenschmidt Jánosnének*, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatósága főigazgatójának *Fényes Elek emlékéremet* adományozott.

**Elnöki látogatások.** *Ivan Rusan*, a Horvát Központi Statisztikai Hivatal főigazgatójának meghívására *dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hiva-

tal elnöke 2000. május 9-én látogatást tett Zágrábban. Útjára elkísérte *Dr. Németh Zsolt*, a KSH Baranya Megyei Igazgatóság igazgatója és *Postáné Kiss Katalin*, a KSH főosztályvezetője. A látogatás célja a két hivatal közötti együttműködési területek feltárása volt, melyek a következők:

- a termékstatisztika terén az energiasztisztika,
- a kereskedelemstatisztika,
- az egynapos határátkelések kérdése a turizmust illetően.

A hosszú távú együttműködési megállapodást a horvát fél három lépcsőben valósítaná meg:

- szakértők cseréje,
- folyamatos tapasztalatcsere,
- közös munkaértekezletek, konzultációk szervezése.

Ott-tartózkodása során Mellár Tamás a magyar statisztikai szolgálat munkájáról és szervezetéről tartott előadást. A látogatást a horvát elnökkel folytatott rövid megbeszélés zárta.

\*



*Peter Machnak*, a Szlovák Statisztikai Hivatal elnökének meghívására dr. Mellár Tamás, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke 2000. május 3-án Pozsonyba látogatott. A tárgyalások fő témái a népszámlálással és az általános mezőgazdasági összeírással összefüggő kérdések voltak. Dr. Mellár Tamást fogadta *Csáky Pál*, Szlovákia emberi és kisebbségi jogokkal, valamint a regionális fejlődéssel foglalkozó miniszterelnök-helyettese. A tárgyaláson részt vett dr. *Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettese, *Laczkó Sándorné*, a KSH főosztályvezetője és dr. *Bálint Csabáné*, a KSH főosztályvezető-helyettese.

\*

*Petras Adlysnak*, a Litván Statisztikai Hivatal elnökének vezetésével mezőgazdasági statisztikusokból álló küldöttség látogatott Magyarországra. Itt tartózkodásuk során 2000. május 15. és 19. között hivatalos programon vettek részt a Központi Statisztikai Hivatalban. Petras Adlys elnök megbeszélést folytatott dr. Mellár Tamással, a Központi Statisztikai Hivatal elnökével, majd *Dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnökhelyettese tájékoztatta a népszámlálás előkészítéséről, *Helt Ferenc*, a KSH elnökhelyettese a hivatali költségvetésről és a pénzügyi irányításról, gazdálkodásról. *Dr. Soós Lőrinc*, a KSH elnökhelyettese a cenzusok előkészítésére tett kezdeményezéseket, míg dr. *Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettese a gazdaságstatisztika EU-csatlakozással összefüggő változó szerepét ismertette Aldys elnök úrral.

A litván statisztikusokkal folytatott megbeszélések középpontjában az általános mezőgazdasági összeírással kapcsolatos kérdések álltak.

**Sajtótájékoztató az Általános Mezőgazdasági Összeírásról.** A Központi Statisztikai Hivatal 2000. június 26-án sajtótájékoztatót tartott az Általános Mezőgazdasági Összeírásról (ÁMÖ). A tájékoztatót dr. *Soós Lőrinc*, a KSH elnökhelyettese és *Laczkó Sándorné*, a KSH főosztályvezetője az ÁMÖ teljes körű összeírásának reprezentatív, egyszázalékos minta alapján összeállított előzetes eredményeit ismertette.

A sajtótájékoztatón elhangzott, hogy az ÁMÖ felvétel megfelel az Európai Unió előírásainak. A felvétel tapasztalatai igen kedvezők, a viszonylag kevés megtagadás az előadók szerint a jó előkészítésnek, a sajtó széles körű segítségének is köszönhető.

A kérdezőbiztosok 2,1 millió háztartást kerestek fel. Ebből 960 ezer felel meg az ÁMÖ törvény szerinti önálló gazdaság kritériumának. További 835 ezer háztartás folytat, míg 300 ezer háztartás egyáltalán nem folytat mezőgazdasági termelőtevékenységet.

A legfontosabb eredmények: a gazdaságok mérete szerinti koncentrátság növekedett az ágazatban, az átlagos birtok nagyság pedig 4 hektár körüli.

Ami az eredmények társadalmi vonatkozásait illeti, a vizsgált gazdaságok 98 százaléka egyháztartásos gazdaság, a gazdaságok 19 százaléka egyszemélyes. A gazdaságokban átlagosan 3 fő dolgozik, és átlagéletkoruk a nők esetében 60, a férfiaknál 53 év. Az előzetes adatok bemutatására a Magyarország mezőgazdasága a 2000. évben című kiadvány szolgál.

A tájékoztatót bemutatták a Magyar mezőgazdaság 1851-2000 című CD-ROM demováltozatát. A CD-ROM igényes kivitelben, angol és magyar nyelven a különböző témakörök köré csoportosítva, az ÁMÖ előzetes eredményeit is tartalmazva mutatja be a magyar mezőgazdaság fejlődését és jelenlegi állapotát. Ugyancsak bemutatták az agrárinformatikai kérdések tervezett szaklapját a Számvetést, valamint ismertették az ÁMÖ Infót a KSH Mezőgazdasági Statisztikai főosztály információs kiadványát.

**Társadalomstatisztikai tanácskozás.** A Holland Statisztikai Hivatal és a Siena Group 2000. május 22. és 24. között, Maastrichtban rendezte meg tanácskozását a társadalomstatisztika jövőbeni fejlesztésével kapcsolatos kérdésekről. Az előadók az output-harmonizációra való áttérést és végcélként az integrált mikroadatbázis megteremtését szorgalmazták. Többben a statisztikai szolgálatok és a politika közötti szorosabb együttműködés fontosságát emelték ki. A KSH részéről dr. *Vukovich Gabriella*, a KSH elnökhelyettese és dr. *Harcza István*, a KSH főosztályvezetője vett részt a tanácskozáson.

**EUROSTAT-munkaértekezlet.** A foglalkoztatás minőségi jellemzőinek mérése címmel 2000. május 3-5. között Genfben munkaértekezletet tartottak. A részt vevő 24 ország küldöttei, többek között, a következő témákat vitatták meg:

- a foglalkoztatás új formái,
- a munkaszerződés fajtái,
- álláshely és szociális biztonság,
- munkaidő, műszakrend,
- a munkavégzéshez kapcsolódó jövedelem,
- továbbképzés, továbbtanulás,
- munkavállalói érdekképviselet, munkahelyi baleset és egészségkárosodás.

Az értekezlet munkájában a KSH részéről dr. *Lakatos Judit* főosztályvezető vett részt.

**Kerekasztal-megbeszélés.** 2000. május 22-23-án Strasbourgban nemzetközi és országos roma szervezetek, statisztikai hivatalok, nemzetközi szervezetek és az Európa Tanács titkársága munkatársai

inak részvételével megbeszélést tartottak a roma népességre vonatkozó statisztikai adatgyűjtésekről.

A kerekasztal-viták középpontjában a bűnözési statisztikákkal, a rendőrségi és igazságszolgáltatási adatokkal és a soron következő népszámlálással összefüggő problémák álltak. A hozzászólók kiemelték a roma szervezetekkel való konzultáció szükségességét. A KSH részéről *Rózsa Gábor*, a KSH fősztályvezetője vett részt a megbeszélésen.

**Magyarország 1999** címmel jelent meg beszámoló a társadalom és a gazdaság főbb folyamatairól 1999-ben. A kötet részletesen elemzi a társadalmi környezeti hátteret, a foglalkoztatottságot, a jövedelmeket, az életszínvonalat, valamint az életkörülményeket és életmódot. A gazdaság bemutatásakor a kötet áttekinti a gazdaság fejlődését, egyensúlyi helyzetét, szerkezetét, a külkereskedelem, a pénzügyek, az infláció, a régiók fejlettségének és néhány főbb ágazat termelésének helyzetét. A tájékozódást részletes táblázatok, ábrák és grafikonok segítik.

(Magyarország 1999. Beszámoló a társadalom és a gazdaság főbb folyamatairól. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 92 old.)

**Adattár.** A munkaerő-felmérés idősorai címmel angol–magyar nyelvű adattár jelent meg az 1992 és 1999 közötti időszakra. Az adattár összefoglalót közöl a 15 és 74 év közötti népesség gazdasági aktivitásáról, a foglalkoztatottságról, a munkanélküliség alakulásáról, és a gazdasági aktivitásról. A kötet közli továbbá a megyei adatokat és a mintavételi hibákat is. A táblákat módszertani megjegyzések egészítik ki.

(A munkaerő-felmérés idősorai – Labour Force Survey 1992–1999. Adattár – Time Series. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 100 old.)

**Nonprofit szervezetek Magyarországon 1998** címmel megjelent a KSH Társadalomstatistikai Közlemények sorozatának új kötete. A kiadvány hagyományos szerkezetben ad képet a magyarországi nonprofit-szektor alakulásáról. A fő fejezetek a szektor méreteinek alakulásával, szerkezetével, hozzájárulásával a nemzetgazdaság teljesítményéhez, finanszírozási jellemzőivel, valamint fizetett alkalmazottjaival és önkéntes segítőivel foglalkoznak. A bősé-

ges táblázatos anyagot tartalmazó kiadványt módszertani megjegyzések, irodalomjegyzék és a kérdőívet is magában foglaló függelék egészíti ki.

(Nonprofit szervezetek Magyarországon, 1998. Központi Statisztikai Hivatal. Társadalomstatistikai Közlemények. Budapest. 2000. 181 old.)

**Szentgotthárd és környéke** címmel település- és népességtörténeti lexikon jelent meg a Szentgotthárd környéki, dél-burgenlandi, őrségi és vendvidéki falvakról és nemzetiségekről az 1183-tól 1995-ig terjedő időszakra.

A kötet két fő részből áll. Az első rész kilenc alfejezetet és huszonegy táblát tartalmaz. Alapos áttekintést nyújt a terület történeti–gazdasági–demográfiai alakulásáról. A második rész a Szentgotthárd környéki községek település- és népességtörténeti lexikonát tartalmazza Alsóronóktól Zsidáig.

A kötetet helységnevmutató és gazdag irodalom- és forrásjegyzék egészíti ki.

(*Dr. Kovacsics József*: Szentgotthárd és környéke. Szentgotthárd környéki, dél-burgenlandi, őrségi és vendvidéki falvak és nemzetiségek (1183–1995). Település- és népességtörténeti lexikon. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 495 old.)

**Burgenland településeinek nemzetiségi (anyanyelvi) adatait** tartalmazza az 1880 és 1991 közötti időszakban a Hivatal nemzetiségi idősorokat magában foglaló kiadványsorozatának keretében elkészült kötet, mely a korábbiaktól eltérően nemcsak a legnagyobb nemzetiségek anyanyelvi adatait teszi közzé, hanem – az eredeti feldolgozási táblák alapján – csaknem valamennyit. A kiadvány fontos része a községegyesítések, -alakulások, névváltozások közlése, melyekre a területi összehasonlíthatóság megteremtése érdekében volt szükség. A községenkénti táblák kétféle területi csoportosításban mutatják be az adatokat: az 1910. évi közigazgatási beosztás szerint 327 községről lehetőleg minden nyelvet tartalmaznak. A teljes idősor áttekinthetősége céljából pedig az 1991. évi beosztás szerinti magyar, német és horvát anyanyelvű 153 községről nyújt tájékoztatást a magyar községnevek abc-sorrendjében.

(Burgenland településeinek nemzetiségi (anyanyelvi) adatai (1880–1991). Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2000. 259 old.)

# KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

## KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

### A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

RELANDER, T. – KUNNAS, R. –  
ROUHUVIRTA, H.:

#### AZ INTERNET HATÁSA A STATISZTIKAI ADATOK FELDOLGOZÁSÁRA ÉS TERJESZTÉSÉRE

(The impact of the Internet on the production and dissemination of statistics.) – *Statistical Journal of the United Nations ECE*. 1999. 2–3.sz. 137–143. p.

A hagyományos statisztikai adatszolgáltatást az igényekhez igazodó, áttekinthető elektronikus szolgáltatások váltják fel. A statisztikai adatok érthetőbbé tétele kihívást jelent a statisztikai hivatalok számára: hálózat kell hozzá, megfelelő szakemberekkel, a felhasználó szemével kell nézni a környezetet, és az új statisztikák iránti követelményeket is ismerni kell. Úgy látszik, hogy mindezt az Internet fogja megoldani. Ám a digitális média – még akkor is, ha könnyen használható – új típusú készségeket követel.

Az információs piac az egész világra kiterjedő változáson megy keresztül. A központi statisztikai hivatalok, amelyek korábban elsősorban a közigazgatást voltak hivatottak szolgálni, ma már a polgárok és más felhasználók felé is nyitottak. A fizető szolgáltatások megítélése változóban van. A szolgáltatások bővítésének finanszírozásához jó néhány országban fizetett szolgáltatásokat kellett bevezetni. A fizető szolgáltatást és a hatékonyságot azonos fogalmakként kezdték kezelni. A statisztikai hivatalok számára egyre fontosabb az átláthatóság és felhasználó-orientáltság. Az információtechnológia és az adathálózatok fejlődése elősegíti a digitális feldolgozási modell bevezetését. Az adatgyűjtéstől a felhasználó számítógépéhez eljutott végtermékig tartó feldolgozási folyamatot teljesen elektronikusan,

sokkal alacsonyabb költséggel és gyorsabban lehet véghez vinni, mint valaha.

Az adatgyűjtés és a kiadvány merev szétválása megszűnt, az információs technológia és az információs társadalom, valamint a hozzájuk tartozó „szupersztrádák” léptek a helyükbe. Az Internet-használók száma változatos és kamatozó piacot teremtett, amely fellendítette a feldolgozás fejlődését is.

A kiterjedt elektronikus információszolgáltatást csak olyan hatékony önkiszolgáló modell kifejlesztésével lehet elérni, amely a képernyőn hanggal és képekkel megjelenő dokumentumokat jelenít meg. Így ez a modell a személyes kapcsolatot hagyományos formáját közelíti meg.

A hálózaton keresztül elérhető információk mennyiségének növekedése a kereső technológiák fejlesztését tette szükségessé. Az egyszerű szókerelesséssel már nem elég megbirkózni, ma ezeknek a keresőknek az adatfeldolgozó programokat és az adatbázisokat is kezelniük kell. Az „információs társadalomban” a tevékenységeket úgy kell szervezni, hogy az adatokról és szolgáltatásokról az információnak rendelkezésre kell állnia. Az eredmény elsődleges bemutatása digitális, az elektronikus hálózatot kommunikációs csatornaként használják a szolgáltatások és termékek bemutatására. Az Internet lehetővé teszi:

- a több információt,
- a független adatkeresést és
- az adatfeldolgozó szolgáltatást.

Mind ez ideig a statisztikai hivatalok kevés felhasználót szolgáltak ily módon ki. A fejlesztés általánosan azt jelenti, hogy új, technikailag hatékonyabb eszközöket szereznek be.

*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), páratlan hónapban *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlély* tartalmaz.

A felhasználói kör bővülése, a régi, nyilvános adminisztrációs struktúra újramodellezése nyomást gyakorolt a statisztikai hivatalokra, hogy változtassanak. A működésben bekövetkezett változások közül érdemes megemlíteni azt, hogy

- az állandó módszereket felváltotta a rugalmasság,
- a papíralapú kiadványokat a továbbfeldolgozható digitális lehetőségek, amelyekkel a felhasználók a saját céljaiknak megfelelően tudják feldolgozni a statisztikai adatokat.

A felhasználók szintjén ez azt jelenti, hogy a termékspecifikus programokat (szoftver klienseket) kicserélik a böngésző technológiával felszerelt választó, kereső és feldolgozó szolgáltatásokkal. Az Internet megnyitja a kaput az információforrások felé.

A begyűjtött adat többé nem elszigetelt, hanem hitelesen sokoldalú. A hatékony szolgáltatás alapelvevé a különféle adatok kezelésének képessége vált. Fontos, hogy az adat minden egységének azonosíthatónak kell lennie az adatbázistól kezdve a metaadatig. A statisztikai hivatalok ugyanúgy meg tudják oldani ezt az adatbázis-kezelési feladatot, ahogy eddig, csak még nem volt szükség rá.

Az információs társadalomban azonban a menedzselés elengedhetetlen, mivel felhasználóspecifikus információra van szükség, az adatfelhasználói követelmény változatos és a nem várt adatok, információk igénye is növekszik. Ezzel a feladattal csak úgy lehet megbirkózni, hogy úgy kell fejleszteni az információ-szolgáltatást, hogy az egyre inkább az önkiszolgálás elvén működjön. Az eredmény tárolása mellett egy hatékony önkiszolgáló rendszernek kell lennie, amely alapadatokból történő leválogatási, számolási és nyomtatási lehetőséget is tartalmaz. Más szavakkal, különféle önkiszolgáló rendszereket kell létrehozni. Az Internet éppen ezt a lehetőséget adja meg a statisztikai hivataloknak. Ezáltal a folyamatosan növekvő felhasználói réteg kiszolgálása nem okoz problémát, s lehetőség van a felhasználók változó igényeinek kiszolgálására is.

Az adatról, a termékekről és a szolgáltatásokról adott információ a felhasználói szolgáltatás lényeges része. Mivel a statisztikai hivatalok az önkiszolgálás felé nyitnak, jelentős erőket kell fordítani a metaadatok készítésére. Minél jobbak a statisztikai metaadatok, annál kevésbé kellene majd a különféle adatértelmezők.

A különböző típusú szolgáltatásokat figyelembe véve, a vezető statisztikai intézetek az Internet használatával a papíralapú „fizikai” módról a „digitális” módra (CD, mágneslemez, on-line bolt), a szolgáltatás jellegét tekintve pedig a „válasz...” az „önkiszolgáló szabad polcra” térnek át, de úgy, hogy a termé-

kek a fizikai termékek elektronikus változatai és az adatbázisok hagyományos táblázatokból állnak. Az önkiszolgáláshoz szükséges eszközök – a metaadat, a kereső programok és az Internet mint adatátviteli közeg – rendelkezésre állnak. Ez a változás megsokszorozza a szolgáltatási kapacitást.

A termékadatbázisokra történő áttérés lehetővé teszi a méretre szabott önkiszolgálást, felhasználói igény szerint kibővítve azt „termékfeldolgozási” módszerekkel. Ez a modell olyan lehetőséget is tartalmaz, hogy a felhasználó a saját, belső hálózatára maga állítson össze méretre szabott jelentéseket. Önkiszolgálás, metaadat, szöveg és információs adatbázis feldolgozási lehetőségekkel, interaktív információszolgáltatás, automatikus felhasználókezelő eszközök, ezek közül választhatnak a statisztikai hivatalok.

Ezen szolgáltatások megalapításához, ahol szükséges, szolgáltatási díjat kell bevezetni, különösen a méretre szabottaknál.

A Finn Statisztikai Hivatalban a legutóbbi „elégedettségi” felmérés eredménye szerint a felhasználók többsége a hivatallal Interneten keresztül akar kapcsolatba lépni. Kétharmaduk munkája során már használja az Internetet s az ügyfelek egyharmada úgy véli, hogy kommunikációs szükségletük 80-100 százaléka lenne kielégítve, ha a statisztikai hivatal kihasználná az Internet kínálta lehetőségeket.

Néhány hónap intenzív kutatás és kipróbálás után a Holland Statisztikai Hivatal StatLine rendszerét választották ki statisztikai adatbankként az Internetes adatszolgáltató rendszerben. A StatLine rendszert a nemzeti statisztika igényeihez igazodva fejlesztették ki. A felhasználó igényei azonban sokfélék, s nincs olyan általános megoldás, amelyik mindenki megelégedésére szolgál.

Finnországban úgy látják, hogy az információipar alapja a digitális világ lesz. A statisztika ennek a világnak része, és azt félkész termékként használják fel különféle célokra. Az Internet lesz az „autópálya” az adatállományokhoz, a böngészők a metaadatokkal pedig adatvezetőként szolgálnak. A hivatal honlapján a felhasználók választhatnak a hírek, a legérdekesebb adatok között, hozzákapcsolódhatnak más statisztikai hivatalokhoz, adatszolgáltatásokhoz, adatboltokhoz és vitaoldalakhoz. A hivatal ingyenes és fizető szolgáltatásokat egyaránt kínál. Nehéz meghúzni e két szolgáltatás közötti határvonalat, ez mindig az adott statisztikai hivatal adminisztrációs kultúrájától és pénzügyi helyzetétől függ. Finnországban a hírek és a legérdekesebb adatok ingyenesek, de ha a felhasználók különleges szolgáltatásokat kérnek, azokért rendszerint fizetni kell. Az előállítási költségek változásai is átvihetnek egy szolgáltatást a

határvonalon. Jó példa erre egy statisztikai közlemény, melynek papír formában ára van, de elektronikus formában ingyenes. E lehetőség mellett a finn eset kétségtelenül az ingyenesség irányába mutat.

(Ism.: *Perjés Zoltánné*)

VEHOVAR, V.:

#### PÓTCÍMEK ÉS NEMVÁLASZOLÁS

(Field substitution and unit nonresponse.) – *Journal of Official Statistics*. 1999. 2. sz. 335–350. p.

A megszokott értelmezés szerint „nemválaszolás”-ról (nonresponse) akkor beszélünk, amikor a célsokaság kiválasztott elemei közül egyesek a terepmunka során valamilyen okból kimaradnak. Emiatt a felvétel eredményei torzításokhoz vezethetnek. A meg hiúsulások csökkentése érdekében a felvétel megtervezése és végrehajtása során többféle eljárás lehetséges.

Pótcímek (field substitution) használatáról akkor beszélünk, amikor a végrehajtás során meg hiúsuló kikérdezést egy tartalékcímen hajtják végre. Ez a nemválaszolás csökkentésének egyik lehetséges módszere, ami más megközelítésben imputálásnak is felfogható. A pótcímek többféleképpen választhatók ki. A továbbiakban a tanulmány feltételezi, hogy a pótcímek kiválasztása is véletlen.

A szakirodalom meglehetősen kritikus a pótcímek használatával szemben, ami nem teljesen helytálló felfogás. Az igaz, hogy a hiányzó adatok miatti torzítást nem lehet ily módon megszüntetni, de arra más módszerek sem adnak tökéletes megoldást. Van viszont néhány olyan eset, mint például a véletlenül kiválasztott telefoninterjúk, amikor ez a módszer jól használható. Több országban használják ezt a módszert különösen akkor, amikor a nemválaszolás aránya nagy, 30-40 százalékos, vagy azt meghaladó mértékű. Ugyanakkor az Egyesült Államokban és sok európai országban nem használnak pótcímeket a meg hiúsuló felvételek pótlására.

A tanulmány azt vizsgálja, hogy igazolható-e átlagok becslésénél a pótcímek használata a torzítást és a varianciát külön-külön összehasonlítva. A pótcímek felhasználásával kapott  $\bar{y}_{sub}$  eredményt hasonlítsuk össze valamely minta sikeres megkérdezésin alapuló, a szokásos korrekciók (átsúlyozás és/vagy imputálás) után kapott  $\bar{y}_r$  becsléssel. A tanulmány csak valószínűségi mintákkal foglalkozik, feltételezve azt is, hogy a pótcímekkel kapcsolatos terepmunka körülményei megegyeznek az alapfelvételével.

A torzítás vizsgálatánál az egész (minta-) sokaság logikailag két részre osztható, válaszolóokra és nem válaszolókra. (Lehetséges többszöri felkeresés is.) A vizsgálat modelljében a sokaság  $\bar{y}$  paraméterre (átlag!) a válaszolók  $\bar{y}_r$  és a nem válaszolók  $\bar{y}_n$  az  $M$  nemválaszolási aránnyal súlyozott átlagként írható fel  $\bar{y} = (1-M) \bar{y}_r + M \bar{y}_n$ . Ha pótcímeket is használunk, az  $\bar{y}_{sub} = (1-M) \bar{y}_r + M \bar{y}_{sr}$ , ahol az  $\bar{y}_{sr}$  a pótcímek közül megfigyeltekből adódó becslés várható (sokasági) értéke. E modell egyszerű algebrai átalakítása után látható, hogy a pótcímezés utáni  $\bar{y}_{sub}$  becslés torzítottsága az elsődleges minta elemeiből kapott becslések torzításából és a pótcímekből adódó becslés torzításából tevődik össze a válaszolási arányokkal súlyozva.

Az előzők röviden úgy foglalhatók össze, hogy a pótcímek alkalmazásából adódó torzítás az „eredeti”  $\bar{y}_r$  becslés torzítását a válaszolási aránytól függően módosítja. Amennyiben nagy a meg hiúsulások aránya, akkor az eredeti, a pótcímek nélküli mintából adódó torzítás már viszonylag kis súlyt kap, míg növekszik a pótcímek használatából adódó torzítás szerepe.

Fontos a terepmunka ellenőrzése. Mindig fennáll annak a veszélye, hogy az összeírók a nehéz helyzetekben inkább a rendelkezésre álló pótcímeket használják. Ha feltételezhető, hogy a nemválaszolásból adódó torzítás nagy, ellenőrzés (validation) céljából érdemes a pótcímek nélküli, a megfelelően korrigált becsléseket is kiszámítani. Meg kell még jegyezni azt is, hogy az egész munka megbízhatósága attól is függ, hogy az egyes címeiket szükség esetén hányszor kell ismételtlen felkeresni. (Attitűdváltozók esetén a relatív torzítás a tapasztalatok szerint valamivel nagyobb.) Egyszerű véletlen mintavételnél a variancia akár alkalmazunk pótcímeket, akár nem, lényegében azonos. Csak nagyon szélsőséges esetben képzelhető el, hogy az ugyanolyan módon kiválasztott első és második (tartalék-) minta szórása különbözzék. A kétlépcsős mintáknál viszont már lehetnek különbségek. Ezt már érdemes tovább elemezni, már csak azért is, mert a gyakorlatban ez a leggyakrabban előforduló eset.

A kétlépcsős minta esetében a variancia a csoportok közötti és a csoportokon belüli varianciából tevődik össze. A nemválaszolás és a pótcímek használata a csoportokon belüli mintát érinti.

Az az általános gyakorlat, hogy a kívánt mintanagyság ( $n$ ) elérése érdekében az ismertnek feltételezett válaszolási aránnyal növelt  $n$  elemű mintát választanak ki. Ez a minta összehasonlítható egy olyan

eljárással, amelyben a kívánt tényleges minta nagyságát pótcímek használatával hozzák létre.

Feltételezve, hogy a pótcímek kiválasztása is teljesen véletlen, a csoportokon belüli variancia elemzése lehetővé teszi az arányosan növelt, illetve pótcímeket használó minták eredményeinek összehasonlítását.

A kétlépcsős minták varianciáját az ismert módon lehet kiszámítani. Ezeket a képleteket használva előállítható mind a pótcímek alkalmazásából, mind az arányosan növelt mintából adódó becslés varianciája. A két variancia a klaszteren belüli tényezőben térhet el egymástól. A két variancia  $var(y_p)$  és  $var(y_{sub})$  hányadosa fejezi ki a relatív előnyt. Így a pótcímek használata akkor előnyös, ha nagy a meghíúsulási arány, kicsi a csoportonkénti minta és kicsi a belső korreláció. Látható, hogy a pótcímzés csak nagyon speciális esetben csökkenti érzékelhetően a varianciát.

Az elmondottakat a cikk egy szimulációs kísérlettel illusztrálja. A mintában 83 százalékos válaszolási aránnyal számoltak, a minta felépítése pedig a szlovén általános társadalomstatistikai felvételhez (General Social Statistical Survey – GSS) hasonló szerkezetű volt. A kapott eredmények azt mutatták, hogy a nemválaszolási aránnak megfelelően megnövelt minta varianciája igen kis mértékben (1,02-szeresen) haladta meg a hasonló terjedelmű pótcímzéses mintáét. Szélsőséges nemválaszolási aránnyal és nagyon kicsi csoportminta esetén a két minta varianciájának aránya 1,2 is lehet a pótcímzés javára.

Az előzőekben ismertetett elméleti eredményeket hat szlovén GSS-felvételt elemezve kontrollálták. A felvétel jellemzői: személyes kikérdezés, 140 elsődleges mintavételi egység és 420 másodlagos mintavételi egység. A meghíúsulások aránya 20 százalék, a megtagadásoké 12 százalék volt. 30 változót választottak ki, amelyek varianciáit hasonlították össze átsúlyozás, illetve pótcímek felhasználása után. A különböző mintanagyságok hatását megfelelő korrekciókkal kiküszöbölték. Ha csoportonként 15 elemű mintát szanaláltak, akkor a varianciák aránya 1,02, míg 5 elemű minta esetén ez az arány 1,10 volt. Ami az átlagos négyzetes eltérést (MSE) illeti, a torzítás és a mintavételi hiba ellentétesen alakult, ami végül is azt jelezte, hogy egyik módszert sem lehet egyértelműen a másiknál jobbnak ítélni. Szlovéniában a GSS az egyetlen olyan felvétel, amelynél a mintavételi terv pótcímeket tartalmaz. Az 1999. évi revízió során azonban már ebben sem fognak pótcímeket használni.

Három- vagy többlépcsős mintavételnél az ismertetett modell alapján arra a következtetésre jut-

hatunk, hogy a pótcímek még kisebb jelentőséggel bírnak, mivel azokkal csak az utolsó fázis mintája javítható. A többlépcsős mintavételi tervnél ugyanis a csoporton belüli variancia a teljes minta varianciájában még kisebb súllyal szerepel. Amennyiben komplex mintavételi tervben a cellák, amelyekben belül a helyettesítés történik, nem egyszerűen az utolsó fázist jelentik, az ismertetett modell értelemszerűen akkor is alkalmazható.

Az imputálással nem foglalkozik a szerző, csak annyit jegyez meg, hogy a pótcímzésrel szembeállítva az előző esetben valamelyest növekszik a szórási, míg az utóbbinál a torzítás valamelyes növekedése következik be. Összefoglalva, a reprezentatív felvételekben a pótcímek használatának előnyei és hátrányai a következők.

Előnyös, hogy egyszerű, lehetséges az önsúlyozás és a mintanagyság jól ellenőrizhető. Fenntartható a minta optimális struktúrája, csökkenthető az üres cellák száma. Komplex mintáknál mindez fontos szempont. Előnyös az is, hogy ha van rétegenként legalább két megfigyelés, akkor elvben lehetővé válik a hibaszámítás.

Hátránya a pótcímek használatának, hogy óhatatlanul gyengíti a terepmunka hatékonyságát, különösen a személyes megkérdezések esetében. Veszélyes az az illúzió is, hogy ezáltal a nemválaszolási problémája megoldódott. Az egész minta tekintetében növekszik a meghíúsulások száma, mivel a kérdezők egy-egy esetben nem tesznek meg mindent a kikérdezés végrehajtása érdekében. Ugyanakkor meghosszabbodik a felvétel időtartama, mivel több címet kell felkeresni.

Nem célszerű a pótcímek használata akkor, amikor rövid idő alatt kell a felvételt végrehajtani, nagy a helyettesítési torzítás, nem valószínű, hogy a terepmunka szigorú ellenőrzése.

Hasznos lehet azonban a pótcímek alkalmazása akkor, ha a minta önsúlyozásra alkalmas jellegét nem lehet más módon fenntartani, vagy ha a hiányzó adatok miatt sok cella üresen marad.

A pótcímek használata indokolt tehát akkor, ha nagy nemválaszolási arány várható. Előadódhat ilyen helyzet például a háztartási költségvetési felvételeknél, de a legtöbb esetben lehet megfelelő alternatívát is találni.

A pótcímek használata ritkán vezet a pontosság számottevő növekedéséhez, ezért a további korrekciók, mint például az átsúlyozás, vagy esetleg modellek használata, általában nem mellőzhetőek. Jó korrekciós módszerek esetében a pótcímek használata feleslegessé válik.

(Ism.: *Marton Ádám*)

## GAZDASÁGSTATISZTIKA

LEIBRFRIED, S.

NEMZETI JÓLÉTI ÁLLAMOK,  
EURÓPAI INTEGRÁCIÓ ÉS GLOBALIZÁCIÓ

(National welfare states, European integration and globalization: A perspective for the next century.) – *Social Policy and Administration*. 2000. 1. sz. 44–63. p.

Első látásra az Európai Közösség államai meszeszemenően megőrizték nemzeti jellegüket. Az egyes tagállamok mind törvénykezési, mind adózási, illetőleg adminisztratív tekintetben elvileg megőrizték önállóságukat. A valóságban a Közösség államai mind gazdasági, mind pedig a jóléti állammal kapcsolatos elvárások tekintetében sokkal szorosabban függnek egymástól, mint azt első látásra gondolhatnánk.

A Közösség hatása az egyes nemzetállamokra azonban távolról sem egyirányú és meglehetősen összetett folyamat. Mindazonáltal elmondható, hogy a nemzetek fölötti, európai „jóléti állam” kialakulása egy ideig még várat magára. Az integráció közép-pontjában elsődlegesen az egységes gazdaság, az egységes piac kialakítására vonatkozó törekvések állnak, noha az egységes piac és a vele kapcsolatos piaci liberalizáció a társadalmi élet számos egyéb szférájára is hatással lehet.

A maastrichti és amszterdami egyezmények következményeként jelentkező piacegységesítési folyamatok olyan globalizációs jellemzőkkel jártak már az eddigiekben is, hogy azok számos országban közösséggelenséges, antiintegrációs hangulatot gerjesztettek. Általában megállapítható, hogy az integráció növekvő szintje automatikusan megnöveli az esélyt annak, hogy az egyes nemzetállamok lokális törvénykezésével és így szociálpolitikájával is konfliktushelyzetek alakuljanak ki. Az ilyen konfliktusok klasszikus példája a szabad munkaerő áramlásának kérdése, illetőleg – például Németország esetében – a helyi érdekcsoportok határozottan megfogalmazott elutasítása a „külföldi” potenciálisan olcsóbb munkaerő beáramlását illetően.

Jóllehet a Közösség önálló államként, vagy államok feletti államként való működését erős adminisztratív korlátok nehezítik, az egyes tagállamok szociális tekintetben is egyre kevésbé függetlenedhetnek. Az egyes európai régiók eltérő gazdasági fejlettsége a munkaerő-áramlási problémákon kívül az eltérő életminőség, illetőleg eltérő életesélyek kérdését is felveti, melyekre az egyes nemzetállamoknak megfelelő választ kell adnia. A megvalósítás kevésbé egyértelmű. A piac neoliberais indítatású felszabadítása, a javak ilyen alapokon történő

szabad áramlása – nem utolsósorban az agrártermekek vonatkozásában – szociális feszültségeket teremtett, amelyek megoldása elsősorban az egyes tagállamokon belül kísérelhető meg. A piacvédelemmel, a saját termékek preferálásával kapcsolatos intézkedések ugyanakkor többnyire ellentmondanak a közösségi alapelvekkel, a piaci nyitottsággal és egységesítéssel kapcsolatos törekvéseknek. Mindez azt jelzi, hogy a piac és a szociális szféra minden korábbinál szorosabb összefonódásban hatnak egymásra. Az amszterdami szociális charta által megfogalmazott, foglalkoztatással és szociális biztonsággal kapcsolatos cikkek jelentős mértékben mintegy „átnyúlnak” az egyes nemzetállamok hatáskörébe, s gyakorta védekezésre kényszerítik azokat.

Mindez szükségszerűen vezet a hagyományos jóléti állam átalakulásához: közvetlen jogi szabályozástól függetlenül olyan közvetett hatások kivédését igényli, amelyek az integráció negatív szociálpolitikai következményeként jelentkeznek a nemzetállamokban.

A Közösség egységesítési törekvéseinek első lépcsője a belső vámok, a piaci javak áramlását korlátozó szabályok eltörlése volt. Ez az egyes nemzetállamok esetében értékesítési problémákat eredményezett, amelyek szociálpolitikai következményekkel jártak. A foglalkoztatottság eltérő szintje mellett az azonos munkáért tagországonként fizetett, olykor jelentősen eltérő bér is feszültségeket okozott. A tőke szabad áramlása nem járt együtt a munkavállalók szabad áramlásának lehetőségével, ami mind a szakszervezetek, mind pedig a munkavállalók–munkaadók vonatkozásában elmentétek kialakulását okozta.

Mindazonáltal hosszú távon az EU önszerveződésének erősödésével számolhatunk, amely kiemeli a nyugat-európai országok lehetőségét az egységes piac lehetőségeinek mind erősebb kihasználásában, a Közösség nemzetállamainak belső, állandósuló egymásrautaltsága ugyanakkor csökkenti Európa külső tényezőktől való függését. Az ennek eredményeképpen megvalósuló biztonság és stabilitás lehetővé teszi a jóléti szolgáltatások újramodellezését. A globalizáció ennek eredményeképpen megszűnik fenyegető kihívás lenni, a felmerülő problémák döntő részét az egyes tagállamok keretein belül sikerül megoldani, míg a külső függőség – mindenekelőtt az Egyesült Államoktól és az ázsiai országoktól – lényegesen csökken.

(Ism.: *Reisz László*)

SCHEILBECKER, M.:  
AUSZTRIA NEMZETI SZÁMLÁI  
AZ ESA 1995 SZERINT

(Die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung nach dem ESVG 1995.) – *WIFO Monatsberichte*, 1999. 10. sz. 683–692. p.

Az Osztrák Központi Statisztikai Hivatal 1999. szeptember végén adta át az EUROSTAT-nak az Európai Unió nemzeti számla rendszere (European System of National Accounts in the Community – ESA 1995) alapján kidolgozott adatsorokat, amelyek az SNA 1993 előírásainak is megfelelnek. A cikk kiemeli azokat a fontosabb változásokat, amelyek a korábbi (SNA 1968 és ESA 1979) nemzetközi módszerhez képest mutatkoznak.

Az ESA 1995 több koncepcióbeli változást tartalmaz, módosultak az osztályozások, valamint a csoportosítások és az összefoglaló szintek. Az előző (ESA 1979) módszertantól eltérő elgondolás érvényesítéséhez korábban nem létező adatfelvételekre, statisztikákra is szükség volt, nagymértékben módosultak az alkalmazott módszerek, és ezek következtében az összefoglaló mutatók szintje is változott, mind a bruttó hazai terméket (GDP), mint a bruttó nemzeti jövedelmet (GNI, korábbi elnevezéssel: GNP) illetően. Az EU-országok 1997-től hajtanak végre teljesítmény- és struktúrafelvételt az EUROSTAT koordinálásával, és ennek megfelelően felülvizsgálták az 1995. évi osztrák üzemösszeírás adatait. Az EU tagországai egységesen, 1995. évi bázissal számítják a nemzetgazdasági mutatókat, és az új ár-bázis módosítja a reálnövekedés korábbi adatait is.

Az új módszertan a jövedelmek felhasználását is érinti, változott a felhalmozás koncepciója. A szerző új beruházási kategóriaként említi az immateriális javak, a vásárolt és a saját szervezet révén előállított szoftverek felhalmozását, az adatbankok létrehozását, a szerzői jog védelme alatt álló termékek megszerzését. Új eleme a beruházás-statisztikának a föld mélyében rejlő ásványkincsek feltárása is. Az itt említett koncepcióváltozások a beruházások értékét Ausztriában 7 milliárd schillinggel növelik.

Az ESA 1995 alapján a beruházások között figyelembe kell venni a polgári célra is felhasználható katonai rendeltetésű tőkejavak felhalmozásait, mint amilyenek a szállító járművek, repülőterek, egészségügyi intézmények, kaszárnyák és hasonló többcélú tárgyi eszközök. Mivel bővült a beruházások tartalma, értelem szerint bővül a nem piaci termelő szektor értékalkotása is, az említett többcélú eszközök értékcsökkenési leírása következtében.

Az ESA 1995 új tételeket is tartalmaz, például az értéktárgyak nettó növekményét, amely olyan ál-

lományváltozásokkal kapcsolatos, mint például a műalkotások, az ékszerek, a nem monetáris arany felhalmozása.

Az ESA 1979 szerint a folyó termelő felhasználás része volt a vásárolt szoftver, valamint az adatbank, és az adatfelvétel nem terjedt ki a saját fejlesztésű szoftverekre. A szerzői jog védelme alatt álló tevékenységért fizetett ellenérték korábban transzferfizetésnek minősült, így a díjat kapó szervezetek kívül voltak a termelő szférán. A katonai célú felhalmozás eddig az állam folyó felhasználásai között mint közösségi fogyasztás szerepelt. Az értéktárgyak eddig a háztartások fogyasztásai között, illetve az áruk és szolgáltatások kivételében szerepeltek.

A háztartások fogyasztásában új számítási formát alkalmaznak, a kiadásokat az ún. termékáramlási (commodity-flow) rendszerrel követik. A fogyasztás becsléséhez a termelés és a behozatal összegéből levonják a javak kivitelének, valamint felhalmozásának értékét. Eddig imputált adattal vették figyelembe a saját használatú lakások, házak béreit, az új módszertan szerint ide számítanak a saját használatú garázsok és parkolóhelyek fiktív bérleti díjainak kiadásai is. Azok a kisebb javítások, amelyeket a tulajdonos a háztartásában végez, ezután nem a folyó felhasználások, hanem a lakossági fogyasztás kiadásai közé tartoznak. A nagyobb felújítás, korszerűsítés továbbra is beruházásnak minősül.

A cikk ismerteti az állam illeték- és hasonló bevételeinek koncepcióváltozását. Eszerint csökkenti a közösségi fogyasztást, hogy ezután ezek állami bevételnek minősülnek, és egyúttal növelik a díjat fizető háztartások fogyasztását, illetve a termelő gazdasági egységek folyó felhasználását. A termelők illetékfizetéseinek megfelelően csökkenik a bruttó hazai terméket. A szerző felhívja a figyelmet a nonprofit szervezetek támogatásának elszámolását érintő változásokra, valamint a nemzetgazdaság egészének fogyasztását érintő új megközelítésekre, ezek egyrészt a kiadások, másrészt a fogyasztás megfigyelésére épülnek. A jövőben ügyelni kell arra, hogy a két koncepció közül melyiket vették figyelembe a bruttó hazai termék meghatározása során.

A szerző ismerteti a közösségi fogyasztás minősítésének ún. „50 százalékos” szabályát. Az új meghatározás szerint az minősül a kormányzati szektor fogyasztásának, amely termelési költségeinek több mint felét az állam fedezi. Az üzleti és a nem üzleti szektorok teljesítményeinek elhatárolása közvetlen hatással van az értékalkotás számítási módszerére. Az üzleti célú gazdasági szervezetek hozzáadott értéke úgy számítható, hogy a bruttó termelési értékéből levonják a folyó felhasználások értékét, a nem üzleti célú szervezetek körében vi-



szont összegezik az értékalkotás tényezőinek értékét. Az ESA 1995 nem rögzíti, hogy milyen időközönként kell felülvizsgálni az említett „50 százalékos” szabályt.

A cikk kifejti a készletváltozásokkal, valamint az ún. „statistikai eltérés” alakulásával kapcsolatos új előírásokat. Az ESA 1995 lehetőséget ad arra, hogy a készletek felhalmozása között számoljanak el beféjezetlen teljesítményeket is, ami különösen az építési szolgáltatásokra jellemző. Sajátos készlet-elszámolási szabályok vonatkoznak a telepített erdők gyarapodására, valamint a kivágásokkal csökkentett állományra. Változott a külkereskedelmi mérleg egyenlegének elszámolási módja is, ennek hatására (az ESA 1979 módszertanához képest) az 1997. évi osztrák import értéke 32 milliárd schillinggel, az osztrák export értéke 10 milliárd schillinggel nőtt, és a tárgyévi egyenleg -14 milliárd schillingről -36 milliárd schillingre változott.

Ami a jövedelmek keletkezését illeti, az ESA 1995 szerint a teljesítményeket alapárakon (basic prices) számolják el. A szerző bemutatja a termékek és támogatások körét, amelyeket az alapár nem tartalmaz, ezek a költségvetési (fiskális) elszámolásokhoz kerültek. Az adók és támogatások egyenlege ezután nem jelenhet meg a gazdasági szervezetek jövedelmében, és ez egyes ágazatokban csökkentette a bruttó hazai termékhez való hozzájárulást.

A kormányzati szektorból az üzleti vállalkozások közé kell átsorolni a gazdasági tevékenységeket, ha azok megfelelnek az önálló könyvvizetés követelményeinek. Az új besorolások alapja az Európai Unió ágazati osztályozási rendszere (NACE Rev.1). Ezáltal a termelés ágazati szerkezete is módosul a korábbi nemzeti számlák tagolásaihoz képest.

A bruttó értékalkotás kétharmadát (az ESA 1995 szerinti besorolás szerint is) az osztrák szolgáltató ágazatok állítják elő, az ún. szekunder ágazatok aránya korábbi 31,3 százalékról 30,4 százalékra csökkent, ugyanakkor 2,0 százalékról 2,9 százalékra nőtt a kitermelő ágazatok részesedése. A cikk rámutat az agrártermelés új elszámolási elvének hatására, mivel az ESA 1995 a termelés eddigi „termés alapú” számbavétele helyett a „gyarapodás alapú” megfigyelést írja elő. Már az aratás, levágás stb. előtt elszámolják a teljesítményt, és az említett tényleges kibocsátásokat a készlet csökkentéseként veszik figyelembe. Jól szemlélteti ezt az erdők gyarapodásához kapcsolódó készletnövekmény (a beféjezetlen termelés körében), a fakivágás pedig csökkenti a készlet állományát. Ez a módszertani változás bi-

zonytalansággal is jár, például az élő anyag gyarapodását jellemző értékelésekben.

A bruttó hazai termékre is jelentős hatással van az a koncepcióváltozás, amely az infrastruktúra vagyontárgyai értékcsökkenési leírásának bevezetéséből ered. Ebbe a körbe tartoznak például a közutak, hidak, gátak, közcsatornák stb. Ausztria 1995. évi bruttó hazai termékének értékét mintegy 15 milliárd schillinggel növelte ez a módszertani változás, mivel a kormányzati szektor hozzáadott értékében közvetlenül elszámolják a tárgyévi amortizációk értékét.

A jövedelmek elosztásának számláira is hatással vannak a koncepcióbeli és statisztikai változások. A cikk ismerteti az elsődleges jövedelmek tartalmát, ide értve a munka- és tőkejövedelmeket, valamint a költségvetési kapcsolatok egyenlegét. Ausztria, az EU-tagállamként, a bruttó hazai termékhez hozzáadja a Közösség költségvetési támogatásait és levonja mindazokat a termelési és importalapú befizetéseket, amelyeket a tárgyidőszakban az EU költségvetésébe teljesít.

A cikk részletesen ismerteti a belföldi és a külföldi elszámolások szektorainak és ezek részeinek kötelező struktúráját, valamint az egyes fogalmak tartalmát. Az ESA 1995 szerint előírt számlákat vezetnek az egyes szektorok, valamint részeik számára, ide értve például a termelési számlát, a jövedelem keletkezésének számláját, az elsődleges és a második jövedelemelosztás számláit, a jövedelem felhasználásának számláját, a „tisza vagyonváltozás” számláját. A vagyonszámla változásai figyelembe veszik a megtakarítást, a vagyon transzferjeit, valamint a befektetéseket.

Az ESA 1995 a korábbiaknál jobban figyelembe veszi a munkapiac megváltozott feltételeit, különösen a termelékenység mutatóiban. A rész-munkaidős foglalkoztatás szerepe megnőtt, és erre tekintettel a termelékenység meghatározása során nem csupán a foglalkoztatottak száma alapján képezhetők mutatók, hanem a teljes munkaidősök egyenértékű létszámára, valamint a munka mennyiségére vonatkoztatva is.

A cikk összehasonlítja az ESA 1979 és az ESA 1995 módszerével meghatározott (folyó áras és összehasonlítható áras) mutatókat, az 1995 és 1997 közötti időszak éveire. Az 1998. évi adatokat már nem számították át a korábbi (1983. évi) árbázisra. A bruttó hazai termék növekedése 1996-ban mindkét módszerrel 2 százalék volt, 1997-ben viszont a korábbi módszerrel számítva 2,5 százaléknyi a növekedés, az ESA 1995 szerint csak 1,2 százaléknyi adódik. Az eltérés főleg az építési beruházások eltérő értékeléséből adódik és a háztartások fogyasztása is mérsékeltebben nő az ESA 1995 számlái szerint.

A szerző foglalkozik a külkereskedelem növekedésének mutatóit jellemző eltérések tényezőivel is. Jelentősek az 1995-ös bázisra átszámított, reálértéken meghatározott mutatók abból eredő változásai, hogy az eltelt 12 év alatt (1983 óta) nagymértékben módosultak az indexek súlyai. Elvégezték a bruttó hazai termék reálértékének változásában mutatkozó eltérések helyesbítését, az összesítő szintek korrekciói során nagy szerepet kapott a GDP egyes tényezőinek összetétel-változása és az új súlyozás.

A gazdaságtudományok előrejelzéseire alkalmazott makrogazdasági modellek is átalakítást igényelnek, az ESA 1995 módosuló mutatóinak megfelelően. A bécsi WIFO intézet is megvizsgálta az áttérés feltételeit. A szerző összefoglalja azokat a nehézségeket, amelyek a túl rövid visszatekintő idősorokból, valamint a termelési és jövedelemfelhasználási szerkezet módosulásából következnek. Az Osztrák Központi Statisztikai Hivatal, az éves statisztikai sorok mellett, 1999 decemberéig a negyedéves mutatókat is meghatározza az ESA 1995 módszertani előírásainak megfelelően. A szerző felhívja a figyelmet az évközi adatsorok szezonális kiigazításának új feltételeiben rejlő bizonytalanságokra. Erre tekintettel csak előzetesnek tekinthetők a megjelent konjunktúramutatók.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

SLAUGHTER, M. J.:

#### A GLOBALIZÁCIÓ ÉS A MUNKABÉREK

(Globalisation and wages: A tale of two perspectives.)  
– *The World Economy*. 1999. 5. sz. 609–628. p.

Az 1970-es évek elejétől az Egyesült Államok munkaerőpiacán két tendencia érvényesült: nőtt a keresetek közötti egyenlőtlenség és lényegesen lelassult a reálbérek emelkedése. A bérkülönbség növekedését a végzettséghez, a tapasztalatokhoz és a munkakörhöz kapcsolódó bértkiegészítés magyarázza. 1995-ben a felsőfokú végzettségű férfi dolgozók keresete már 70 százalékkal haladta meg a középfokú végzettségűekét. A feldolgozóiparban foglalkoztatott szellemi és fizikai dolgozók között hasonló mértékű bérkülönbség mutatkozott. Az Egyesült Királyságban is megfigyelhető a bérkülönbségek növekedése, míg más OECD-országokra ez nem volt jellemző. Németországban, Finnországban és Kanadában az utóbbi 5-10 évben éppen, hogy mérséklődött a bérek szóródása.

Ezzel kapcsolatban a munkanélküliség alakulására hivatkozik a szerző. Európában nagyobb mér-

tékben nőtt a munkanélküliség, mint az Egyesült Államokban és 1993-ban több országban 10 százalék felett volt, szemben a 6,7 százalékos amerikai értékkel. A kép ugyanakkor vegyes, az Egyesült Királyságban például a bérkülönbség és a munkanélküliség egyidejűleg és számottevően növekedett.

A folyamatok eltérő alakulása mögött az áll, hogy az európai országok munkaerőpiaca kevésbé rugalmas, mint az Egyesült Államoké.

Az Egyesült Államokban a fogyasztói árindexszel deflált átlagos órabér 1973 óta évi 0,4 százalékkal nőtt. (Az ezt megelőző száz évben a reálbérek évi 1,9 százalékkal emelkedtek.) Az alacsony keresetűek reálbére valójában csökkent, ami közülük is leginkább az alsó kereseti decilisbe tartozókat sújtotta. A felső decilisbe tartozóknak ugyanakkor lényegesen nőtt a reálkeresete, amit a vezető beosztású dolgozók részvényvásárlási kedvezménye tovább erősített. Ezzel szemben a legtöbb OECD-országban folytatódott a reálbérek általános növekedése.

A bérkülönbség növekedését több tényező változtatja ki: a munkaerő-kereslet és -kínálat változása, valamint az ennek hátterében meghúzódó okok (külkereskedelem, technológiaváltás, az aggregált kereslet szerkezeti változása, demográfiai trendek, bevándorlás, a minimálbér reálértékének csökkenése, a szakszervezetek szerepének gyengülése). A jelenlegnek a munkaerő oldaláról való megközelítése egyetlen termelő szektorral számol és az országos szintű munkaerő-keresleti függvényt az egyes nyereségmaximalizálásra törekvő cégek aggregátumaként határozza meg. A függvény ez esetben mindentűt csökkenő tendenciát mutat: a cégek munkaerő-keresletének árrugalmassága negatív, a szakmunkások, illetve a segédmunkások iránti kereslet fordítottan arányos a szaktudásért járó bértkiegészítés nagyságával (a termelési technológia és a termékek árak változatlanóságát feltételezve). A munkaerő-kereslet és -kínálat változását alakító hatások (külkereskedelem, technológiaváltás stb.) elemzése után a szerző arra a megállapításra jut, hogy az évtizedek óta folyó szakértelemre alapozott technológiaváltás növeli a szakmunkások iránti keresletet, míg a bevándorlás és a külkereskedelem révén relatív értelemben csökken az előbbieket kínálat. Mindez együttesen a szaktudásért járó bértkiegészítés növekedését eredményezi.

A kereskedelem oldaláról való megközelítés több szektorral számol és ezen belül végtelenül rugalmas szegmenseket tételez fel, amelyeknek a termelési tényezők iránti igénye fogja befolyásolni a bérkülönbségeket. A többszektoros modellben az országos szintű munkaerő-kereslet mind a termékszerkezet változását, mind a munkabérek alakulását tükrözi. Az ilyen helyzet elemzésére a Heckscher–Ohlin-modellt hasz-

nálja a szerző, melynek alaphelyzeti értékénél a termelési tényezőket tökéletesen mozgékonyak tételezi fel, továbbá nyitott gazdaságú kis országgal számol (a külkereskedelem liberalizált és az árakat külső tényezők határozzák meg). Az országos szintű munkaerő-keresletet a termelési tényezők változó kínálata mellett jelentkező optimalizálási probléma megoldása biztosítja. A modellvizsgálat eredményének összefoglalásaként a szerző arra a következtetésre jut, hogy a szaktudásért adott bértkiegészítés növekedését az eredményezte, hogy a termelés növekedése és a technológiováltás az 1970-es évek óta a szaktudásigényes ágazatokra koncentráldott.

Az eddig folytatott kutatás eredményei szerint nincs esélye annak, hogy az egyes országok protek-

cionista intézkedései megakadályozzák a világgazdaság globalizálódását és így a bérkülönbségek további növekedését. Bizonyos megfontolások és események azonban óvatosságra intenek. Az Egyesült Államokban a munkaerő háromnegyede viszonylag alacsony képzettségű és az ő reálbérük kedvezőtlenül alakul. A szabad kereskedelem elveinek ellentmond a regionális kereskedelmi tömbök (például a North Atlantic Foreign Trade Association – NAFTA) kialakulása. Azon is el kell gondolkodni, hogy a republikánusok 1998-ban akadályozták az Egyesült Államoknak a Nemzetközi Valuta Alap pénzalapjaihoz való hozzájárulását.

(Ism.: Szász Kálmán)

## KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 3. SZÁM

*Kucera, M. – Simek, M.:* A népesség alakulása a Cseh Köztársaságban 1998-ban.

*Gerylova, A. – Holcik, J.:* Születéskor várható átlagos élettartamok a Cseh Köztársaság megyéiben és kerületeiben.

*Bruthans, A. – Dzurava, D.:* A keringési rendszer betegségei okozta halálozások a Cseh Köztársaságban.

*Srb, V.:* Kárpátalja demográfiája, 1918–1938.

*Kraus, J.:* Új ajánlások a népszámláláshoz (2000).

1999. ÉVI 4. SZÁM

*Ruzkova, J.:* A 2001-ben végrehajtandó népszámlálás és lakásösszeírás a Cseh Köztársaságban.

*Skrabal, J.:* A népszámlálásban részt vevő személyek gazdasági mutatóinak vizsgálata.

*Koschin, F.:* Az oktatás osztályozási rendszere.

*Moravkova, S.:* A területi hovatartozás vizsgálata a népszámlálásban és a lakásösszeírásban.

*Bartonova, D. – Kucera, M.:* Háztartások a 2001-es censusban.

*Andrle, A.:* A 2001-es népszámlálás és a lakásösszeírás területi szempontjai.

*Kraus, J.:* A 2001-es census technikai oldala.

2000. ÉVI 1. SZÁM

*Tirpák, M. – Pilinská, V.:* Demográfiai fejlődés Szlovákiában 1998-ban.

A Cseh Demográfia Társaság 29. Konferenciája.

*Petráková, A.:* Az Egészségügyi Világszervezet tevékenysége a Cseh Köztársaságban.

*Gregurková, M. – Vandasová, Z. – Skodová, Z. – Maly, M. – Kubinová, R.:* Egészség és környezet: A HELEN 98 nevű kérdőív felvétel eredményei.

*Kamberská, Z. – Kocová, R.:* Egészség és életstílus.

*Csémy, L.:* Egészség és káros szokások: a felnőtt cseh népesség alkoholfogyasztási szokásai.

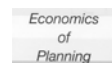
*Dzúrová, D. – Dragomirecká, E.:* A cseh lakosság szellemi egészsége.

*Rychtariková, J.:* Élettartam komoly egészségi problémák nélkül.

*Bruthans, J.:* A szív-érrendszeri egészségünk költsége.

*Ambrozová, M.:* Az egészségügy költsége a Cseh Köztársaság Általános Egészségbiztosító Társaságánál.

*Pistora, L.:* Próba népszámlálás 1999-ben.



A BIRMINGHAMI EGYETEM FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 1. SZÁM

*Polackova, H.:* A nyugdíjkorhatár megállapításának szempontjai Közép-Európára.

*Brock, G. J.:* Regionális technikai hatékonysági határok feltárása a volt Szovjetunióban.

*Karadeloglou, P.:* Mezőgazdasági árak az átmeneti gazdaságokban: Bulgária és Szlovénia esete.

*Kwan, A. C. C. – Wu, Y. – Zhang, J.:* Beruházás és gazdasági növekedés Kínában.



A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

1998. ÉVI 2. SZÁM

A 6. Morris Hansen emlékülés megnyitó beszéde.

*Waksberg, J.:* A Hansen éra: Statisztikai kutatás és megvalósítása a Census Bureau-nál, 1940–1970.

Groves, R. M.: Az Egyesült Államok Népszámlálási Hivatalának megfontolandó ajánlásai a HANSEN évekre.

Ohlsson, E.: Szekvenciális Poisson-mintavétel.

Kokic, P. N.: A mintavételi szórásnégyzet becslése a brit termelési indexben.

Slootbeek, G. T.: Torzítás korrekció a kiegyensúlyozott félminták módszere esetén, ha a mintába került egységek száma nem egyenlő minden rétegben.

Hoogendoorn, A. W. – Sikkel, D.: Válaszadói teher és panel lemorzsolódás.

Bellhouse, D. R.: Az 1665-ös londoni pestis.

#### 1998. ÉVI 3. SZÁM

Brunsdon, T. – Smith, T. M. F.: Adatstruktúrák idősoros elemzése.

Hulliger, B.: Osztályozások összekapcsolása lineáris leképezésekkel.

Cohen, M. P.: Mintanagyságok meghatározása adatfelvételekhez hierarchikus lineáris modellek segítségével.

Brakel, J. – Renssen, R. H.: Mintavételes felvételekbe beágyazott kísérletek tervezése és elemzése.

Ernst, L. R.: Az átfedés maximalizálása és minimalizálása, ha két tervhez egyidejűleg nagyszámú egységet választunk ki rétegenként.

Berger, Y. G.: Szórásnégyzet becslés listás szekvenciális séma segítségével nem egyenlő valószínűséggel történő mintavétel esetén.

#### 1998. ÉVI 4. SZÁM

Fienberg, S. E. – Willenborg, L. C. R. J.: Bevezető a különszámhoz: felfedéskorlátozó módszerek statisztikai adatok titkosságának védelméhez.

Keller-McNulty, S. – Unger, E. A.: Adatbázis rendszer prototípus titkos adatokon alapuló információ távolból történő eléréséhez.

Skinner, C. J. – Holmes, D. J.: A rekordonkénti újraazonosítás kockázatának becslése mikroadatokról.

Samuels, S. M.: Egy bayesi módszer az egyediség problémához mikroadatokról felfedési kockázatában.

Fienberg, S. E. – Makov, U. E.: Titkosság, egyediség és felfedés korlátozás kategorikus adatok esetén.

Pannekoek, J. – Waal, T.: Szintetikus és kombinált becslések statisztikai felfedés ellenőrzésben.

Zaslavsky, A. M. – Horton, N. J.: A felfedés kockázat és a nem publikálási veszteség közötti egyensúly.

Waal, A. G. – Willenborg, L. C. R. J.: Optimális helyi maszkolás mikroadatokról.

Hurkens, C. A. J. – Tiourine, S. R.: Modellek és módszerek mikroadat védelmi problémákhoz.

Defays, D. – Anwar, M. N.: Mikroadat maszkolása aggregálás segítségével.

Gouweleuw, J. M. – Kooiman, P. – Willenborg, L. C. R. J. – Wolf, P. P.: Utólagos randomizáció statisztikai felfedés szabályozáshoz: elmélet és megvalósítás.

Fienberg, S. E. – Makov, U. E. – Steel, R. J.: Felfedés korlátozás perturbációs és azzal összefüggő módszerekkel kategorikus adatokra.

Kirkendall, N. – Sande, G.: Automatikus cella maszkolást megvalósító rendszerek összehasonlítása a gazdaságstatisztika számára.

Evans, T. – Zayatz, L. – Slanta, J.: Zaj alkalmazása felfedés korlátozáshoz táblázatos elrendezésű adatokról.

Fischetti, M. – Salazar-González, J. J.: Kísérletek ellenőrzött kerekítéssel statisztikai felfedés ellenőrzéshez lineáris kényszerfeltétellel rendelkező táblázatos adatokról.

#### 1999. ÉVI 1. SZÁM

Marker, D. A.: Kistérségi becslések szervezése általánosított lineáris regressziós keret segítségével.

Mussa, A. S.: A véges sokaságból történő aránybecslés egy új torzításcsökkentő módosítása és a javasolt alternatívák összehasonlítása.

Couper, M. P. – Blair, J. – Triplett, T.: A postán és e-mailen keresztül történő munkavállalói adatfelvételek összehasonlítása az amerikai statisztikai intézményeknél.

Collins, M. – Sykes, W.: Az adatfelvételi minőség definíciójának kiterjesztése.

Dijkstra, W.: Új módszer a párbeszéd tanulmányozására a felvételi interjúkban.

Mayer, A. – Voldner, E.: Északkelet-Amerika nedves kénlelőhelyeinek Bayes-féle krigeleése.

Neumann, K.: Alkalmazott rendszerelmélet a hivatalos statisztikában.

#### 1999. ÉVI 2. SZÁM

Heer, W.: Nemzetközi válaszórási trendek: egy nemzetközi felmérés eredményei.

Lin, I. F. – Schaeffer, N. C. – Selzer, J. A.: A nemrészvétel okai és hatásai egy gyermektámogatási felvételnél.

Harris-Kojetin, B. – Tucker, C.: A gazdasági és politikai állapotok kapcsolata egy kormányzati felvétel megtagadási arányával.

Snijders, G. – Hox, J. – Leeuw, E. D.: Kérdőbiztosítási taktikák a nemválaszolások elleni harcban.

Purdon, S. – Campanelli, P. – Sturgis, P.: Kérdőbiztosítási stratégiák a négy szemközti kikérdező felvételeknél.

Singer, E. – Van Hoewyk, J. – Gebler, N. – Raghunathan, T. – McGonaggle, K.: Az ösztönzők hatása a válaszórási arányra kérdőbiztos által közvetített felvételeknél.

Shettle, C. – Mooney, G.: Pénzügyi ösztönzők az amerikai kormányzati felvételekben.

Groves, R. M. – Singer, A. – Corning, A. D. – Bowers, A.: Egy laboratóriumi módszer az interjú hosszának az ösztönzőknek, differenciált ösztönzőknek és a megtagadási párbeszédnek a felvételnél való részvételre gyakorolt hatásának mérésére.

Laurie, H. – Smith, R. – Scott, L.: Stratégiák a nemválaszolások csökkentésére longitudinális panel felvételnél.

Kennickell, A. B.: A nemválaszolási hatások elemzése az 1995-ös, a fogyasztói kiadásokra irányuló felvételnél.

Lundström, S. – Sarndal, C. E.: Kalibrálás, mint a nemválaszolások kezelésének egy standard módszere.

Zhang, L. C.: Egy megjegyzés az utólagos rétegzéshez, ha nemválaszolással terhelt bináris felvételi adatokat elemzünk.

Vehovar, V.: Pótminta és a nemválaszolások.

#### 1999. ÉVI 3. SZÁM

A 7. Morris Hansen-emlékülés megnyitó beszéde.

Bradburn, N. M.: A szövetségi statisztika jövője az információk korában.

Fellegi, I. – Wolfson, M.: Társadalomstatisztikai rendszerek felé – néhány alapelv és ezek alkalmazása a Kanadai Statisztikai Hivatalnál.

O'Toole, B. I. – Marshall, R. P. – Schuwerk, R. J. – Dobson, M.: Reprezentatív egészségügyi felvételek összehasonlítása a hivatalos népesedési statisztikával: néhány módszertani kérdés és empirikus megállapítás.

Hattum, M. J. C. – Leeuw, E. D.: Postán küldött mágneslemezekkel történő felvétel általános iskolai tanulóknál: adatminőség és logisztika.

Lent, J. – Miller, S. M. – Cantwell, P. J. – Duff, M.: Az összetevő súlyok hatásai a folyamatos népességfelvételtől származó néhány becslésre.

Quenneville, B. – Cholette, P. – Morry, M.: Nyitva kell-e tartani az üzleteknek vasárnapokon? A vasárnapi nyitvatartás hatása a kiskereskedelmi szektorban New Brunswick-ben.



Journal of the  
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI TÁRSASÁG  
FOLYÓIRATA (A SOROZAT)

2000. ÉVI 1. SZÁM

Day, S. – Talbot, D. J.: Szerkesztőségi cikk: Statisztikai irányelvek klinikai kísérletekhez.

Williamson, P. – Hutton, J. L. – Bliss, J. – Blunt, J. – Campbell, M. J. – Nicholson, R.: Az etikai bizottságok kutatásainak statisztikai áttekintése.

Begg, C. B. – Leung, D. H. Y.: Helyettesítő végpontok használatáról randomizált kísérleteknél.

Lavori, P. W. – Dawson, R.: Egy terv klinikai stratégiák teszteléséhez: torzított adaptív, egységes belüli randomizáció.

Taylor, G. J. – McClean, S. I. – Millard, P. H.: Az öregkori betegek ágyfoglalási szokásainak sztochasztikus modelljei.

Yang, M. – Goldstein, H. – Heath, A.: Többzintes modellek ismételt bináris kimenetekre: attitűd és szavazás a választási ciklusokban.

Egerton, M.: A jelenleg tanulók áramlásának és jellemzőinek folyamatos figyelése: másodlagos elemzés a munkaerő felvétel és az általános háztartásfelvétel segítségével.

Pudney, S. – Deadman, D. – Pyle, D.: A büntetés, a büntetés és a gazdasági feltételek közötti kapcsolat: lehetséges-e megbízható következtetés, amikor nem minden bűntényt jelentenek be?

Böhning, D. – Dietz, E. – Schlattmann, P. – Mendonca, L. – Kirchner, M.: A Poisson-modell és a fogászati járványtanban alkalmazott hiányzó, hibás és alkalmazható fogindex.

## POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 4–5. SZÁM

Chesnais, J. C.: Bevándorlás és az Egyesült Államok népessége.

Avdeev, A. – Monnier, A.: Az orosz házastermékenység: egy kevésbé megértett és komplex jelenség.

Heyer, É. – Cazes, M. H.: A „hasznos gyermekek” fogalma: demográfiai mérték a népességi genetikára.

Rohrbasser, J. M.: William Petty (1623–1687) és a népesség megduplázódásának számítása.

Lévy-Vroelant, C.: Az egészségtelenség kórisméje és következményei a városra: Párizs, 1894–1960.

Lassalle, D.: Állampolgárság és honosítás az Egyesült Királyságban (1986–1997).

Baccaini, B.: A belső vándorlások elemzése és a külső vándorlási mérleg becslése helyi szinten, census adatokkal.

1999. ÉVI 6. SZÁM

Munoz-Pérez, F. – Prioux, F.: Az 1965 óta házasságon kívül született gyermekek elismerése és törvényesítése. A kor és a szülők szociális helyzete szerinti különbségek.

Marpsat, M.: Előny korlátokkal: a nők hajléktalanná válásának kisebb kockázata.

Rochebrochard, É.: Pubertás korú fiúk és lányok Franciaországban. A serdülők szexualitási felvételéből származó adatok.

Schoumaker, B.: Életszínvonal-mutatók, valamint a szegénység és termékenység közötti kapcsolat mérése: a dél-afrikai példa.

Rohrbasser, J. M. – Véron, J.: A Huygens testvérek és a 'calcul des ages'.

Thierry, X.: Házasság előtti termékenység Spanyolországban.

Marpsat, M.: A „felső középosztály” hajléktalansága.

## REVISTA ROMÂNĂ DE STATISTICĂ

A ROMÁNIAI NEMZETI STATISZTIKAI  
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 9. SZÁM

Savoiu, G.: A lefedés, a pontosság és az inkongruencia javítása az árinformációs rendszerben.

Marinescu, A. A.: Hedonikus módszer alkalmazásai egy lakás értékelésében.

Theiler, G. – Tövissi, L.: A kockázat fogalmának figyelembe vétele a magánbiztosításban. matematikai és elhelyezési kockázat (III).

Titan, E. – Trandaf, C.: A tőkepiac modellezése.

Dumitrescu, V. V.: A román statisztika történetéből.

A fő gazdasági és társadalmi mutatók alakulása, 1999. január 1. és szeptember 30. között.

1999. ÉVI 10. SZÁM

Andrei, T. – Iacob, A. I.: Mozgóátlag-operátor alkalmazása a havi árindexek elemzésében.

Savoiu, G.: A lefedés, a pontosság és az inkongruencia javítása az árinformációs rendszerben.

Stefanescu, D. E. – Chisinevski, M.: Az 1996. évi reál GDP nemzetközi összehasonlítása.

Titan, E. – Trandaf, C.: Statisztikai módszerek minőségi változók közötti összefüggések vizsgálatára.

Toplicianu, V.: Mintavételi hibák és hatásuk a kapott eredményekre.

Asandului, L.: Dionisie Pop Martian tevékenységének jelentősége a román statisztika számára.

1999. ÉVI 11–12. SZÁM

Theiler, G. – Tövissi, L.: Biztosítások és hazardírozás. Különbségek és metszéspontok.

Georgescu, V.: A gyártó viselkedésének modellezése fuzzy technikára alapozva.

*Morar, O. S. – Coman, A.:* Rangkorreláció alkalmazása mikroökonómiai mutatók között kapcsolat elemzésében.

*Tanasoiu, O. – Iacob, A.:* A vállalatvezetés területén használt ökonometriai modellek.

*Savoiu, G.:* Árinformációs rendszer és alrendszer.

*Ghita, S.:* Foglalkoztatáspolitikai a piacgazdaságba történő átmenetben Romániában.

*Agafitei, L.:* Fizetés – a piacgazdaság alapfogalma.

*Sitaru, D.:* Hasznossági függvények alkalmazása egymást kiegészítő élelmiszerek fogyasztásának elemzésekor.

*Stefanescu, D. E.:* Nemzetközi statisztikai események.

A fő gazdasági és társadalmi mutatók alakulása 1999-ben.



A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

1998. ÉVI 4. SZÁM

*Tirpák, M. – Sevciková, V.:* Szlovákia népessége 1997-ben és előrejelzése 2005-ig.

*Husár, P. – Lieskovsky, P.:* Törvény az információs rendszerekben levő személyes adatok védelméről.

*Sodomová, E.:* A szlovák bérek szintjének, változékonyságának és különbözőségének statisztikai elemzése.

*Jadud, J.:* A Crisis statisztikai információs rendszer céljai és funkciói.

1999. ÉVI 1. SZÁM

*Horecky, M. – Kováčová, Y.:* Háztartási jövedelmek 1996-ban.

*Čár, M.:* Fogyasztási egységek mint páratlan tényezők a fogyasztói viselkedés elemzésében különböző típusú háztartásokban.

*Lieskovsky, I. – Papaj, K.:* Új vállalkozások Közép- és Kelet-Európában 1996-ban.

*Rubliková, E.:* Egyszerű exponenciális simitás vagy ARIMA-modell.

1999. ÉVI 2. SZÁM

*Fall, M. – Horecky, M. – Roháčová, E.:* Összehasonlítás a szlovákiai és a franciaországi szegénység néhány elemében.

*Pilinská, V.:* A születési ráta alakulása a nők legalacsonyabb korcsoportjában szlovákiában 1950 és 1997 között.

*Kucerová, J.:* Gyermek után járó segélyek és egyéb juttatások.

*Vano, B.:* Aggregált arányok a demográfiában.

1999. ÉVI 3. SZÁM

*Uncovsky, L. – Brezina, I.:* A szlovák ipar koncentrációjának elemzése.

*Chrappa, I.:* A fizetések struktúrája és egyéb munkaerő költségek a Szlovák Köztársaságban 1997-ben.

*Horecky, M. – Kováčová, I.:* A háztartások életszínvonal 1996-ban.

*Volná, A. – Mistríková, L. – Hermanová, D.:* Gyermek száma, házasság és szülők a szlovák egyetemi hallgatóknak a népességről alkotott nézeteiben.

**STATISTICA**

Rivista trimestrale fondata da Paolo Fortunati

A BOLOGNAI, PÁDOVAI ÉS PALERMÓI  
EGYETEMEK FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 3. SZÁM

*Beltrametti, E. G.:* A Bell-hatás.

*Bergia, S.:* Dédelgethetjük-e azt a reményt, hogy leleplezzük a kvantumok világának különös realitását?

*Galavotti, M. C.:* Gondolatok a valószínűségről a fizikában.

*Butterfield, J.:* A determinizmus és indeterminizmus.

*Costantini, D.:* Objektív valószínűség és ismeretelméleti valószínűség.

*Ghirardi, G. C.:* Válaszok és egy megjegyzés a modern tudomány realizmusának problémájához.

**STATISTICAL**

*Journal*  
of the  
United Nations Economic Commission for Europe

AZ EGYESÜLT NEMZETEK EURÓPAI GAZDASÁGI  
BIZOTTSÁGÁNAK FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 4. SZÁM

*Franchet, Y.:* Nemzetközi statisztikai szervezetek teljesítmény mutatói.

*Fellegi, I. P. – Brackstone, G.:* Egy nemzeti statisztikai intézet teljesítményének figyelése.

*Duchêne, J. – Wanner, P.:* Bizonytalanság a demográfiai előrejelzésekben és ennek hatása a felhasználóra.

*Kupiszewski, M. – Rees, P.:* Tanulmányok a belső vándorlás előrejelzéséhez tíz európai ország vizsgálata alapján.

*Nordbotten, S.:* Kisterületi statisztikák felvételekből és imputált adatokból.

*Kudabaev, Z. I.:* A népszámlálás előkészítése és végrehajtása: a kirgiz modell.

**Statistical Papers**

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT  
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2000. ÉVI 1. SZÁM

*Pigeot, I.:* A többszörös próbák alapfogalmai – áttekin-tés.

*Bachmaier, M. – Guiard, V.:* Egy alternatív és általánosított többletmérték és előnyei.

*Bachmaier, M.:* *t*-eloszlások skálaparaméterei *M*-becsléseinek hatékonysági összehasonlítása.

*Chaturvedi, A. – Kumar, A. – Surinder, K.:* Szekvenciális tesztelési eljárások különböző élet- tesztelési modelleket reprezentáló eloszlások egy osztályára.

*Seidel, W. – Mosler, K. – Alker, M.:* Szuboptimális likelihoodarány-teszt: erőösszehasonlítás exponenciális keverék modellekben.

## statistika

EKONOMICKO - STATISTICKÝ ČASOPIS

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2000. ÉVI 1. SZÁM

*Bohatá, M.:* Statisztikai szolgálat 2000-ben.  
*Drápal, S.:* Statisztikai adatgyűjtési program 2000-re.  
*Pecka, M.-Kuncová, P.:* Internet.  
*Jilek, J.:* Regionális statisztikák a Cseh Köztársaságban.

2000. ÉVI 2. SZÁM

*Skrabal, J.:* Közeledik a 2001-es lakásösszeírás és népszámlálás.  
*Holy, D.:* Összehasonlítható-e a cseh kereseti struktúra az EU-éval?  
*Vávra, M.:* A cseh korona árfolyamának volatilitása.  
*Andrle, A. – Vlášek, J.:* Lakásépítés, 1988–1998.

2000. ÉVI 3. SZÁM

*Drápal, S.:* Adatvédelem a statisztika szolgálatban.  
*Nachtigal, V.:* A Cseh Köztársaság GDP-jének legutóbbi revíziója után.  
*Moravová, J.:* A háztartási költségvetési statisztikák harmonizálásáról.

## Статистика

Statistics

A BOLGÁR STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 4. SZÁM

*Belcheva, M.:* Gyermek a szociális gyermekintézményekben (UNICEF-projekt kérdőíves felvétele).  
*Mihnev, G.:* Térinformációs rendszerek használata árucse-retevékenység elemzésében.  
*Tzvetarski, S.:* Demográfiai előrejelzések az EGB-régió országaiban.  
*Yakimova, E. – Denkova, F. – Petrova, P.:* Társadalomstatisztika Nagy-Britanniában.  
*Mihailov, I.:* Ésszerű megoldás információátláshoz.  
*Toteva, D.:* Foglalkoztatottsági és munkanélküliségi felvételek Amerikában.  
*Jeleva, V.:* A tudományos és innovációs statisztikáról.

1999. ÉVI 5. SZÁM

*Stanev, S.:* 75 év a *Statistics* publikálásának kezdetétől.  
*Balev, I.:* Népszámlálás, lakás- és mezőgazdasági összeírás szükségessége Bulgáriában 2001-ben.  
*Todorov, T.:* Nem hivatalos és rejtett gazdasági tevékenységek a nemzeti elszámolásokban.  
*Venedikov, J.:* Az állami statisztika és az empirikus statisztikai felvételek.  
*Atanasov, A.:* Statisztikai információ a szociológiai felvételekben.  
*Nikolova, N.:* A „Policy Group” második ülése a PHARE-programon belüli statisztikai együttműködésről.

## Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 12. SZÁM

Vándorlás, 1998.  
Háztartás és család, előrejelzés Ausztriára.  
Az oktatásra fordított kormányzati kiadások, 1997.  
Szabadidős tevékenységek, 1998. szeptemberi mikrocenzus.  
Keresetiadó-statisztikák 1997-ben, társadalmi-statisztikai perspektívában korcsoportok és tartományok szerint.  
Lakbérek 1997–1999, mikrocenzus 1997. márciustól 1999. márciusig.  
Környezetvédelmi kiadások: értékelés 1995-re és 1996-ra az EU-irányelveket követően.  
Ókoadók 1997/98-ra egy új koncepciót követően.

2000. ÉVI 1. SZÁM

Sporttevékenységek, 1998. szeptemberi mikrocenzus.  
Foglalkoztatottság 1998-ban.  
Környezeti feltételek és környezeti viselkedés, 1998.  
A tartományi kormányzatok energiafogyasztása, 1998.  
A települések energiafogyasztása, 1998.  
Idegenforgalom az 1998-as nyári időszakban.  
Keresetiadó-statisztikák, 1998.

2000. ÉVI 2. SZÁM

A 2001-es népszámlálás: előkészület (3. rész).  
Korlátozott idejű munkaszerződés (1998. márciusi munkaerő felvétel).  
Egyeztetett minimális kereseti index, 1999.  
Az idősök egészségi állapota (1998. júniusi mikrocenzus).  
Az altalajkészletek értékelése: megjegyzések a tartalékok mérlegéhez.  
Anyagáramlási elszámolások Ausztriára, 1960–1997.  
A hivatalos GDP/GNP becslések teljessége.  
Integrált kereseti és jövedelemadó statisztikák.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI  
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

1999. ÉVI 10. SZÁM

*Dumnov, A. D. – Maksimov, Ju. I.:* A környezetvédelmi tevékenység és az ökológiai szolgáltatások statisztikai elemzése.  
*Tamashevich, V. N. – Vasiljevskaja, Zh. N.:* Az ökológiai elszámolások Belorusszia statisztikai gyakorlatában.  
Egyes gazdasági ágazatok hatása a környezetre 1998-ban.



*Kudickaja, V. A.*: A veszélyes hulladékokra vonatkozó próbafelvétel eredményeiről a murmanszki régióban.

*Brujij, B. P.* – *Kurilina, E. V.* – *Varshavskaja, N. E.* – *Chumarina, Zh. V.*: Az orosz demográfiai folyamatok alakulásáról 1998-ban.

*Volkov, A. G.*: Népeség és munkaerő az Orosz Föderációban, tendenciák és kilátások.

*Shakhot'ko, L. P.* – *Tereshhenko, S. M.*: PC-technológiára épített demográfiai előrejelzések problémája.

*Kevesh, A. L.* – *Korobov, V. N.* – *Gurgenjan, O. V.*: Az állami statisztikai megfigyelés céljából kialakított tulajdon- és egyéb formák orosz osztályozásának alapelvei.

*Krjucskova, V. P.* – *Kosheleva, O. V.*: A vállalatok és szervezetek állami regiszterének informatikai kapcsolata a szövetségi adminisztratív szervek regisztereivel.

*Beridze, T. A.*: A Grúz Statisztikai Hivatalnak nyújtott technikai segítség néhány vonása (a TACIS program).

*Nesterov, L. I.*: Az oktatás és tudomány statisztikai problémáival foglalkozó publikációk áttekintése.

*Lunina, I. A.* – *Nesterov, S. N.*: Kézikönyvek a külkereskedelmi statisztikához.

#### 1999. ÉVI 11. SZÁM

*Kuznecova, E. V.* – *Surinov, A. E.*: A jövedelemeloszlás egyenlőtlensége a becslési problémák csökkentésére irányuló programokban.

*Voeljkov, M. I.*: A középosztály statisztikai vizsgálatának lehetőségei.

*Shestakova, L. A.*: A fogyasztói elvárásokra vonatkozó felvétel fő módszertani és szervezési alapelvei.

*Tamashevich, V. N.*: A jövedelmi és fogyasztási dinamika értékelésének problémái Belorussziában.

*Ul'janov, I. S.* – *Shustova, E. A.*: Ipari indexek Oroszországban: tapasztalatok és problémák.

*Gorjacheva, I. P.*: Az árszintet, valamint a termékek és szolgáltatások változását követő statisztikai megfigyelési módszerek az Orosz Föderációban.

*Rafikova, N. T.*: Az infláció, valamint a nettó termelési költségekre gyakorolt hatásának becslési módszerei.

*Bykov, V. A.* – *Malyshev, N. I.* – *Holomova, E. M.* – *Shakuova, E. E.*: Tudomány-intenzív ipari technológiák mint statisztikai vizsgálatok és piaci értékelések tárgyai.

*Khoroshilov, A. V.* – *Romanov, K. A.*: Az információ technológia befektetéseinek hatékonysági ismérveiről.

*Eliseeva, I. I.* – *Burova, N. V.*: A nemzeti elszámolások európai rendszerének reformálása. Nemzetközi szeminárium.

*Vlasenko, L. E.*: A mintavételi módszerek használatának tapasztalatai és kilátásai a kisvállalkozások statisztikai megfigyelése során.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi-gazdasági mutatói 1996 és 1999 között.

A FÁK országainak nemzetközi összehasonlításai.

## WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL  
FOLYÓIRATA

#### 1998. ÉVI 12. SZÁM

*Barcikowski, B.* – *Dytman, M.* – *Fronk, M.*: Kísérletek a szolgáltatási statisztika európai normákhoz történő igazítására.

*Strzelecka, H.*: A munkaerő-piaci áramlások elemzése.

*Dahmani, A.*: A lengyel ipar áramfogyasztásának ökonometriai elemzése.

*Krupowicz, J.*: Dolny Slask-i lakosok migrációja 1975-től 1995-ig.

*Bak, I.* – *Markowicz, I.*: Munkanélküliség és bűnözés az észak-keleti vajdaságokban.

*Kuna, A.* – *Borowski, P.*: Szociális infrastruktúra a zamosci vajdaság falusi településeiben.

*Podczarski, S.*: Az anyagi termelési struktúra változásai a czestochowai vajdaságban.

*Mierzwa, D.*: Szövetkezetek Dolny Slask-ban szabadpiaci gazdasági feltételek mellett.

*Ziemięcki, J.*: Külföldi működőtőke-befektetések a világon.

*Egeman, H.*: Az információ összetartozási zavarai információs rendszerekben.

*Weselowska, M.*: Az adatbevitel automatizálása.

## Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

#### 1999. ÉVI 9. SZÁM

Ajánlások az állami statisztika továbbfejlesztéséhez – a szövetségi kormány Statisztikai Tanácsadó Bizottságának beszámolója.

Nemzeti számlák, 1999. első féléve.

A lakóegységek állománya és szerkezete.

A közösségen belüli kereskedelmi statisztika első eredményei időszzerűségének lehetőségei és korlátai.

Belföldi vízi szállítás, 1998.

A folyamatos háztartási költségvetési felvételek utolsó eredményei az eddig használt fogalmak alapján.

Árak, 1999. augusztus.

Kötelező egészségbiztosítással biztosított személyek reprezentatív megfigyelése.

#### 1999. ÉVI 10. SZÁM

A Wirtschaft und Statistik olvasói minősítése.

Mezőgazdaságilag hasznosított ingatlanok értéke.

A háztartások lakáshelyzete, 1998.

A német külkereskedelem 1999 első félévében.

Lakásépítési támogatások Németországban, 1997.

Köz pénzügyek 1999 első felében.

Az államigazgatásban foglalkoztatottak 1998. június 30-án.

A tengerifúvar-tarifaindexek új számítása 1995-ös bázison.

Beszámoló a környezetgazdasági elszámolásokról, 1999.

#### 1999. ÉVI 11. SZÁM

Népeség alakulás, 1998.

A háztartások lakáshelyzete, 1998.

Építési telkek értéke, 1998.

A német külkereskedelem eurózóna országokkal.

Építési célú megtakarítások, 1998.

Abortuszok száma 1996-tól 1998-ig.

Víz a környezetgazdasági elszámolásokban.