

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

82. ÉVFOLYAM 12. SZÁM

2004. DECEMBER

E SZÁM SZERZŐI:

Bocz János, a Központi Statisztikai Hivatal főtanácsosa; *Friss Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezető-helyettese; *Dr. Gyöngyösi István* c. egyetemi docens, a Központi Statisztikai Hivatal főtanácsosa; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, a Budapesti Corvinus Egyetem ny. egyetemi tanára, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Dr. Koncz Katalin* kandidátus, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi tanára; *Dr. Kozma Ferenc* professor emeritus, Budapesti Corvinus Egyetem; *Lolbert Tamás*, az Állami Számvevőszék munkatársa, a Budapesti Corvinus Egyetem PhD-hallgatója.

*

Marton Ádám kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat ny. tudományos kutatója; *Tűző Lászlóné*, a KSH ny. osztályvezetője; *Waffenschmidt Jánosné*, a KSH főosztályvezetője.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
4195 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2004
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

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

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

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap Üzletág. Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján, Budapesten a Hírlap Ügyfélszolgálati Irodákban és a Központi Hírlap Centrumnál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefon: 06-1-477-6300; Postacím: Budapest 1900)

További információ: 06-80-444-444; hirlapelofizetes@posta.hu
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft
Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

TARTALOM

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

- A sokasági arány meghatározására irányuló statisztikai eljárások
véges sokaság és kis minták esetén. – *Lolbert Tamás* 1053
- Néhány gondolat a komplex fejlettségi szint becsléséről. – *Kozma
Ferenc* 1077

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

- A nők munkaerő-piaci helyzete az ezredfordulón Magyarországon.
– *Dr. Koncz Katalin* 1092
- Döntéshozók – törvényhozók, 1990–2002. – *Bocz János* 1107

SZEMLE

- A Magyar Statisztikai Társaság 2004. évi (nagy) konferenciája Ba-
latonfüreden. – *Friss Péter* 1122
- A statisztika oktatóinak fóruma. – *H. L.* 1123
- Beszámoló a XLI. statisztikatörténeti vándorülésről. – *Dr. Gyön-
gyösi István* 1125

STATISZTIKAI HÍRADÓ

- Személyi hírek 1131
- Szervezeti hírek – Közlemények 1131

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

- Rowe, G. – Nguyen, H.: A munkaerő-felvétel adatainak longitudi-
nális elemzése. (*Marton Ádám*) 1134
- Cook, L.: A hivatalos statisztika szabályozása az Egyesült Király-
ságban. (*Waffenschmidt Jánosné*) 1135

Strasser, H.: A statisztika mint tudományág kilátásai az egyetemen. (Szász Kálmán)	1137
Jovanovic, B. – Lokshin, M. M.: Az állami és a magánszektor közötti bérkülönbségek Moszkvában. (Túró Lászlóné)	1139
Külföldi folyóiratszemle	1141

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

Utányomás csak a forrás megjelölésével!

A SOKASÁGI ARÁNY MEGHATÁROZÁSÁRA IRÁNYULÓ STATISZTIKAI ELJÁRÁSOK VÉGES SOKASÁG ÉS KIS MINTÁK ESETÉN

LOLBERT TAMÁS¹

A cikk fő célja annak vizsgálata, hogy az ellenőrzési gyakorlatban széles körben használt és oktatott nagymintás becslőfüggvény (M1) milyen feltételekkel alkalmazható a sokasági arány meghatározására (attribute sampling) kis minták esetén.

A téma általános megközelítése céljából több becslési eljárást is megvizsgáltunk, mind a hagyományos mintavételi megközelítés, mind a bayesi megközelítés területéről. A mintavételi statisztika megközelítését alkalmazva megszületett egy új becslőfüggvény (M3), ezen kívül megalkotásra került két konkrét bayesi intervallumbecslés, valamint egy vegyes szemléletű becslés is. Az egyes becslőfüggvények elemzése megmutatta, hogy a sokasági arány elvárt megbízhatóságú becsléséhez legalább 150-200 elemű minta szükséges a nagymintás (M1) becslőfüggvénnyel, ezzel szemben a többi becslés kielégítő módon működik kisebb mintákra is. Az informatív priort használó bayesi becslések nagyságrendekkel szűkebb intervallumot adnak, amennyiben helyes priort használunk.

A becslésekről szóló részt kiegészíti a hipotézisvizsgálat, továbbá az Állami Számvevőszéknél is használt IDEA nevű könyvvizsgálati szoftver megfelelő moduljainak rövid leírása.

TÁRGYSZÓ: Sokasági arány. Attribute sampling. Hipergeometriai eloszlás. Megbízhatósági szint.

A statisztikai eljárások egyre fontosabb szerepet töltenek be a pénzügyi-gazdasági ellenőrzés területén. Az ellenőrzés egyik legfontosabb funkciója az, hogy bizonyosságot szerezzen egy adott szervezet, szervezeti egység, vagy intézményrendszer megfelelő működéséről, és gyakran felmerül az igény, hogy meghatározzuk a bizonyos szempontoknak (attribute, characteristic) megfelelő egyedek (például szabálytalan kifizetések vagy egyéb téves tranzakciók stb., amiket a későbbiekben *minősített egyedek*nek fogunk nevezni) sokasági arányát. Természetesen a legtöbb esetben az auditor eltűr egy minimális hibaarányt, de ha az átvilágítás során arra a következtetésre jut, hogy a valós hibaarány ezt meghaladja, akkor kénytelen elmarasztaló véleményt kiadni az adott szervezetről.

¹ A szerző köszönetet mond *dr. Hunyadi Lászlónak*, akinek javaslatára e tanulmány megszületett, és annak elkészítését kezdetől fogva felügyelte. Köszönet illeti *Kánnai Zoltánt*, alapos lektori munkájáért, továbbá az Állami Számvevőszék vezetőit és munkatársait, különösen *dr. Csapodi Pált* és *dr. Lóránt Zoltánt*, hogy lehetővé tették a cikk megírását, és tanácsaikkal javítottak annak minőségén.

Nyilvánvaló, hogy felesleges kapacitásokat vonna el az összes tranzakció tételes ellenőrzése, ezért bevett gyakorlat a mintavétel és a mintából való következtetés. Ezzel együtt azonban fontos elvárás, hogy ezek a következtetések megalapozottak (statisztikailag alátámaszthatóak) és összehasonlíthatóak legyenek, ezért szükséges, hogy a következtetéseknel feltüntessük a megbízhatósági szintet. A hazai és nemzetközi ellenőrzési gyakorlatban leginkább a 95 százalékos megbízhatósági szint használata honosodott meg.

A tanulmány az aránybecslési eljárásokat tekinti át. Alapozó statisztikai könyvekben többnyire a *visszatevéses* mintavétel esetére alkalmazható, normális eloszlással való közelítésen alapuló becslőfüggvényt mutatják be. Az ellenőrzési szakma azonban jellegéből adódóan kizárólag *visszatevés nélküli* mintavételi tervekkel foglalkozik, továbbá szintén az ellenőrzési szakma sajátosságai miatt szigorúan csak véges sokaságokat, és jellemzően kis (100 tételnél kisebb) egyedszámú mintákat vizsgálnak. Ezért indokolt megvizsgálunk, milyen becslőfüggvények készíthetők a sokasági arányra ilyen keretek közt. Hangsúlyozni kell, hogy a sokaság végességéből következően a sokasági arány nem vehet fel bármilyen értéket; ennek ellenére az eljárásokat úgy vezetjük be, hogy figyelmen kívül hagyjuk az eloszlások, illetve a lehetséges értékek diszkrét jellegét, és a tárgyalás során a könnyebb érthetőség kedvéért több esetben folytonosnak feltételezzük őket.

A téma tárgyalása során hallgatólagosan többször ki fogunk használni egy olyan feltevést, ami az egész ellenőrzést szuperpopulációs kontextusba helyezi. Egy adott ellenőrzés során tipikusan *adott* szervezet(ek) *adott* időszakra vonatkozó tevékenységét vizsgáljuk, és a speciális esetektől eltekintve nincs okunk feltételezni, hogy a vizsgált időszak ügymenete érdemben eltért a nem vizsgált időszakok ügymenététől, illetve – alternatív megközelítésben –, hogy a vizsgált szervezet ügymenete eltér a hozzá hasonló szervezetek ügymenététől. Ebből következően a vizsgált sokaság maga is egy mintának tekinthető, konkrétan egy végtelen sokaságból vett meta-mintának, amelynek eloszlásáról a korábbi ellenőrzési tapasztalatok alapján már komoly előzetes ismeretekkel is rendelkezhetünk. Példaként említhetjük a számviteli szabálytalanságok előfordulási gyakoriságát, melynek nagysága több évre visszatekintve is stabil, rendszersajátosságokat tükröző paraméter.

1. BECSLÉS

Mielőtt rátérnénk a becslések részletes tárgyalására, vezessük be a következő jelöléseket:

Legyen N a sokaság egyedszáma, M a sokaság minősített egyedeinek száma, n és m pedig a minta hasonló értékei (adott esetben használni fogjuk a $P = \frac{M}{N}$ és a $p = \frac{m}{n}$ jelöléseket is). Legyen α a becslés során elkövethető elsőfajú (mintavételi) hiba rögzített valószínűsége (tehát $1 - \alpha$ a megbízhatósági szint), tekintsük továbbá az N elemű sokaságból nyerhető, különböző kimenetelű minták $S := \{S_i\}$ halmazát.² Első feladatunk a pontbecslés lesz, ami nem okoz különösebb nehézséget.

² Egy minta kimenetelén az n , m paramétereket értjük.

1.1. Pontbecslés

A sokasági arány pontbecslése első megközelítésben a megfelelő mintabeli értékkel ($\hat{P} = p = \frac{m}{n}$) történik. A mintabeli érték torzítatlanul becsüli a sokasági értéket:

$$E(\hat{P}) = E\left(\frac{m}{n}\right) = \frac{1}{n} E(m) = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \frac{M}{N} = \frac{M}{N},$$

ugyanis m jelen feltételek mellett hipergeometriai eloszlást követ, és a hipergeometriai eloszlás várható értéke $\frac{nM}{N}$.

Alternatív megoldást kínál a pontbecslésre a bayesi megközelítés. Ehhez priorként szolgál, ha a sokasági hibaszámról feltesszük, hogy binomiális eloszlású (N, P_0) paraméterekkel, ahol P_0 a korábbi ellenőrzési tapasztalatokból ismert, rendszersajátosságot tükröző stabil paraméter. A minta hibaszámáról tudjuk, hogy adott sokasági hibaarány mellett N, M, n paraméterű hipergeometriai eloszlást követ, tehát így már meghatározható $\frac{M}{N}$ (pontosabban M) posterior eloszlása is. A posterior eloszlás ismeretében többféle elven is (például a posterior eloszlás várható értéke, mediánja, módusza, stb.) készíthető pontbecslés, de ezek részletezését terjedelmi okok miatt mellőzzük. Céljainknak megfelel, ha becsült értéként a posterior eloszlás *móduszát* adjuk meg, tehát azt a sokasági hibaarányt, amely mellett legvalószínűbb a kapott minta előfordulása. Választásunkat egyrészt indokolja a módusz viszonylag könnyű meghatározhatósága, másrészt pedig vonzóvá teszi a maximum likelihood szerű interpretálhatóság is. Megjegyeznénk, hogy hátránya is van a módusz választásának, ugyanis az amúgy „jól viselkedő” (értsd: „haranggörbe-szerű”) eloszlásoknak diszkrét esetben két – amúgy szomszédos – módusza is lehet. Az egyértelműség kedvéért mi következetesen a nagyobb móduszt fogjuk használni.

Gyakorlatban a módusz meghatározásához minden $M \in [m; N - n + m]$ paraméterre ki kell számolni a posterior valószínűséget, és meg kell keresni azt az M -et, ahol ez felveszi a maximumát:

$$f_m(M) = \frac{\binom{N}{M} P^M (1-P)^{N-M} \binom{M}{m} \binom{N-M}{n-m}}{\sum_{i \in [m; N-n+m]} \left\{ \binom{N}{i} P^i (1-P)^{N-i} \binom{i}{m} \binom{N-i}{n-m} \right\}}.$$

Ismert N, n és m mellett ez a számítás nagyon könnyen elvégezhető, például az Excel felhasználásával. Ennek ellenére most levezetünk egy eljárást, amivel egyszerűbben is meghatározható a módusz helye.

Algebrai átalakításokkal igazolható, hogy a posterior valószínűségeloszlást a következő gyakoriságfüggvénnyel adhatjuk meg:

$$f_m(M) = \binom{N-n}{M-m} P_0^{M-m} (1-P_0)^{N-n-(M-m)}.$$

Ezt a formulát megvizsgálva látszik, hogy a gyakoriságfüggvények bármely m esetén egymásnak az „ x -tengely” (a független változó, jelen esetben M) mentén való eltoltsai, ezért elégséges csak az $m=0$ esetre elvégezni a számítást, a többi értéket az $f_x(M) = f_0(M-x)$ azonosság felhasználásával kapjuk. Ha $m=0$, a következő, egyszerűsített formulát kapjuk:

$$f(M) = \binom{N-n}{M} P_0^M (1-P_0)^{N-n-M}.$$

M egységnyi növekedésekor ez a következőképpen változik meg:

$$\frac{f(M+1)}{f(M)} = \frac{N-n-M}{M+1} \cdot \frac{P_0}{1-P_0}.$$

Ez a függvény M -ben monoton csökken, tehát a (legnagyobb) módusz annál a legkisebb M -nél lesz, ahol a függvény értéke egynél kisebb (több módusz esetén a nem maximális móduszokra a monotonitás miatt a hányados értéke 1). Ezt a feltételt felírva az $m=0$ -ra a módusz helye:

$$M_{m=0} = \lceil (N-n+1)P_0 - 1 \rceil,$$

ahol $\lceil \cdot \rceil$ jelöli a felfelé kerekítés műveletét.

Ez felhasználva kapjuk a végleges bayesi pontbecslést: $\hat{P} = \frac{M_{m=0} + m}{N}$.

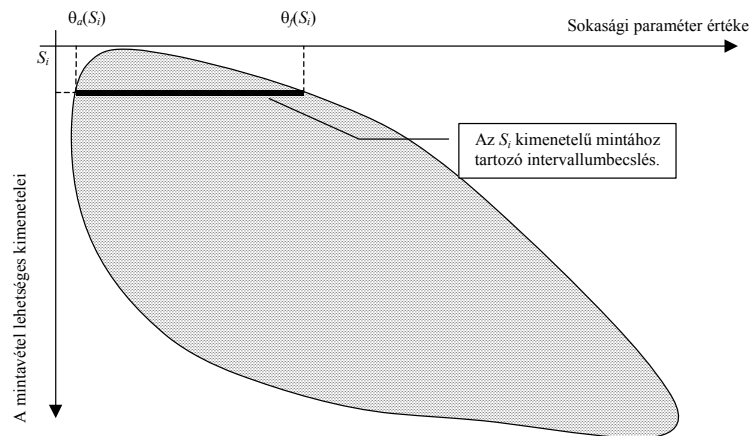
1.2. Intervallumbecslés

Az intervallumbecslés kérdései és tulajdonságai korántsem olyan kidolgozottak a szakirodalomban, mint a pontbecslésé. Elegendő arra utalni, hogy az intervallumbecslés tulajdonságait többnyire a neki megfeleltethető teszt tulajdonságaiból származtatják. Ezért indokolt egy kicsit részletesebben bemutatni az intervallumbecslés elméleti alapjait, különös tekintettel a hagyományos és a bayesi szemlélet egységes kezelésére, valamint a diszkrét eloszlásokból adódó és randomizálással megoldható problémákra.

1.2.1. Elméleti bevezetés

Formálisan az intervallumbecslés egy olyan halmazértékű leképezés, amely egy adott mintához és megbízhatósági szinthez hozzárendeli a valós számegetyenes egy intervallumát úgy, hogy az megfeleljen bizonyos elvárásoknak. Azonban az, hogy mik ezek az elvárások, már korántsem ilyen magától értetődő.

1. ábra. Intervallumbecslés



A konfidenciaintervallum látszólag egyértelmű definíciója („az az intervallum, amely a becslni kívánt sokasági jellemzőt adott valószínűséggel tartalmazza”) pontatlan abban az értelemben, hogy nem határozza meg a valószínűségi mezőt, azaz azt, hogy milyen populáción kell kiszámítani, „mihez kell viszonyítani” a valószínűséget.³

A valószínűségi mezőt többféleképpen lehet meghatározni. A természetes definíció a „teljes” valószínűségi mező. Ez azt jelenti, hogy valószínűségi változónak tekintjük mind a becslni kívánt sokasági paramétert, mind pedig a mintát.⁴ Ilyenkor a konfidenciaintervallum definíciójában az összes lehetséges sokaságból vett összes elképzelhető mintán kell kiszámolni a lefedés valószínűségét, ami az 1. ábrán azt jelenti, hogy a besatírozott rész területének ki kell tennie a teljes terület megbízhatósági szintnek megfelelő százalékát.

Ennek az értelmezésnek egy speciális esete a hagyományos (mintavételi) statisztikához kötődik. A mintavételi statisztika egyik alapfeltevése, hogy a becslni kívánt sokasági jellemző ismeretlen ugyan, de mégsem valószínűségi változó. A megbízhatósági szint ebben az esetben úgy is értelmezhető, mint egy feltételes valószínűség, ahol a feltételt a konkrét sokaság jelenti. Megemlítenéd, hogy ezzel tökéletesen összhangban van az intervallumbecslés alapozó statisztika tankönyvekben található interpretációja: „ismételt mintavétel esetén az esetek átlagosan $(1 - \alpha) \cdot 100$ százalékában igaz az, hogy az így számított intervallum lefedi a keresett sokasági jellemzőt”. Nyilvánvaló, hogy ha egy becslés ebben az értelemben teljesíti a konfidenciaintervallum-becslés kritériumait, akkor a teljes valószínűségi mezőn nézve is teljesíti azt. (Lásd a 2. ábrát.)

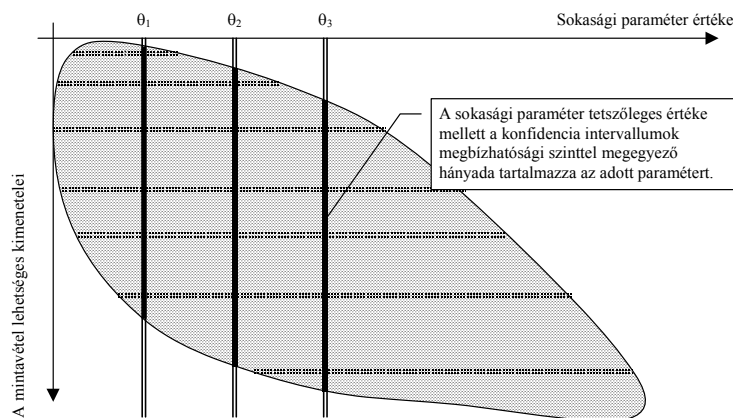
Egy másik speciális eseteként tárgyalható a bayesi felfogás, ahol a becslt intervallum a sokasági jellemző értékét az adott kimenetelű minták halmazán fedi le előre rögzített valószínűséggel. Az első speciális esethez hasonlóan most is minden, e definíció szerinti

³ A következőkben felváltva, szinonimaként fogom használni a valószínűség, várható érték és a mérték fogalmakat. Ez megengedhető, hiszen egy esemény bekövetkezési valószínűsége megegyezik az esemény karakterisztikus függvényének várható értékével.

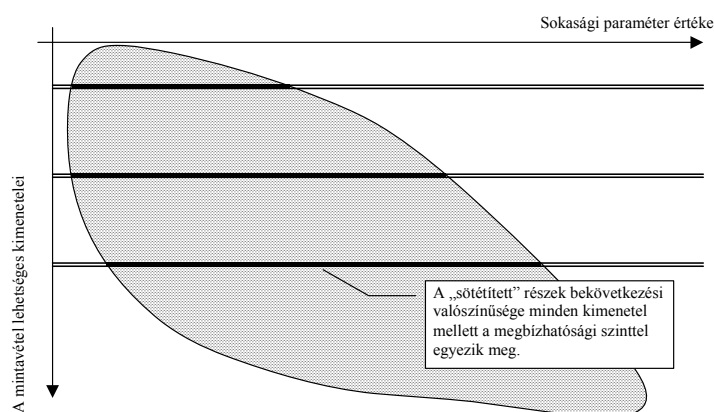
⁴ A sokasági paraméter valószínűségi változóként való kezelése – mint arra korábban már utaltunk – legkönnyebben szuperpopulációs megközelítéssel ideologizálható, tehát azzal, hogy a vizsgált sokaság maga is egy nagyobb, adott esetben végtelen elemszámú sokaságból, a „szuperpopulációból” vett minta.

konfidenciaintervallum-becslés megmarad konfidenciaintervallum-becslésnek a teljes valószínűségi mezőn történő értelmezés alapján is.⁵

2. ábra. A mintavételi statisztika konfidenciaintervallumai



3. ábra. Bayesi konfidenciaintervallumok



A továbbiakban konfidenciaintervallum becslésén a következőt értjük: Az $(1 - \alpha) \cdot 100$ százalékos megbízhatósági szinthez tartozó konfidenciaintervallum-becslésnek nevezzük azt az intervallumbecslést, amely a teljes valószínűségi mezőn számolva az esetek $(1 - \alpha) \cdot 100$ százalékában tartalmazza a keresett sokasági jellemzőt. (Az ábrán a besatírozott rész területének kell kitennie a teljes terület $(1 - \alpha) \cdot 100$ százalékát,

⁵ Könnyen látható, hogy a megbízhatósági szint a bináris értékek (az adott mintához rendelt intervallum vagy tartalmazza, vagy nem tartalmazza a sokasági értéket) „átlagát” jelenti. A feltételes valószínűségekben szereplő feltételek teljes esemény-rendszert alkotnak, tehát a teljes mezőn értelmezett várható érték ezeknek a feltételes várható értékeknek a súlyozott átlaga. Közismert, hogy az átlag mindig a legkisebb és a legnagyobb átlagolandó érték közé esik, és ebben az esetben az összes átlagolandó érték megegyezik.

egyéb feltevések nincsenek). A korábban leírtakból következik, hogy ez a definíció mind a bayesi statisztika, mind pedig a mintavételi statisztikai konfidenciaintervallum fogalmának általánosítása.

Az intervallumbecslés ilyen hosszú felvezetését az indokolta, hogy a két definiált speciális esetből teljesen más intervallumkészítési eljárás következik.

Az elemezni kívánt probléma (sokasági arány becslése) adott megbízhatósági szint mellett leegyszerűsíthető a következő problémára: Ismert N , n és m mellett készítsünk konfidenciaintervallum-becslést M -re.⁶ Ennek a feladatnak a megoldása azért egyszerűbb, mivel az $S := \{S_j\}$ halmaznak most csak az n mintaelemszámú elemeit kell megvizsgálni, melyeket a továbbiakban m -mel, a mintában lévő minősített egyedek számával reprezentálunk. Az intervallumkészítési módszerek bemutatásához tekintsük tehát az M és m összes lehetséges értékét, továbbá az adott m -hez tartozó intervallumbecslést tartalmazó, $n + 1$ sorból ($m = 0 \dots n$) és $N + 1$ oszlopból ($M = 0 \dots N$) álló mátrixot.

		M																	
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	N
0	X	X	X	X															
1	X	X	X	X	X														
2		X	X	X	X	X													
3			X	X	X	X	X	X											
4					X	X	X	X	X	X									
.						X	X	X	X	X	X								
.									X	X	X	X	X	X					
.										X	X	X	X	X	X	X			
n																			
m																			

A bayesi intervallumkészítési eljárás során először meghatározzuk minden m -hez M feltételes (posterior) eloszlásfüggvényét; az intervallumot úgy kapjuk, hogy meghatározzuk ezen eloszlás megbízhatósági szintnek megfelelő kvantiliseit. Nyilvánvaló, hogy az így kapott intervallumbecslés konfidenciaintervallum-becslés, hiszen minden m mellett a tartalmazás feltételes valószínűsége egyenlő a megbízhatósági szinttel.

Szót kell ejtenünk arról a gyakorta felmerülő nehézségről, hogy a probléma diszkrét jellege miatt nem található megfelelő kvantilisek, előfordulhat, hogy egy adott M még alatta van a keresett értéknek, a szomszédja viszont már felette. Ebben az esetben a következő eljárást követjük. Első lépésként alapintervallumnak tekintjük azt a legbővebb intervallumot, amely az elméleti kvantiliseken belül esik, majd ehhez az alapintervallumhoz képezük a randomizált intervallumot. A randomizált intervallum úgy keletkezik, hogy az alapintervallumot a következő szabály alapján kibővítjük a szomszédos elemmel (a példát az intervallum alsó végpontjára írjuk fel, a felső végpont esetén analóg módon járunk el).

⁶ Könnyen látható, hogy az eredeti feladat megoldását az egyszerűsített feladat megoldásának N -nel való osztásával kapjuk.

Tekintsük az alapintervallum alsó végpontját, tehát azt az M_a értéket, amely minimalizálja az $F(M_a | m) \geq \frac{\alpha}{2}$ implicit egyenlet⁷ bal oldalát (ekkor nyilván

$$F(M_a - 1 | m) < \frac{\alpha}{2}).$$

Legyen p olyan, hogy $p \cdot F(M_a - 1 | m) + (1 - p) \cdot F(M_a | m) = \frac{\alpha}{2}$.

A randomizált intervallum alsó végpontja p valószínűséggel $M_a - 1$, $1 - p$ valószínűséggel pedig M_a .

A mintavételi statisztika filozófiájából következő intervallumkészítési eljárás ennél összetettebb: egy adott m_0 -hoz úgy rendeljük az $M_a(m_0)$ és $M_f(m_0)$ intervallumvégpontokat, hogy azok minimalizálják a $Pr(m > m_0 | M_a) \geq \frac{\alpha}{2}$, illetve a $Pr(m < m_0 | M_f) \geq \frac{\alpha}{2}$ implicit egyenletek bal oldalát.

Mivel az $F(m | M)$ feltételes eloszlásfüggvény mindkét változójában monoton, ezért a fenti implicit egyenletek könnyen megoldhatók. Könnyen látható továbbá, hogy azon m -ek halmaza, melyekre egy adott M_i benne van az $M_a(m)$ és $M_f(m)$ alkotta intervallumban, szintén intervallum, éspedig olyan intervallum, aminek tetszőleges m elemére $Pr(x > m | M_i) \geq \frac{\alpha}{2}$ és $Pr(x < m | M_i) \geq \frac{\alpha}{2}$. Ebből következik, hogy tetszőleges M_i mellett a tartalmazás feltételes valószínűsége nem nagyobb, mint $(1 - \alpha) \cdot 100$ százalék.⁸

Az a feladatunk, hogy randomizálással kibővítsük ezt a becslést úgy, hogy az torzítatlan legyen (magyarul hogy a tartalmazás feltételes valószínűsége minden M_i mellett meg egyezzen a megbízhatósági szinttel). Ezt a következő módon fogjuk megtenni.

	M															
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	N
0	X	X	X	X	X											
1		X	X	X	X	X										
2			X	X	X	X	X	X								
3				X	X	X	X	X	X	X						
4					X	X	X	X	X	X	X	X				
.							X	X	X	X	X	X	X	X		
.								X	X	X	X	X	X	X	X	
.										X	X	X	X	X	X	
n																

m

⁷ A konvenciónak megfelelően $F(x) := Pr(\square < x)$ jelöli az eloszlásfüggvényt, azaz annak valószínűségét, hogy a valószínűségi változó az argumentumnál kisebb értéket vesz fel.
⁸ A mintavételi statisztika intervallumkészítési eljárását szokás az úgynevezett pivot függvények definiálásával bevezetni. A pivot függvény olyan valós értékű függvény, amelynek két argumentuma a minta és a becsléni kívánt sokasági jellemző, továbbá a függvény a becsléni kívánt sokasági jellemzőben folytonos és monoton, valamint eloszlása független a becsléni kívánt sokasági jellemzőtől. Megmutatható, hogy az $F(m | M)$ feltételes eloszlásfüggvények eleget tesznek a pivot függvénnyel szemben támasztott követelményeknek, amiből pedig következik, hogy a fent leírt intervallumkészítési eljárás megfelel az $F(m | M)$ feltételes eloszlásfüggvény mint pivot függvény felhasználásával való intervallumkészítési eljárásnak.

Az ábrán az egyes *sorokban* látható, normál szedésű X -szel jelölt intervallumokat a $Pr(m > m_0 | M) \geq \frac{\alpha}{2}$, illetve a $Pr(m < m_0 | M) \geq \frac{\alpha}{2}$ implicit egyenletek M -ben közös megoldásai adják. A vastagított X -szel jelölt, randomizált értékek fogják biztosítani, hogy minden M esetén az X -szek által kijelölt (függőleges!!!) intervallum mértéke (az oszlopon belüli „súlya”) megegyezzen a megbízhatósági szinttel. Ezen kívül azonban egy másik kritériumnak is eleget kell tennie a randomizált értékeknek: minden m -re a randomizálási folyamat végén a becslésnek intervallumnak kell maradnia (például a fenti táblázat $m=4$, $M=4, 5$ celláiban a 4;4 cella csak a 4;5 cellával együtt kerülhet kiválasztásra). Nyilvánvalóan ezeknek a kritériumoknak csak úgy lehet megfelelni, ha egyrésztől egy adott „kivastagítás” kiválasztási valószínűségét az őt tartalmazó oszlop feltételes eloszlása határozza meg (például m, M alsó randomizált végpont esetén a kiválasztási valószínűség $p_{m,M} \cdot Pr(m | M) + F(m | M) = 1 - \frac{\alpha}{2}$ implicit egyenlet megoldása $p_{m,M}$ -re), másrésztől pedig a vízszintesen egymás mellett lévő kivastagítások kiválasztása függ egymástól. Szerencsére ez megtehető, ugyanis az $F(m | M)$ feltételes eloszlásfüggvény M -ben monoton csökkenő, azaz – ismét csak alsó randomizált végpontokra felírva – $p_{m,M} > p_{m,M-1}$. Ezt figyelembe véve $m, M-1$ randomizált kiválasztására csak abban az esetben kerülhet sor, ha m, M már kiválasztásra került, és ilyenkor $m, M-1$ kiválasztási valószínűsége $\frac{p_{m,M-1}}{p_{m,M}}$.

A randomizálás technikai kivitelezését a gyakorlatban a következő, ekvivalens módon tehetjük meg: Legyen m a mintabeli érték, és legyen $I(m)$ a mintabeli értékhez a $Pr(m > m_0 | M_a) \geq \frac{\alpha}{2}$, illetve a $Pr(m < m_0 | M_f) \geq \frac{\alpha}{2}$ implicit egyenletek által adott alapintervallum. Tekintsük az m mintabeli értékhez az $I(m-1)$, $I(m)$ és $I(m+1)$ intervallumokat! Könnyen látható, hogy az alsó randomizálandó értékek $I(m-1) \setminus I(m)$, a felsők pedig $I(m+1) \setminus I(m)$. Az egyes randomizálandó értékekhez a fent leírt módon képezhetjük a $p_{m,M}$ valószínűségeket. Most az alsó értékekre bemutatjuk, hogyan lehet kiválasztani az intervallum randomizált alsó határát (a felső határ esetén analóg módon kell eljárni).

Ha $I(m-1) \setminus I(m)$ elemei $M, M+1, \dots, M+i$, akkor legyen $p'_M := p_{m,M}$, $p'_x := p_{m,x} - \sum_{j < x} p'_j$. Könnyen látható, hogy ha $M, M+1, \dots, M+i$ potenciális alsó határokhoz ezeket a kiválasztási valószínűségeket rendeljük, akkor az ilyen módon kapott intervallumok mellett a becslésünk torzítatlan lesz.

Ennyi elméleti bevezetés után vizsgáljunk meg pár konkrét becslési eljárást.

1.2.2. A mintavételi statisztikához kapcsolódó becslések

A mintavételi statisztika ebben az esetben a bayesi szemlélettel szembenálló hagyományos (klasszikus, egyes bayesi megfogalmazás szerint ortodox) statisztikát jelenti. A feltételeket illetően ebben az alfejezetben tehát a vizsgálat tárgyát képező P , illetve M sokasági paramétert nem tekintjük valószínűségi változónak.

Nagyintás alapeset (M1). Kiinduló pontunk a tankönyvekben is részletesen tárgyalta becslés, amely esetén a visszatevéses nagy minta esetén a normális eloszlással való közelítés jogosnak tűnik. Ez az eset, mint a bevezetőben említettük, nem felel meg az ellenőrzési mintavétel követelményeinek, de itt, mint kiinduló pontot, etalont tekintjük.

Az eljárás a következő: „végtelen” (legalább több ezres nagyságrendű) sokaságból, vagy pedig kisebb sokaságból, de *visszatevéssel* történő mintavétel esetén a mintában található minősített elemek száma binomiális eloszlást követ. A mintabeli hibaarányról (p) bizonyítható, hogy szintén binomiális eloszlású, továbbá $E(p)=P$ és $Var(p)=\frac{P(1-P)}{n}$, ahol P jelöli a sokasági hibaarányt.

Ha $\min\{np, n(1-p)\} \geq 10$ (tehát legalább 10 hibás és 10 nem hibás elemet találtunk a mintában), akkor a minta hibaarányának transzformáltja közelítőleg standard normális eloszlást követ, amiből az intervallumbecslés:

$$p \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{p \cdot (1-p)}{n}},$$

ahol $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ a standard normális eloszlás megfelelő kvantilise.

Az ellenőrzési gyakorlatban a gazdasági folyamatok jellegéből adódóan 5-10 százaléknál nagyobb arányú hibát már komolyabb kockázati tényezőként szokás figyelembe venni. Ha ezek alapján megvizsgáljuk ennek a módszernek az alkalmazási lehetőségeit, kiderül, hogy legalább többszáz elemű minta szükséges az $np \geq 10$ feltétel teljesítéséhez, ami a gyakorlati alkalmazások esetében általában nem valósul meg, így a közelítő eljárás alkalmazása torzítást visz az intervallumbecslésbe. További torzításra ad okot a modell kezdeti feltevése, azaz a végtelen sokaságból, vagy pedig visszatevéssel történő mintavétel. A visszatevés nélküli mintavétel esetén a mintabeli hibaarány varianciáját csökkenti egy $\frac{N-n}{N-1} < 1$ szorzó, ezért tehát ennek a feltevésnek a „megszegése” elvileg „jó” irányú

torzítást okoz. A teljes torzítás mértékéről analitikusan nehéz pontosan nyilatkozni, de ha összevetjük ezt a becslést a később bemutatásra kerülő M3 becslőfüggvényünkkel, látható, hogy a mintaméret növekedésével (és a kiválasztási arány nullához tartásával) a két becslés is konvergál egymáshoz. Az egyes becslési eljárások pontos torzítási mértékét Excel segítségével meghatároztuk, ennek részleteiről bővebben a 4. rész számol be.

Visszatevés nélküli minta – egzakt hipergeometriai eloszlás (M2). A hipergeometriai eloszlás melletti intervallumbecslés (a továbbiakban: M2) esetén a feltételes eloszlás a következő gyakoriságfüggvény m szerinti („függőleges”) kumulálásával adódik:

$$Pr(m = x | M) = \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}},$$

ha $\max(0, n - N + M) \leq x \leq \min(n, M)$, egyébként 0.

Miután meghatároztuk az m , $m - 1$ és $m + 1$ melletti alapintervallumokat és a p' értékeket, véletlenszám-generátorral kiválaszthatjuk a randomizált intervallumvégpontokat.

Az ellenőrzési szakma egyik „etalonnak” tekinthető szoftverének, az IDEÁ-nak a mintavételi modulja is az M2 eljárást használja azzal az eltéréssel, hogy randomizálás helyett mindig a legkonzervatívabb (a randomizálással kapható legbővebb) intervallumot adja meg.

Hipergeometriai eloszlás - normális közelítés (M3). A közelítő eljárások bevezetésére annak idején főként azért került sor, mivel sokáig nem álltak rendelkezésre táblázatok a hipergeometriai eloszláshoz, így valamilyen folytonos eloszlással helyettesítették a diszkrét eloszlást. Mivel a becslés végső célja a hibaarány meghatározása, a közelítő eljárásokban m és M szerepét általában $\frac{m}{n}$ és $\frac{M}{N}$ veszi át, és ezen kívül legtöbbször figyelmen kívül hagyják az előbbi hányadosok diszkrét jellegéből adódó sajátosságokat is, így nem kerül sor randomizálásra sem.

A korábban leírt intervallumkészítési eljárás figyelembevételével „elemi” módon könnyen készíthetünk közelítő módszerrel becslőfüggvényt. Jelen esetben közelítsük a feltételes eloszlást olyan normális eloszlással, melynek várható értéke és varianciája megegyezik a megfelelő hipergeometriai eloszlásával. A normális eloszlás kvantilis értékeit használva egy adott P sokasági hibaarány mellett azon mintabeli hibaarányok (x) halmaza, amelyekhez tartozó intervallumbecslések tartalmazzák P -t:

$$x \in \left[P - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{P \cdot (1-P)}{n} \frac{N-n}{N-1}}; P + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{P \cdot (1-P)}{n} \frac{N-n}{N-1}} \right].$$

A konstrukció során azzal a feltevessel élünk, hogy bármely x mintabeli hibaarány konfidencia intervallum végpontjához tartozó sokasági hibaarány fent definiált halmazának x a határpontja. Mivel folytonos közelítést alkalmazunk, ez a feltevés tartható, továbbá látszik, hogy ebben az esetben a konfidencia intervallum „felső” végpontja a halmaz alsó határa lesz, és fordítva. Írjuk fel ezt egyenletrendszer formájában:

$$x = P_f - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{P_f \cdot (1-P_f)}{n} \frac{N-n}{N-1}},$$

$$x = P_a + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{P_a \cdot (1 - P_a)}{n} \frac{N - n}{N - 1}}.$$

A feladatunk az, hogy ebből az egyenletrendszerből kifejezzük P_a -t és P_f -et. Könnyen látható, hogy átrendezés és négyzetre emelés után a két egyenlet ugyanúgy fog kinézni, és mivel szintén könnyen látható, hogy P_a -ban, illetve P_f -ben másodfokú egyenletet kapunk, P_a lesz a kisebbik, és P_f a nagyobbik gyök.

Az egyenlet megoldásához először is végezzük el a $c = z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{N - n}{N - 1}}$ helyettesítést,

ami után egyenletünk az $x = p \pm c \cdot \sqrt{\frac{p \cdot (1 - p)}{n}}$ formát ölti.

Átrendezve és négyzetre emelve:

$$nx^2 - 2npx + np^2 = c^2 \cdot p \cdot (1 - p).$$

Ismét átrendezve:

$$(n + c^2)p^2 - (2nx + c^2)p + nx^2 = 0.$$

Felírva a megoldóképletet és tovább rendezve:

$$\begin{aligned} p_{1,2} &= \frac{2nx + c^2 \pm \sqrt{(2nx + c^2)^2 - 4(n + c^2)nx^2}}{2(n + c^2)} = \\ &= \frac{nx + c^2 \cdot 0,5}{n + c^2} \pm c \sqrt{\frac{n}{(n + c^2)}} \sqrt{\frac{n \frac{x(1-x)}{n} + c^2 \frac{0,25}{n}}{(n + c^2)}}. \end{aligned}$$

Bevezetve a $\lambda = \frac{n}{n + c^2}$ (pozitív, 1-nél kisebb számmal való) helyettesítést:

$$p_{1,2} = [\lambda x + (1 - \lambda) \cdot 0,5] \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{N - n}{N - 1}} \sqrt{\lambda \sqrt{\left[\lambda \frac{x(1-x)}{n} + (1 - \lambda) \frac{0,5 \cdot (1 - 0,5)}{n} \right]}}.$$

Vegyük észre, hogy $n \rightarrow \infty$, és $\frac{n}{N} \rightarrow 0$ esetén $\lambda \rightarrow 1$ és $\frac{N - n}{N - 1} \rightarrow 1$, így becslésünk

határértékben az $x \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{x(1-x)}{n}}$ alakot ölti (ez megegyezik az M1 becsléssel).

Ezt a meglepően szép formájú, konvex kombinációt tartalmazó becslőfüggvényt nehéz volna intuitív módon előállítani, de a tesztekben ki fog derülni, hogy az elméleti konstrukcióval összhangban kis minták esetén is gyakorlatilag torzítatlan intervallumokat ad.

1.2.3. Bayesi szemléletű becslések (B)

A konfidenciaintervallum-becslés bayesi szemléletű definícióját, illetve a becslésre adott konstrukciós eljárást megvizsgálva látható, hogy a teljes valószínűségi mező intervallumokkal való lefedettségének mértéke általában nem egyenletes az egyes sokasági arányok mentén: ez amiatt van, hogy a priorban szereplő eloszlásnak megfelelően bizonyos sokasági arányok túlréprezentáltak a becslésben. Mindebből következik az is, hogy elvileg a bayesi szemléletű becslőfüggvények jóval pontosabb (szűkebb) intervallumokat eredményeznek; más kérdés, hogy ezen intervallumok ex-post megbízhatóságát hogyan befolyásolja, ha a prior jelentősen eltér a valóságtól.

Mivel az $F(m | M)$ feltételes eloszlás minden M -re olyan, hogy a hozzá tartozó feltételes sűrűségfüggvény n növekedésével egyre inkább egy pontra (és pedig $\frac{nM}{N}$ -re) koncentráli, a priortól függetlenül minden intervallumbecslés $M = \frac{Nm}{n}$ értékre fog ráhúzódni, ha $n \rightarrow N$.

Kérdés azonban, hogy vajon ez a konvergencia milyen gyors, tehát hogy az ellenőrzésben használatos mintaméret mellett érezheti-e a hatását. Fontos tudni, hogy a prior esetleges helytelen megválasztása milyen mértékben képes befolyásolni magát a becslést, és így az auditor által kialakított véleményt is.

Egy bayesi szemléletű intervallumbecslés elkészítéséhez két dolog ismerete szükséges: egyrészt ismernünk kell az $F(m | M)$ feltételes eloszlást, másrészt pedig az M prior eloszlását. Az ismert statisztikai összefüggések miatt $F(m | M)$ -et a hipergeometriai eloszlás értékeit felhasználva kaphatjuk meg, ám M eloszlásával kapcsolatosan többféle feltevessel is élhetünk:

(B1a.) Az első lehetséges feltevés, hogy *makro szemléletben* annak a valószínűsége (P_1), hogy egy adott egyed rendelkezik a bizonyos jellegzetességgel, a korábbi ellenőrzési tapasztalatokból ismert, rendszersajátosságot tükröző, stabil paraméter. Egy ilyen – végtelen nagyságú – szuperpopulációt feltételezve a vizsgált sokaságra jellemző sokasági arány valószínűségi változó, amely (N, P_1) paraméterű binomiális eloszlást követ;

(B1b.) Egy másik lehetséges feltevés a vizsgált szervezetnél, vagy hasonló szervezeteknél lefolytatott korábbi ellenőrzések empirikus tapasztalatain alapul. Ezek alapján szintén megadható annak a valószínűsége (P_2), hogy egy adott egyed rendelkezik a bizonyos jellegzetességgel, így a sokasági arány ismét csak binomiális eloszlású, (N, P_2) paraméterekkel;

(B2.) Ha egy adott jellemző sokasági arányáról hosszú időre visszamenően rendelkezünk megfigyelésekkel, és úgy találjuk, ez a sokasági arány eloszlásában stabil, akkor ezt az empirikus adatsort is felhasználhatjuk a becslésünkhöz;

(B3.) Végül használhatunk nem informatív priorként egyenletes eloszlást.

Az első két feltevés mellett a következő posterior gyakoriságot kapjuk:

$$f_m(M) = \frac{\binom{N}{M} P^M (1-P)^{N-M} \binom{M}{m} \binom{N-M}{n-m}}{\sum_{i \in [m; N-n+m]} \left\{ \binom{N}{i} P^i (1-P)^{N-i} \binom{i}{m} \binom{N-i}{n-m} \right\}},$$

ha $M \in [m; N-n+m]$, egyébként 0.

Mivel a posterior valószínűség megegyezik annak valószínűségével, hogy a fennmaradó $N-n$ elemű sokaságban $M-m$ hibás elem található, ezért a fenti képlet a következő alakra egyszerűsíthető: $f_m(M) = \binom{N-n}{M-m} P^{M-m} (1-P)^{N-n-M+m}$, ami természetesen algebrai átalakításokkal is könnyen belátható.

Ebből a formulából kitűnik, hogy a posterior gyakoriság nem változik, ha M és m azonos módon változik, így fennáll az $M_a(m) = M_a(0) + m$ és $M_f(m) = M_f(0) + m$ összefüggés.

Az empirikus adatsor alapján minden sokasági hibaarányhoz hozzárendelhető egy $Pr_e(p)$ empirikus bekövetkezési valószínűség, aminek felhasználásával megadható a sokasági hibaszám prior eloszlása is.

A posterior valószínűségek:

$$f_m(M) = \frac{Pr_e \left(\frac{M}{N} \right) \binom{M}{m} \binom{N-M}{n-m}}{\sum_{i \in [m; N-n+m]} \left\{ Pr_e \left(\frac{M}{N} \right) \binom{i}{m} \binom{N-i}{n-m} \right\}}.$$

Egyenletes eloszlású prior mellett a posterior gyakoriság a következő:

$$f_m(M) = \frac{\binom{M}{m} \binom{N-M}{n-m}}{\sum_{i \in [m; N-n+m]} \left\{ \binom{i}{m} \binom{N-i}{n-m} \right\}},$$

ha $M \in [m; N-n+m]$, egyébként 0.

A posterior eloszlásra a korábban leírt eljárást kell alkalmazni: először is meg kell határozni az alapintervallum végpontjait az $F(M_a) \geq \frac{\alpha}{2}$ implicit egyenlet minimalizálásával, illetve az $F(M_f) + f_m(M_f) = F(M_f + 1) \leq 1 - \frac{\alpha}{2}$ maximalizálásával, ahol $F(M)$ a fenti $f_m(M)$ függvények $M-1$ -ig való kumulálásával adódik. Ezek után kell elvégezni a

randomizálást $M_a - 1$, illetve $M_f + 1$ értékekre a $p_a = \frac{F(M_a) - \frac{\alpha}{2}}{f_m(M_a - 1)}$ és a

$$p_f = \frac{1 - \frac{\alpha}{2} - F(M_f + 1)}{f_m(M_f + 1)}$$

kiválasztási valószínűségek felhasználásával.

A könnyebb kezelhetőség kedvéért bevezetünk egy közelítő módszert a B1 becsléssel kapható intervallum meghatározására. Mivel fennáll az $f_m(M) = f_{m+x}(M+x)$ összefüggés, és $M = m = 0$ melletti posterior eloszlása $(N-n, P)$ paraméterű binomiális eloszlás, ezért M feltételes posterior várható értéke $(N-n)P + m$, feltételes posterior szórása pedig $\sqrt{(N-n)P(1-P)}$. Ezt figyelembe véve átalakítások után a bayesi „gyorsbecslés” képlete:

$$\kappa \cdot \frac{m}{n} + (1 - \kappa) \cdot \left(P \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{P \cdot (1-P)}{N-n}} \right),$$

ahol $\kappa = \frac{n}{N}$, azaz a kiválasztási arány.

Ez a képlet a következő módon interpretálható: A sokaságból kiválasztott n elemű mintában $\frac{m}{n}$ a hibaarány. A mintavételkor „kihagyott” részben található hibák száma előzetes feltevésünk szerint $(N-n, P)$ paraméterű binomiális eloszlást követ. A becslést ennek a két résznek az átlagolásával kapjuk. Ez a becslés azért csak közelítés, mivel a binomiális rész kvantiliseit csak közelítve határoztuk meg.

1.2.4. Egy vegyes becslési módszer

A mintavételi statisztika keretében tárgyalt nagymintás becslési módszerből külső információ felhasználásával egy kis mintákra hatékonyan alkalmazható „hibrid” (MxB1) hozható létre. Emlékeztetőül: az M1 nagymintás becslési eljárás során p mintabeli hibaarányhoz hozzárendeltük a $p \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{p \cdot (1-p)}{n}}$ intervallumot. Abban az esetben, ha előzetes tapasztalatokkal (P_0) rendelkezünk a hibaarányról, ezt a becslés során leginkább a standard hiba meghatározásánál használhatjuk fel.

Az új becslőfüggvényünk:

$$\hat{P} \in p \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{P_0 \cdot (1-P_0)}{n}}.$$

Ez a becslés bayesi intervallumbecslésként is felfogható azzal a feltételezéssel, hogy a sokasági hibaarány prior eloszlása a P_0 pontra koncentrálódik.

Nyilvánvaló, hogy ez a becslőfüggvény torzított, és a torzítás aszimptotikusan sem szűnik meg. Azonban kis minták esetén, ha P valóban P_0 közelében szóródik, ez a becslés jóval megbízhatóbb, mintha a standard hibát is a mintából határoznánk meg.

2. HIPOTÉZISVIZSGÁLAT

Egy pénzügyi-gazdasági ellenőrzés lefolytatásakor a megvizsgált minta alapján több esetben nyilatkozni kell arról is, hogy a hibák gyakorisága nem lép túl egy előre rögzített szintet. A hipotézisvizsgálat hagyományos elmélete szerint ez történhet egyszerűen úgy, hogy a minta eredménye alapján megmondjuk, mekkora bizonyossággal jelenthetjük ezt ki⁹ (lásd H1 módszer), de történhet úgy is, hogy egy előre rögzített bizonyossági szint mellett kijelentjük, hogy elfogadható, vagy nem elfogadható ez a kijelentés¹⁰ (lásd H2 módszer).

A hagyományos eljárással szemben a bayesi hipotézisvizsgálat alapvetően arról nyilatkozik, hogy a minta inkább a hipotézist, vagy annak tagadását támasztja-e alá.

2.1. Hagományos hipotézisvizsgálat

A hipotézisvizsgálat hagyományos lefolytatásakor mintát veszünk a sokaságból, és a minta kimeneteléhez hozzárendeljük a döntésünket: vagy megmondjuk a bizonyosság mértékét, vagy elfogadjuk/elutasítjuk az állítást rögzített bizonyossággal. Az elfogadott kimeneteleket elfogadási tartománynak, az elutasított kimeneteleket elutasítási tartománynak nevezzük.

A továbbiakban nevezzük (null)hipotézisnek azt az állítást, hogy a sokaságbeli hibák gyakorisága meghaladja az előre rögzített szintet ($P > P_h$, ahol P_h az ellenőrzési szaknyelvben „tolerálható hibaarány” néven ismert mennyiség); ennek ellenhipotézise (vagy más néven az alternatív hipotézis) az, hogy a sokaság hibaszáma nem haladja meg ezt a szintet ($P \leq P_h$).

Mindezek mellett döntésünkkel két fajta hibát követhetünk el:

– A minta alapján – tévesen – elutasítjuk a hipotézist, tehát annak ellenére, hogy a valós hibaszázalék meghaladja a rögzített szintet, mi ezt mégsem fogadjuk el. (elsőfajú hiba).

– A minta alapján – tévesen – elfogadjuk a hipotézist, tehát annak ellenére, hogy a valós hibaszázalék alatta marad a rögzített szintnek, nem vetjük el a hipotézist (másodfajú hiba).

A hipotézisvizsgálat (próba) megbízhatósági szintje annak valószínűségét mutatja meg, hogy a minta alapján helyesen fogadjuk-e el a nullhipotézist. Könnyen látható, hogy ez pont az elsőfajú hiba elkövetési valószínűségének komplementere, így ha az elsőfajú hiba elkövetési valószínűsége (más néven szignifikanciaszint) α , a megbízhatósági szint $1 - \alpha$.

A próba erejének szokás nevezni annak a valószínűségét, hogy a helytelen hipotézist – helyesen – elutasítjuk. Adott megbízhatósági szint mellett nyilvánvaló cél, hogy a próba erejét maximalizáljuk.

⁹ Ez vezet az ún. p -érték koncepcióhoz.

¹⁰ Ez valójában a klasszikusnak számító Neyman–Pearson tesztelési elv, illetve stratégia.

Az eddigieket egy mátrixban szokás összefoglalni:

	Elfogadjuk (feltételes valószínűség)	Elutasítjuk (feltételes valószínűség)
Hipotézis igaz	Helyes döntés ($1-\alpha$)	Elsőfajú hiba (α)
Hipotézis hamis	Másodfajú hiba (β)	Helyes döntés ($1-\beta$)

Mivel nem ismerjük a valós sokasági hibaarányt, ezért döntésünk megbízhatóságáról sem tudunk pontosan nyilatkozni; annak valószínűsége, hogy a mintavétel kimeneteléhez előre hozzárendelt döntésünk milyen valószínűséggel lesz helyes, függ a valós sokasági aránytól. Mivel azonban $F(p|P)$ P -ben monoton csökken, ezért a helyesen elfogadó döntés valószínűsége $P \geq P_h$ halmazon P_h fennállása esetén a legkisebb, és emiatt kijelenthető egy adott döntésről, hogy *legalább* mennyire megbízható. A továbbiakban ezt fogjuk megbízhatósági szintnek nevezni.

H1. Abban az esetben, ha a hipotézisvizsgálat célja a megvizsgált minta alapján megmondani, hogy mekkora legkisebb szignifikanciaszint mellett lehet elutasítani a hipotézist, formálisan a következő értéket kell kiszámolnunk.

$Pr(\xi > p | P_h)$, ahol $n \cdot \xi$ hipergeometriai eloszlású valószínűségi változó N , $N \cdot P_h$, és n paraméterekkel, továbbá p a mintából számított hibaarány; ez a valószínűség fogja megadni a megbízhatósági szintet. A képlet kiszámolásához egyszerűen a hipergeometriai eloszlás gyakoriságait kell $n \cdot p$ -ig kumulálni.

H2. Terjedelmi okok miatt nem térünk a próbakészítési eljárásokra, ezért indoklás nélkül kijelentjük, hogy ez esetben a legjobb próbák elfogadási tartománya adott mintaméret mellett mindig intervallum. Mivel a minta hibaarányának nullhipotézis melletti eloszlása ismert, a feladatunk ezen eloszlás megbízhatósági szintnek megfelelő kvantilisét megkeresni. A kvantilis általában itt sem „lehetséges” érték, ezért szükséges lehet a kritikus érték randomizált meghatározása a becslési eljárásoknál már megismert módon.

A kritikus érték meghatározása után össze kell vetni a mintából kapott értéket a kritikus értékkel: amennyiben a kritikus érték meghaladja a mintabeli értéket, elutasítjuk a hipotézist, egyéb esetben viszont nem áll módunkban elvetni ezen a megbízhatósági szinten.

Az ellenőrzési szakmában, és ezzel összhangban az IDEA szoftverben a megbízhatósági szintet az eddig leírtakhoz képest némiképp eltérő módon értelmezik. Definiálják az alfa és béta kockázatot, amelyek értelmezése a következő:

alfa kockázat: annak a döntésnek a maximális bekövetkezési valószínűsége, hogy a valós hibaarány meghaladja a tolerálható hibaarányt, miközben valójában kisebb egy, úgynevezett alsó hibaaránynál. (Ez a kockázat a fenti nullhipotézis esetén hasonlít a másodfajú hiba definíciójához.)

béta kockázat: annak a döntésnek a maximális bekövetkezési valószínűsége, hogy a valós hibaarány nem haladja meg a tolerálható hibaarányt, miközben valójában mégis meghaladja.

Az alfa és béta kockázatok komplementereit nevezik alfa és béta megbízhatósági szintnek, tehát a korábban bevezetett megbízhatósági szint definíciójának a béta megbízhatósági szint a megfelelője abban az esetben, ha a nullhipotézis $P > P_h$.

2.2. Bayesi hipotézisvizsgálat

A bayesi hipotézisvizsgálat lényege, hogy összevetjük a hipotézis és az ellenhipotézis minta melletti bekövetkezésének valószínűségét. A valószínűségek meghatározásához

ugyanazt az eljárást követjük, mint az intervallumbecslés esetén, nevezetesen első lépésként meghatározzuk a mintából kapott m értékhez M posterior valószínűségeloszlását. A döntési szabály ezek után az, hogy összevetjük a hipotézist a posterior eloszlás mediánjával: ha a medián a nagyobb, akkor elvetjük a hipotézist, ellenkező esetben elfogadjuk azt.

Az előbb leírtakat megfordítva és formalizálva, a bayesi hipotézisvizsgálat a következő módon történik.

1. Meghatározzuk az $F(P | p)$ posterior eloszlást minden p mellett;

2. A hipotézisként szereplő P_h -hoz hozzárendeljük azt a legnagyobb p_h -t, amely mellett még

$$F(P_h | p_h) \geq \frac{1}{2}.$$

3. Ha a mintából származó $p \leq p_h$, elfogadjuk a hipotézist, ellenkező esetben elutasítjuk.¹¹

3. A HIBAMENTES MINTÁBÓL LEVONHATÓ KÖVETKEZTETÉSEK

Ha a mintavételt követően a mintában nem találtunk hibát, a korábban ismertetett M2 (egzakt hipergeometriai eloszlást használó) becsléshez szükséges feltételes gyakoriságok a következő módon alakulnak.

$M = \dots$	0	1	2	...	i
$Pr(m = 0 M)$	1	$\frac{N-n}{N}$	$\frac{(N-n)(N-n-1)}{N(N-1)}$		$\prod_i \frac{N-n-i+1}{N-i+1}$

Probléma lehet, ha a randomizált alsó végpont nagyobb, mint a randomizált felső végpont, ami természetesen ellentmondás. Ezt a jelenséget az teszi lehetővé, hogy $m = 0$ -nál $F(m | M)$ minden M esetén konstans zérus, így nem létezik az „alapintervallum”. (Emlékeztetőül: egy adott m_0 -hoz tartozó alapintervallumnak nevezzük az $M_a(m_0)$ és $M_f(m_0)$ végpontok által meghatározott intervallumot, ha azok minimalizálják a $Pr(m > m_0 | M_a) \geq \frac{\alpha}{2}$, illetve a $Pr(m < m_0 | M_f) \geq \frac{\alpha}{2}$ implicit egyenletek bal oldalát).

Másként megfogalmazva: nincs olyan M , amely a randomizált intervallumok mindegyikében szerepelne.

A probléma megoldása lehet például, ha az alsó és felső végpontok randomizálással való meghatározása nem független egymástól. Ebben az esetben minden M értékhez hozzárendelünk p_M kiválasztási valószínűségeket (mindegyik szigorúan kisebb lesz egynél, hisz nincs alapintervallumunk). Rendezzük növekvő sorrendbe p_M -eket! Mivel

$F(m | M)$ tulajdonságaiból következik, hogy a $\frac{p_{M+1}}{p_M}$ hányadosok monoton fogyó soro-

¹¹ Bár tartalmilag azonos ezzel az eredeti bayesi tesztelési stratégia, meg kell említeni, hogy az ottani keretek közt a döntést az ún. posterior esélyhányados (posterior odds) alapján hozzák meg. A posterior odds a nullhipotézis és az ellenhipotézis a posteriori bekövetkezési valószínűségeinek hányadosa; ha ez nagyobb 1-nél, akkor a nullhipotézis, ha kisebb 1-nél, az ellenhipotézis javára döntünk.

zatot alkotnak, ezért megmutatható, hogy léteznek olyan intervallumok, és az intervallumokhoz rendelt kiválasztási valószínűségek, melyekre bármely M -nek az előbbi intervallumokban való tartalmazási valószínűsége pontosan p_M .

Ha nagyon alacsony ($p \ll \alpha$) a korábbi tapasztalatok alapján várható hibaarány, megfigyelt hiba nélküli minta mellett felmerülhet olyan igény, hogy bizonyos megbízhatósági szinten kijelentsük: a vizsgált sokaságban nincs lényeges hiba. Adott szuperpopulációs hibaarány (p) mellett annak a valószínűsége, hogy a teljes sokaságban nincs hiba: $(1-p)^{N-n}$, ugyanis ez megegyezik annak valószínűségével, hogy a p hibaarányú végtelen sokaságból a véletlenszerűen kiválasztott $N-n$ tétel egyike sem hibás. Ezért tehát ahhoz, hogy $1-\alpha$ megbízhatósági szinten – a minta alapján – kijelenthessük, hogy a sokaságban nincs hiba, a szükséges mintanagyság:

$$n = N - \frac{\ln(1-\alpha)}{\ln(1-p)},$$

ahol \ln a természetes alapú logaritmust jelöli. A gyakorlati alkalmazás szempontjából ez a módszer csak akkor hasznos, ha N alacsony ugyan (<25), de az egy tranzakcióra eső ellenőrzési költség nagyon magas (például külső szakértőt kell igénybe venni, vagy túlzott időráfordítást jelentene a pótlólagos 5-10 tranzakció ellenőrzése).

4. A BECSLÉSI ELJÁRÁSOK ÉRTÉKELÉSE

A becslési eljárások torzítási mértékét a megbízhatósági szint – jelen tanulmány első felében adott – definíciója szerint a teljes valószínűségi mezőn kell vizsgálni.

A teljes valószínűségi mező a korábban leírtak alapján tartalmazza az összes lehetséges sokaság-minta forgatókönyvet. Egy konkrét sokaság-minta pároshoz tartozó valószínűség az ismert azonosság alapján felírható $Pr(m \cap M) = Pr(m | M) \cdot Pr(M)$ alakban, így – mivel a mintavételi terv ismeretében $Pr(m | M)$ is ismert – elegendő $Pr(M)$ meghatározása. Ehhez azonban feltevésekkel kell élnünk magáról a sokaságról.

A sokaságról való lehetséges feltevéseinket, továbbá azok indoklását részletesen kifejtettük a bayesi becslések bevezetésekor. Jelenlegi céljainkhoz ebből csak azt kell kiemelni, hogy a teljes valószínűségi mezőn értelmezett megbízhatósági szint tekinthető a mintavételi statisztika parciális (adott sokasági arány mellett ismételt mintavételt feltételező) megbízhatósági szintjeiből vett $Pr(M)$ súlyozású átlagnak.

A becslési eljárások értékelésekor első lépésben különböző sokaság- és mintaméret mellett 15 százalék alatti sokasági hibaarányokra Excel segítségével meghatároztuk a parciális megbízhatósági szinteket. A B1 és MxB1 eljárások esetén a sokaság- és mintaméret mellett paraméterként szerepelt a feltételezett hibaarány is, természetesen más-más interpretációval.

A mintavételi statisztika becsléseinek konstrukciójukból adódóan minden sokasági arány mellett konstans 95 százalékos parciális megbízhatóságot kell(ett volna) mutatniuk, ezzel szemben a bayesi szemléletű becslésektől, különösen a B1 becsléstől, ez nem várható.

Az értékelés második szakaszára éppen azért volt szükség, mivel a B1 becslés megbízhatóságának priortól való függése az első szakasz eredményeiből közvetlenül nem volt megállapítható. A második szakaszban tehát az első szakasz eredményeit a szuperpopulációs hibaarány 0-15 százalék közötti értékeire kiszámított $Pr(M)$ súlyokkal átlagoltuk.

A bayesi szemléletű B2 becsléscsaládról nem tudunk univerzális érvénnyel nyilatkozni, de mivel ez a becslés átmenetet képez a „tisztá” B1 és B3 esetek közt, tulajdonságai is várhatóan valahol a kettő között találhatóak: minél kevesebb információval rendelkezünk a jellemző előfordulási valószínűségéről – minél kevésbé összpontosul az empirikus eloszlás egy értékre – annál inkább a B3 jellemzői érvényesülnek, ami egyenletesebb parciális megbízhatóságot de hosszabb (pontatlanabb) intervallumokat jelent.

4.1. Az első szakasz eredményei

A becslőfüggvények megbízhatóságának elemzéséhez explicit módon meghatároztuk adott N és n mellett minden lehetséges sokasági hibaarány mellett, hogy a becsült intervallumok m hipergeometriai eloszlását feltételezve az esetek hány százalékában tartalmazzák¹² M -et (illetve a valós sokasági hibaarányt). Ezzel párhuzamosan meghatároztunk egy várható intervallumhosszt is minden becsléshez minden sokasági hibaarányra. Az EXCEL-lel készült számítások néhány eredményét a Függelék 1-4. ábrái mutatják. Ezek példaként az $N = 600$ sokasági elemszám és a szokásos 95 százalékos megbízhatóság mellett az $n = 30$ (kisminta) és az $n = 150$ (nagy minta) esetekben mutatják a parciális (empirikus) megbízhatóságot, illetőleg a várható intervallumhosszt.

Az eredményekből kitűnik, hogy egyrészt az M3 becslés torzítása a többségében nem, vagy alig lépi túl a 1,5-2 százalékpontot, másrészt a torzítás hol pozitív, hol negatív irányú. Ezzel szemben az ellenőrzési szakirodalomban ajánlott M1 becslés akár 5-15 százalékpontnyi torzítást is tartalmaz. Az eredményeket tartalmazó grafikonon a valós sokasági hibaarány növekedésével meglepő periodicitás figyelhető meg az M1 és M3 becsléseknél rögzített N és n mellett. Ezen kívül megfigyelhető, hogy a becslések megbízhatósági görbéjének alakja gyakorlatilag érzéketlen a sokaság nagyságának változásaira, amiből az a következtetés vonható le, hogy a megbízhatóságot elsősorban a mintaméret befolyásolja (a kiválasztási arány növekedése a növekedéssel arányos megbízhatósági szint növekedést okoz az M1 becslésnél,¹³ de a grafikon alakját érdemben sem az M1, sem az M3 becslésnél nem változtatja meg).

A mintavételi statisztika M2 becslőfüggvénye nem tartalmaz semmilyen közelítő eljárást és emiatt torzítást sem, amit a vizsgálat is alátámasztott.

Az informatív priorról való B1 becslés a szuperpopulációs hibaarány környezetében pozitív, azon kívül negatív irányban torzított. A pozitív torzítási tartomány nagysága fordítottan arányos a sokaság méretével, hozzávetőlegesen 2,5 ($N=1500$) és 5 ($N=300$) százalékpont között mozog. A mintaméret (kiválasztási arány) változása a pozitív torzítási tartomány méretét kevésbé, inkább a (parciális) megbízhatósági görbe alakját befolyásolja: minél magasabb a kiválasztási arány, a becslés (parciális) megbízhatósága priortól

¹² A randomizálást úgy vettük figyelembe, hogy az adott forgatókönyvre a tartalmazást kódoló 0-1 számok helyett a tartalmazás valószínűségét tüntettük fel.

¹³ Az M1 becslésnél tapasztalt túlzott megbízhatósági szint növekedés például a statisztikai szakirodalomban ajánlott módon – a pontbecsléshez hozzáadott-kivont értékek (1-kiválasztási arány) tényezővel való szorzásával – korrigálható.

függetlenül annál jobban közelít a konstans 95 százalékhoz. Noha ez a konvergencia csak a 100 százalékhoz közeli kiválasztási arányoknál kezd igazán érezhető lenni, egy bayesi szemléletű becslésnél nem is elvárás, hogy a parciális megbízhatóság egyenletesen közel legyen az elvárt megbízhatósági szinthez.

A nem informatív prior használata melletti B3 becslés a mintavételi statisztika M3 becsléséhez nagyon hasonló eredményeket hozott.

Az $M \times B1$ vegyes becslés torzítása a hipotézisben lévő tévedéssel ellentétes irányban változik: túlbecsült hibaarány esetén növekszik a megbízhatósági szint, alulbecslés esetén pedig 95 százalék alá csökken. Hüvelykujjszabályként megjegyezhető, hogy a hipotetikus hibaarány 1 százalékpontos csökkentése a megbízhatósági szintet 2-3 százalékponttal csökkenti.

Megvizsgáltuk azt is, hogy az adott forgatókönyv mellett az egyes becselőfüggvények milyen várható pontossággal (intervallumhosszal) dolgoznak. Az informatív priort tartalmazó B1 becslést leszámítva az egyes becslések intervallumhossza a 0-15 százalék közötti tartományon nagyságrendileg megegyezett, forgatókönyvtől függően 5 és 25 százalékpont között mozgott.¹⁴

4.2. A második szakasz eredményei

A B1 becslés megbízhatósági szintje a sokasági hibaarány binomiális eloszlása mellett akkor maximális, ha a feltételezett szuperpopulációs hibaarány megegyezik annak valószínűségével. Ebben az esetben a megbízhatósági szint pontosan 95 százalék. A valószínűségi hibaaránytól távolodva csökken a becslés megbízhatósága is: minél nagyobb a kiválasztási arány, a csökkenés is annál lassabb ütemű. Ennek ellenére 200-300 elemű minták esetén is nagyon erős a prior jószágától való függés.

Itt kell szót ejtenünk arról, hogy ezt az eredményt hogyan is kell pontosan értelmezni. A bayesi becslés valójában nem csinál mást, mint a sokaságról szerzett többletinformációt a pontosság növelésére fordítja. Ez az átváltás mindaddig jól működik, amíg a becslésbe bevitt többletinformáció (megközelítőleg) helyes. Ha azonban az információ pontatlan, súlyos árat fizetünk: drasztikusan csökkeni fog becslésünk megbízhatósága (persze lehet olyan szerencsénk, hogy a konkrét sokasági realizáció mégis nekünk kedvez, de erre nem érdemes alapozni).

5. KÖVETKEZTETÉSEK

Az eddig leírtakból levonható fontos következtetések.

– A legfontosabb az M1 becselőfüggvény alkalmazhatóságáról levonható következtetés: a becslés 5-10 százalékos várható hibaaránya mellett az alkalmazásához legalább 150-200 elemű minta szükséges. Jól funkcionál az alapozó statisztika könyvekben alkalmazási feltételként javasolt $\min\{np, n(1-p)\} \geq 10$ hüvelykujjszabály, kiegészítve azzal,

hogy a végesség miatt a varianciánál indokolt az $\frac{N-n}{N-1} \approx 1 - \frac{n}{N}$ korrekciós tényező használata.

¹⁴ Elsőre meglepő lehet, hogy az elvileg fix pontosságú $M \times B1$ becslésnek miért nem konstans a várható intervallumhossza. A jelenség magyarázata, hogy az intervallumoknak csak a nemnegatív szakaszát vesszük figyelembe.

– Az előbbi egyenes következménye, hogy a képlet „visszafelé történő alkalmazásával” számított szükséges mintaméretnek sem megfelelőek, csak a nagyságrendek gyors kiszámítására alkalmasak. Ha tehát statisztikailag is megalapozott következtetéseket akarunk levonni a mintából, akkor ne használjuk az ellenőrzési szakirodalomban általánosan elterjedt $n = \frac{z^2 p(1-p)}{d^2}$ képletet a mintaméret meghatározására, ehelyett használjuk inkább az IDEA M2 eljárás alapján beépített mintavételi modulját.

– Kérdéses, hogy 10 százalékpont feletti becült intervallumhossz mellett van-e egyáltalán értelme az intervallumbecslésnek, ha a hibaarány 5-10 százaléék körül mozog.

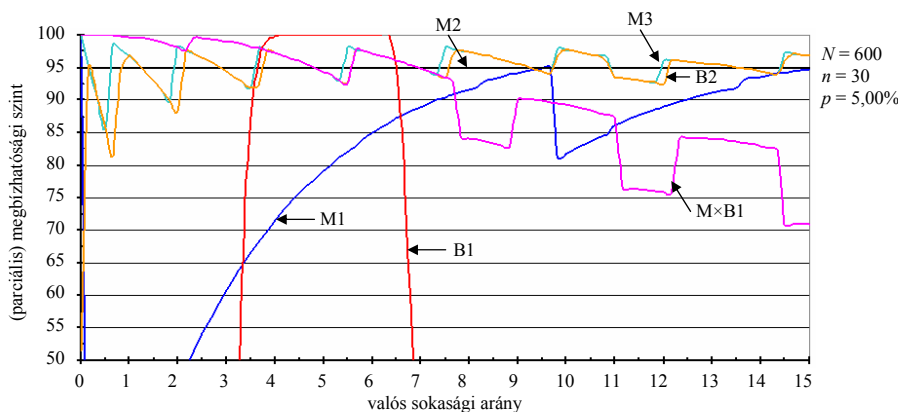
– Amennyiben többéves, részletes idősoraink vannak egy adott hiba, szabálytalanság előfordulási gyakoriságára vonatkozóan, és ennek a hibaarányának az eloszlása időtől és/vagy vizsgált szervezettől függetlenül nagyfokú stabilitást mutat, érdemes megfontolni a bayesi intervallumbecslés használatát, ugyanis ez a becslés az elvárt megbízhatóság teljesítése mellett nagy pontosságú (rövidebb) intervallumokat szolgáltat.

*

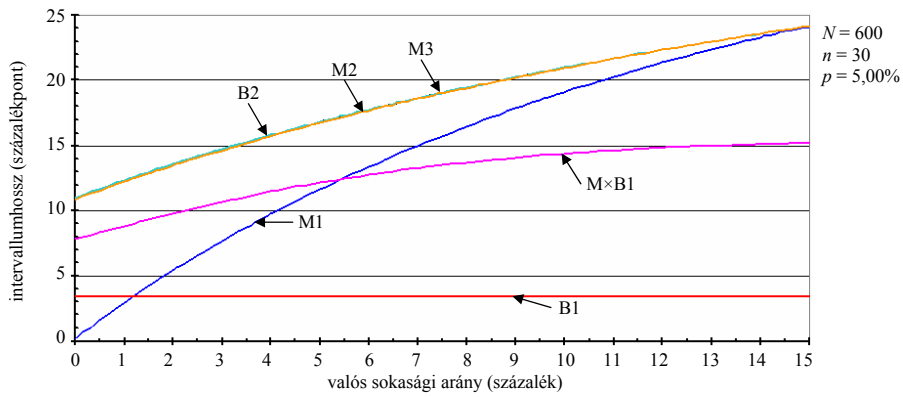
Az Állami Számvevőszék gyakorlatában a „financial audit” típusú vizsgálatoknál az IDEA szoftver támogatja a mintavételezést, így a következtetések megbízhatósága meghaladja az elvárt megbízhatósági szintet (emlékeztetőül: az IDEA nem használ randomizálást, hanem mindig a „legkonzervatívabb” becslést adja). További vizsgálat szükséges annak eldöntésére, hogy az önkormányzati szektor vizsgálatára alkalmazott kétlépcsős, tervezési-mintavételezési eljárások (1. lépcső: ellenőrizendő önkormányzat kiválasztása; 2. lépcső: az önkormányzatnál való mintavétel) milyen mértékben biztosítják, hogy az önkormányzati szektorról, mint aggregátumról levonható következtetések 95 százalékos bizonyosságúak.

FÜGGELÉK

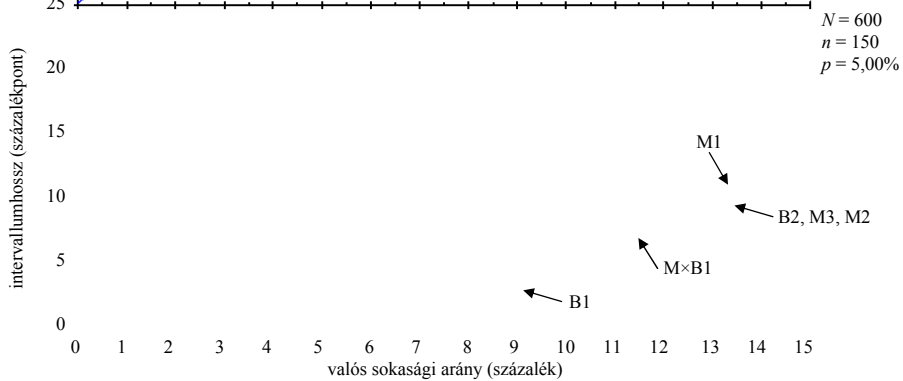
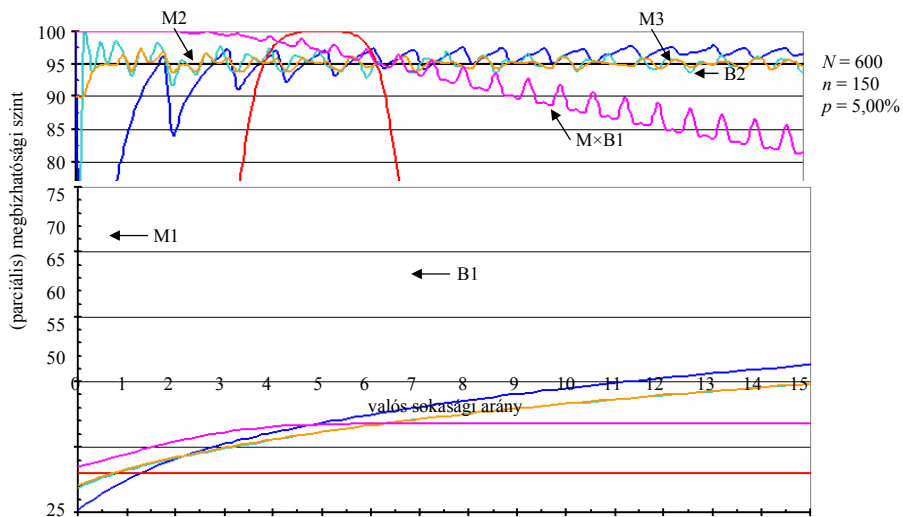
1. ábra. Az intervallumbecslési módszerek (parciális) megbízhatósága (százalék)



2. ábra. Az intervallumbecslési módszerek várható intervallumhossza



3. ábra. Az intervallumbecslési módszerek (parciális) megbízhatósága (százalék)



IRODALOM

- CASEWARE IDEA RESEARCH DEPARTMENT [2003]: *White Papers on Attribute Sampling Technical Specification*. <http://www.caseware-idea.com>.
- DENKINGER, G. [1990]: *Valószínűségszámítás*. Tankönyvkiadó. Budapest.
- HUNYADI L. – VITA L. [2004]: *Statisztika közgazdászoknak* (harmadik kiadás). Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HUNYADI L. [2001]: *Statisztikai következtetésemélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KATZ, L. [1953]: Confidence intervals for the number showing a certain characteristic in a population when sampling is without replacement. *Journal of the American Statistical Association*. 48. évf. 256–261. old.
- LEHMANN, E. L. [1959]: *Testing Statistical Hypotheses*. Wiley. New York.
- NEYMAN, J. [1934]: On the two different aspects of the representative method: the method of stratified sampling and the method of purposive selection. *Journal of the Royal Statistical Society*. 97. évf. 558–606. old.
- WRIGHT, T. [1990]: When zero defectives appear in a sample: upper bounds on confidence coefficients of upper bounds. *The American Statistician*. 44. évf. 40–41. old.
- WRIGHT, T. [1991]: *Exact confidence bounds when sampling from small finite universes*. Springer. New York.
- WRIGHT, T. [1992]: A note on sampling to locate rare defectives with strong prior evidence. *Biometrika*. 79. évf. 685–691. old.
- WRIGHT, T. [1997]: A simple algorithm for tighter exact upper confidence bounds with rare attributes in finite universes. *Statistics & Probability Letters*. 36. évf. 59–67. old.

SUMMARY

Since audit opinions can never be based on certainty but on “reasonable assurance”, sampling techniques play an important role in modern audit methodology. One of the audit’s objectives is to determine from small samples (<100) whether internal control systems in the audited organisations are operational. Theoretical controls (such as double signatures, sealing, etc.) have to be performed every time at a given stage of a procedure, and they are to ensure that the output is acceptable. Failing to perform a control can increase the risk of bad output, and “Attribute Sampling” is an audit technique that quantifies this risk by estimating the proportion of missing controls.

In this paper three major aspects of Attribute Sampling are addressed, however, interval estimation plays the largest role: we compare the effectiveness of six estimators. Methods for point estimation and hypothesis testing are also described, from mainstream and Bayesian view as well.

A NŐK MUNKAERŐ-PIACI HELYZETE AZ EZREDFORDULÓN MAGYARORSZÁGON

DR. KONCZ KATALIN

A rendszerváltást követő romló munkaerő-piaci viszonyok jeleként a nők (és férfiak) foglalkoztatottsága lényegesen esett, a munkanélküliség látványosan nőtt, a munkanélküliség által veszélyeztetett nők száma és aránya a hivatalosan kimutatott statisztikánál feltételezhetően nagyobb.

A nők munkaerő-piaci pozíciója a férfiakénál rosszabb, a piaci/munkaerőpiaci verseny éleződése számukra kedvezőtlen hatásokkal jár. A külső és belső munkaerőpiac a nők hátrányára rangsorolja a foglalkozásokat, munkaköröket. A felvételi és az előmeneteli diszkrimináció korlátozza az egyenlő esélyeket. Jóllehet a nők előnyben vannak az iskolázottság szempontjából, a nemek szerinti iskolázottsági és foglalkozási koncentráció korlátozza munkaerő-piaci versenyképességüket, karrieresélyüket. A feminizálódás mechanizmus a foglalkozási hierarchia alsó szféráiba szorítja ki a nőket, ahol az előmeneteli lehetőség, az elérhető jövedelem, az állásbiztonság az átlagosnál rosszabb, és ennek következtében nagyobb a szegénységkockázat. A nemek közötti keresetkülönbség makacsul tartja magát.

Miközben a globalizáció sok szempontból fokozza a nők munkaerő-piaci hátrányát, a szabályok, normák univerzalizálódása kiszélesíti a női érdekvédelem terét. Az európai uniós antidiszkriminációs szabályok átvétele, az információs csatornák kiszélesedése, az országhatárokat átlépő érdekvédelmi hálózat kiépülése segíti az esélyegyenlőség közelítését, amelyek követelményét hazai törvény is megfogalmazza.

TÁRGYSZÓ: Női foglalkoztatás. A nők munkaerő-piaci helyzete. A nők iskolázottsága. A keresetek nemek szerinti különbségei.

Magyarország az ezredforduló utolsó évtizede óta radikális változások keresztjében áll. A társadalom demokratizálódása, a piacgazdaság kiszélesedése egy globalizálódó világban megy végbe. A transznacionalizálódás hatására a globális problémák és a munkaerő-piaci vonzaskörzetek átlépik az országhatárokat, a piaci verseny egyre erősebb, a munkaerőpiac összeszűkül, a piaci/munkaerőpiac és a munkaerő-piaci értékítélet szerepe nő. A rugalmasság iránti igény egyre nagyobb, a munkavállalói érdekvédelem gyengül, a hatalomforrások között felértékelődik az információk szerepe. Az univerzalizálódás nyomán a fejlődési utak és a munkaerő-piaci mechanizmusok egységesülnek, a szabályok, normák általánossá válnak. Mindezek a folyamatok részben kedvező módon, nagyobb részt azonban kedvezőtlenül hatnak a nők, elsősorban a családos-gyermekes nők helyzetére. Ahhoz, hogy az átalakulási folyamat ne rontsa a nők esélyegyenlőségét, kormányzati intézkedések szükségesek a negatív következmények tompítására, vagy kiküszöbölésére.

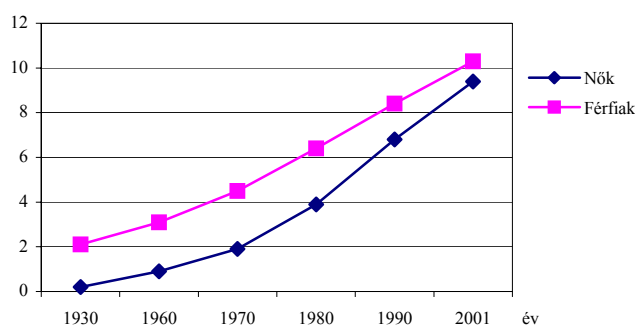
A TUDÁS ÉS AZ INFORMÁCIÓ BIRTOKLÁSÁNAK NEMEK SZERINTI KÜLÖNBSÉGE

A technikai és társadalmi fejlődés rohamosan változó folyamatában egyre nagyobb szerepe van a tudásnak¹, az információs társadalomban felértékelődik a tudás „hozamteremtő képessége” (Laáb [1994] 37. old.), ami növekvő követelményeket támaszt az iskolázottsággal szemben. A gazdasági növekedés fő motorjai napjainkban a tudásintenzív ágazatok², a tudásmunkásokra³ – agymunkásokra – épülő „tudásbázisú rendszer”, a tudásbázisú szervezetek⁴. Ez megnyilvánul a gazdaság ágazati szerkezetének átalakulásában, a szolgáltató szektor arányának nagymértékű bővülésében (lásd a 6. ábrát). Ilyen körülmények között az iskolázottság, az információk birtoklása a legfontosabb egyéni hatalomforrássá, személyi tőkévé, az életpálya minőségét, a karrieresélyeket meghatározó tényezővé válik (Koncz [2004]).

Az iskolázottság és szakképzettség nemek szerinti különbségei

Az iskolázottság látványosan bővült a világ minden térségében az elmúlt évtizedekben (Koncz [1996c]), a felsőfokú végzettségűek aránya Magyarországon is a sokszorosára nőtt. (Lásd az 1. ábrát.) Az iskolázottság bővülése miatt a fiatalok lényegesen hosszabb ideig tartózkodnak az iskolarendszerben – részben a munkaerő-kínálat szűkítése érdekében is –, mint korábban. A felnőtt társadalom érintettségét növeli az ismeretek egyre gyorsabb elavulása. Így a „tudástársadalom” alapja az élethosszig tartó képzés, amely az életpálya szerves részévé válik. A nők veszélyeztetettek a képzettség elavulása tekintetében, mivel a családgondozás miatti rövidebb-hosszabb munkamegszakítás következtében a korábban megszerzett ismereteik elavulnak.

1. ábra. Felsőfokú végzettséggel rendelkezők aránya a népességben belül,
nemek szerint 1930 és 2001 között
(százalék)



Forrás: Népszámlálás 2002. 6. Területi adatok. I. kötet. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 55. old.

¹ A tudás központi szerepét mi sem igazolja jobban, hogy a cégek piaci értékében egyre jelentősebb szerepet képviselnek az immateriális (szellemi) javak. A Microsoft esetében például a könyv szerinti érték a piaci érték 10 százaléka csupán (Sveiby [2001] 57. old.).

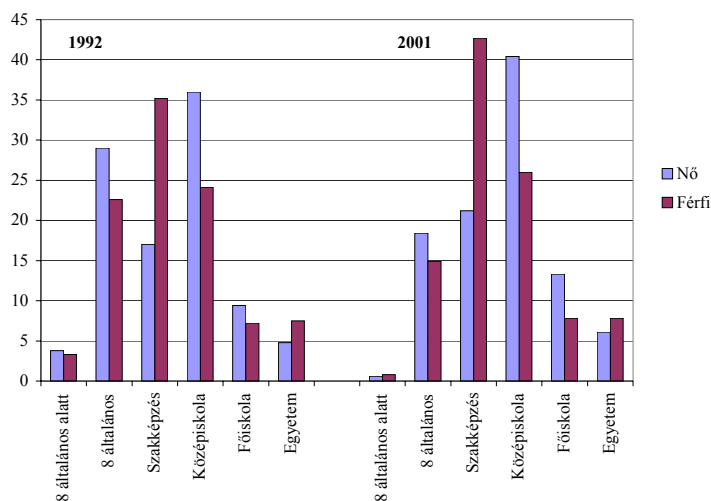
² Erre vonatkozóan lásd: Inzelt [1998].

³ A tudásmunkás Sveiby megfogalmazásában olyan magasan képzett szakember, aki a munkája során az információt tudásává változtatja (Sveiby [2001] 75. old.).

⁴ Velencei Jolán „tudásbázisú rendszerről”, „tudás-mérnökről” ír (Velencei [2000]).

Előnyben vannak a nők az iskolázottság szempontjából: iskolaévekben mérve iskolázottságuk meghaladja a férfiak iskolázottságát, sőt a fiatalabb korosztályokban jelentős a különbség a nők javára. Különösen kedvező a kereső nők iskolázottsága.

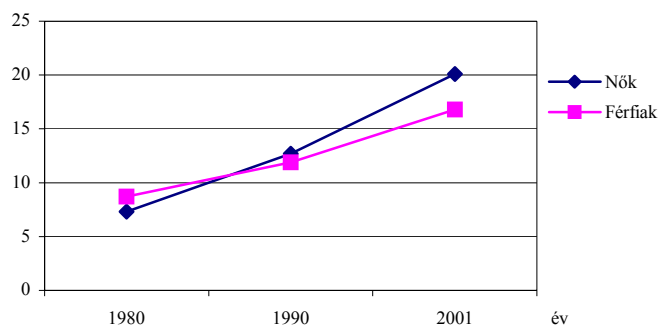
2. ábra. Foglalkoztatottak legmagasabb iskolai végzettsége nemek szerint 1992-ben és 2001-ben (százalék)



Forrás: Népszámlálás 2002. 6. Területi adatok. I. kötet. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 69–71. old.

A kereső nők nagyobb arányban rendelkeznek befejezett középiskolai- és felsőfokú végzettséggel. (Lásd a 3. ábrát.) Kedvezőtlen viszont a felsőfokú végzettségű nők összetétele, mivel a főiskolai végzettségűek között magasabb az arányuk, mint az egyetemi végzettségűek között. Nagyon a generációs különbségek nemek szerint: a fiatal kereső nők iskolázottsága ma már lényegesen meghaladja a férfiakét.

3. ábra. Felsőfokú végzettséggel rendelkezők aránya a foglalkoztatottakon belül, nemek szerint 1980 és 2001 között (százalék)



Forrás: Népszámlálás 2002. 6. Területi adatok. I. kötet. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 69–71. old.

A kedvező iskolázottsági mutatók ellenére elmaradás mutatkozik a nők szakképzett-sége terén, amely a mai globalizálódó környezetben egyre fontosabbá válik. Míg a férfi népességnek majdnem fele (45,5%), a nőknek alig egyharmada (31,8%) szakképzett a 2001-es népszámlálás felmérése szerint (*Népszámlálás...* [2002] 95. old.). A szakképzett-ségbeli lemaradás rontja a nők munkaerő-piaci pozícióját és hozzájárul hátrányos helyze-tük konzerválásához a kereső munka világában.

A nők a hagyományosan nőinek ítélt foglalkozásokra és szakmákra felkészítő oktatási intézményekben tömörülnek nagyobb arányban. A nemek szerinti koncentráció a közép-és felsőfokú végzettségűek között egyaránt erőteljes: a középfokú oktatási intézmények-ben a nők kétharmada három képzési ágban (egészségügyi, kereskedelmi, közgazdasági) tömörül. A felsőfokú képzésben a nappali tagozatos hallgatók több mint négyötöde nő a gyógypedagógiai szakon, a tanító és óvóképzésben, és a szociális szakon (*Nők és férfiak...* [2003]). Az iskolázottsági-szakképzettségi koncentráció korlátozza a nők munkaerő-piaci versenyképességét (amelynek jelentősége a globalizáció nyomán fokozódik), erősíti fog-lalkozási koncentrációjukat, ezáltal fenntartja a munkaerőpiac nemek szerinti szegregálódását, annak minden káros hatásával és következményeivel együtt (*Koncz* [1994]). Ennek egyik megnyilvánulása, hogy a nők tudástőkéje nem konvertálódik a férfiakéhoz hasonló eredményességgel munkaerő-piaci tőkévé, mert a nők tudástőkéjét a mun-kaerőpiac – a feminizálódás kontraszelektív mechanizmusa következtében – leértékeli.

Az információ mint hatalomforrás birtoklásának nemek szerinti különbségei

Az információ napjainkra elsődleges hatalomforrássá vált, a jelenkort információs társadalomnak is nevezi a szakirodalom. A nők hátrányban vannak az információs és kommunikációs technológiákhoz való hozzáférés, azok alkalmazása terén – míg a férfiak a számítástechnika fejlesztői, a nők annak kiszolgálói. Ez nyilvánul a foglalkozási orientációban és a keresetkülönbségekben is: a jól fizetett informatikusok többsége férfi, a kevésbé jól fizetett beírók többsége nő.

Hátrányban vannak a nők az információszerzés gyakorlatában is, amely döntő szerepet játszik a karrierépítésben. A nők inkább a formális információs csatornákat és a hely-hez kötött informálódást (írott információk, értekezletek, belső újságok), míg a férfiak a kötetlen társasági élethez kapcsolódó, helyváltoztatást, mozgékonyt igénylő informá-lódást (informális személyes kapcsolatok) részesítik előnyben. A férfiak nagy jelentősé- get tulajdonítanak a funkciójukon/munkakörükön kívüli információszerzésnek (és esze- rint szervezik kapcsolataikat), míg a nők belső kapcsolatrendszerükben maradnak. Az in- formális információk megszerzésének legfőbb terepén, az informális személyes kapcsola- tok kiépítésében a nők gyengébbek a férfiaknál. Ez összhangban van az évezredek alatt kialakult munkamegosztási gyakorlattal, a „kint-bent” szerepfelosztással (*Koncz* [1996a]).

A világháló kiépülése lényegesen megkönnyíti az információkhoz való hozzájutást, kiszélesíti a női érdekvédelem terét. Az információszerzés ezen új útján a nők megismer- hetik a különböző esélyegyenlőségi és más érdekérvényesítési technikákat, érdekvédelmi programokat. Az Internet megkönnyíti a széles körű, sajátosan női érdekek felismerését és tudatosítását segítő érdekvédelmi hálózat kiépítését és működtetését. Az Internetező nők lapja, a MINők (www.minok.hu) széleskörűen teríti a nőket érintő információkat.

NŐK A GLOBÁLIS MUNKAERŐPIACON

A globalizáció nyomán a munkaerőpiac átlépi az országhatárokat, a szűk helyi vonzáskörzeteket nagy, országokat átívelő nemzetközi piacok váltják fel. A munkaerőpiac területi kiterjedtsége annál nagyobb, minél magasabb szintű képzettséget és minél konvertálhatóbb ismereteket igénylő munkaerőnek nyújt mozgásteret.

A munkaerőpiac kiszélesedése bővíti a nemzetközi karrierlehetőségeket, növeli a munkaerő mobilitásával szembeni követelményeket. A gyermekes-családos nők hátrányos helyzetben vannak a nemzetközi munkaerőpiacon, mivel mobilitási készségük és ezzel összefüggően karrieresélyeik rosszabbak a férfiakénál. Ebben elsősorban a társadalmi szerepek nemek szerinti különbségei jutnak kifejezésre. A családos nők „helyhez kötöttek”, és általában nem mozdulnak el olyan nagy távolságra, mint a férfiak. Az is korlátozza a nők nemzetközi karrierjét, hogy férjeik a feleségeknél ritkábban adják fel hazai karrierjüket és követik feleségüket az új munkahelyre.

Mind a karrieraspirációk, mind a karrieresélyek tekintetében jelentősek a nemek közötti különbségek. Vizsgálatok szerint a nők és a férfiak életpályaszakaszai és a szakaszokon belüli súlypontok különbözőek (*Sullivan* [1999]). A nők másképpen konstruálják meg önképüket, életüket és környezetüket, mint a férfiak (*Gallos* [1989] 110. old.), ezért előmeneteli igényük és lehetőségük is különbözik. Szakirodalmi források és gyakorlati tapasztalatok szerint a nők karrieresélyei a férfiakénál rosszabbak, karrieraspirációik visszafogottabbak. A történelmileg kialakult társadalmi szerepek – a nőkre háruló gyermekszülés, gyermeknevelés, családgondozás, háztartásvezetés – hátrányos helyzetbe hozzák a nőket a munkaerőpiacon. A kereső nők esetében a karrier és a család összehangolása az életpálya menedzselésének legkritikusabb eleme. Főként a kisgyermekkorú nevelés követelménye ütközik a kereső munkával, amely sokszor a munka átmeneti vagy végleges feladásával jár.

A női foglalkoztatottság jellemzői

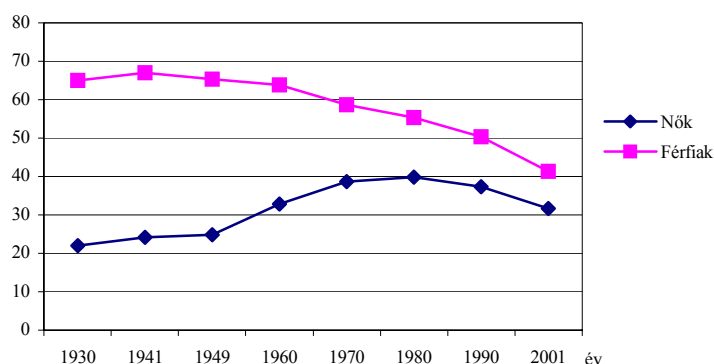
A globalizáció hatására a tőkeintenzív technikák alkalmazásával a munkaerőpiac öszszesűkül, a foglalkoztatás csökken, a munkanélküliség nő vagy állandósul. A munkaerőpiac szűkülése annál erőteljesebb, minél kisebb mértékben tudja a szolgáltató szféra hasznosítani a felszabadult munkaerőt. A volt szocialista országokban a termelőszférában feleslegessé vált munkaerőt a fejletlen szolgáltató szféra nem tudta felszívni. Bár lényegesen nőtt a szolgáltatásokban foglalkoztatottak aránya (lásd a 6. ábrát), még napjainkban is az Európai Unió országainak átlaga alatt helyezkedik el.

A munkaerő túlkínálat közepette a foglalkoztatottak nagymértékben kiszolgáltatottak, a „vevők piacán” (*Kornai* [1980]) az eladók (a munkát keresők) kényszeralkalmazkodások sorozatára kényszerülnek. Az alkalmazkodás annál problematikusabb, minél kedvezőtlenebb az egyén munkaerő-piaci pozíciója. A nők munkaerő-piaci pozíciói – elsősorban családi helyzetükből adódóan – gyengébbek. Különösen kiszolgáltatottak a 40 éven felüli nők (*Koncz* [2002]).

A rendszerváltást követően a nők (és a férfiak) foglalkoztatottsága lényegesen esett Magyarországon és a térség országaiban. A korábban magas foglalkoztatottsági szint drámai esése kizárólag a volt szocialista régióra jellemző, ami azt bizonyítja, hogy a fog-

lalkoztatási feltételek romlása elsősorban a rendszerváltásnak tulajdonítható. (Lásd a 4. ábrát.) A női foglalkoztatottság szintje mélyen az Európai Unió országainak átlaga alatt van. Az Európai Unió országainak sok szempontból hasonló foglalkoztatási gondjai (a női foglalkoztatás férfiakénál alacsonyabb szintje, a nők férfiakénál gyengébb munkaerőpiaci pozíciója, a munkaerőpiac nemek szerint szegregáltsága) azonban arra is utalnak, hogy a női foglalkoztatási esélyegyenlőség még a nálunk lényegesen gazdagabb országokban sem valósult meg.

4. ábra. A foglalkoztatottak arányának alakulása a népességben belül, nemek szerint 1930 és 2001 között (százalék)

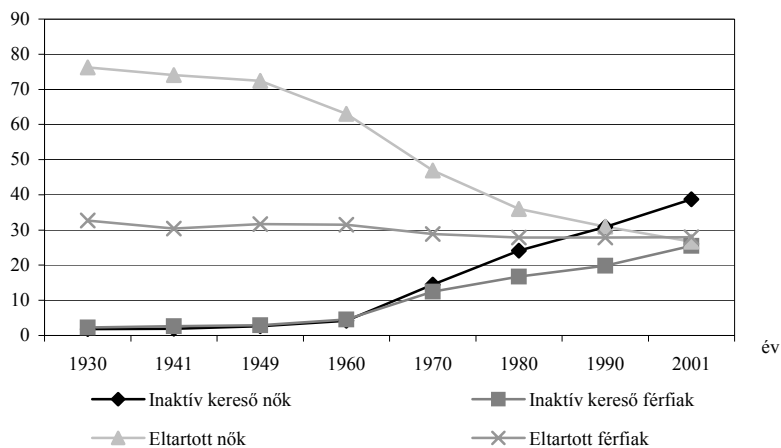


Forrás: Népszámlálás 2002. 6. Területi adatok. I. kötet. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 63. old.

A kedvezőtlen munkaerő-piaci pozíciót erősíti, hogy megnőtt az inaktívok száma és aránya, a háztartásbeli réteg újratermelődött. Az inaktív keresők nagy számában és arányában természetesen a növekvő számú nyugdíjasok, a gyermekgondozás fizetett formáit igénybevevők is megjelennek, az eltartottak között pedig az iskolarendszerben tartózkodó fiatalok is szerepelnek. (Lásd az 5. ábrát.) Az önálló jövedelem hiányában a háztartásbeliek veszélyeztetettsége különösen nagy. Társadalmi/munkaerő-piaci integrációra többségük nem képes, egyedül maradásuk esetén semmilyen megélhetési forrással nem rendelkeznek, nyugdíjra nem szereznek jogosultságot. Az inaktívok szegénységkockázata – a legelső jövedelmi tizedbe kerülés esélye szerint – a népesség többi részéhez képest 3,6-szoros (Tóth [2001] 13. old.). E réteg magára maradásának és ellehetetlenülésének veszélye ma nagyobb, mint a korábbi évtizedekben, részben a csökkenő állami gondoskodás, részben a másokért vállalt felelősség csökkenése miatt.

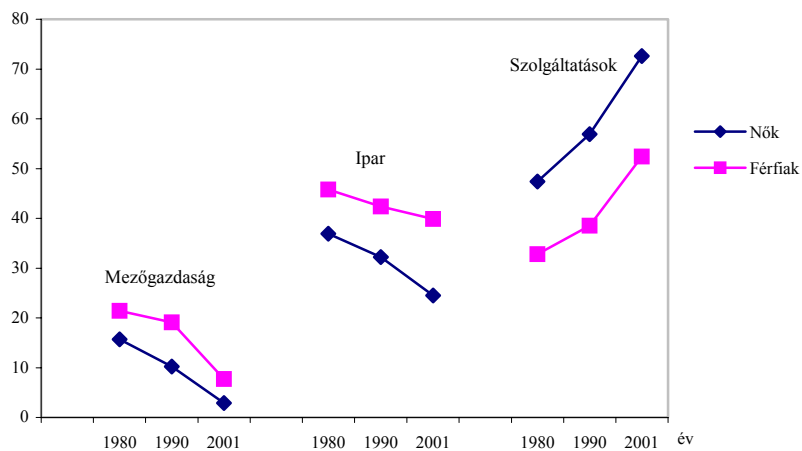
A foglalkoztatottság csökkenésével párhuzamosan átalakult a gazdaság ágazati szerkezete, és a tudástársadalomra, az információs társadalomra jellemző strukturális jellemzők irányába mozdult el nálunk is a foglalkoztatottak nemzetgazdasági ágak szerint megoszlása. (Lásd a 6. ábrát.) A szolgáltatások nagyarányú bővülése a nők számára teremt kedvező foglalkoztatási feltételeket: 2001-ben a nők majdnem háromnegyedét (72,6%) a szolgáltatási ágazatok foglalkoztatták, az itt foglalkoztatottak valamivel több mint a fele (53,9%) nő. A fejlett piacgazdaságokban a nők aránya a tercier szférában ennél is jelentősebb, amely az ágazat belső szerkezeti különbségeiből adódik.

5. ábra. Inaktív keresők és eltartottak aránya a népességben belül, nemek szerint 1930 és 2001 között (százalék)



Forrás: Népszámlálás 2002. 6. Területi adatok. I. kötet. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 63. old.

6. ábra. Foglalkoztatottak ágazati megoszlása, nemek szerint 1980 és 2001 között (százalék)



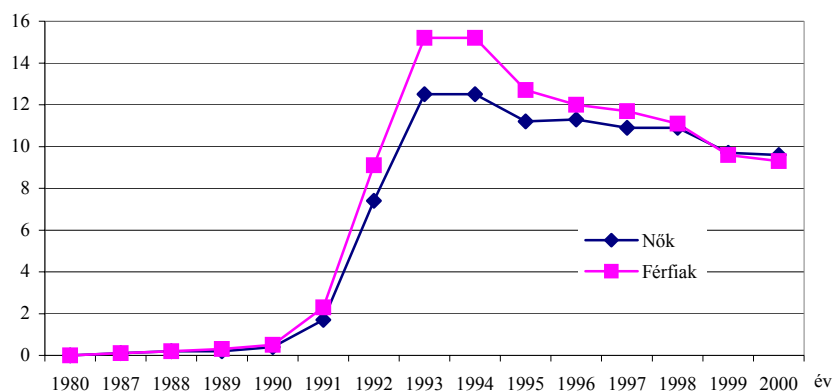
Forrás: Népszámlálás 2002. 6. Területi adatok. I. kötet. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 72–74. old. alapján számítás.

Munkanélküli nők

A rendszerváltást követő romló munkaerő-piaci viszonyok közepette a munkanélküliség hirtelen robbant be a magyar társadalomba (lásd a 7. ábrát), amely a „foglalkoztatáshoz szokott népesség” (Kornai [1980]) körében komoly életszínvonal-esést és egészségkockázatot váltott ki. A nők 1999-ig alulreprezentáltak voltak a munkanélküliek között.

Az elmúlt években zajló változások nyomán a nők munkanélküliségi rátája jelenleg már némileg meghaladja a férfiakét, ami a fejlett piacgazdaságok többségére jellemző trendhez hasonló. A változás iránya a nők nagyobb munkanélküliségi veszélyeztetettségét, ezen keresztül nagyobb szegénységkockázatát vetíti a jövőbe. Figyelembe kell venni azonban azt is, hogy a családon belüli munkamegosztás nemzetközi és hazai gyakorlata szerint a nők számára a háztartás társadalmilag elfogadott tevékenységi szférája, ezért a női munkanélküliek, a pályakezdők egy része eltűnhet a háztartások csatornáin, anélkül, hogy megjelenne a hivatalos munkanélküli statisztikákban. Az általános vagy középiskolát végzett pályakezdő lányok kedvezőtlen munkaerő-piaci viszonyokkal rendelkező térségekben visszahúzódnak a háztartásba, a családok többsége a férjhez menésig eltartja őket. Az inaktív nők munkaerő-piaci jelenlétét korlátozza, hogy körükben nagyobb az „elkedvetlenített” munkanélküliek aránya, akik megfelelő munkalehetőség hiányában nem keresnek munkát, nem regisztráltatják magukat a hivatalokban, így nem minősülnek munkanélkülinek. A három jelenség következtében a nők rejtett munkanélkülisége nagyobb a férfiakénál, a munkanélküliségen keresztül veszélyeztetett szegény nők száma és aránya a hivatalosan kimutatott statisztikánál feltételezhetően nagyobb.

7. ábra. A regisztrált munkanélküliségi ráta alakulása
1980 és 2000 között, nemek szerint
(százalék)



Megjegyzés. Az adatok nem hasonlíthatók össze a népszámlálási adatokkal.

Forrás: A nemzetgazdaság munkaerőmérlege 2000. január 1. Központi Statisztikai Hivatal. 2000. 17. old. és 19. old.

A rendszerváltást követő romló foglalkoztatási és kedvezőtlen gyermekgondozási feltételek miatt a munkaerőpiacot elhagyó, vagy munkanélkülivé váló nők újbóli elhelyezkedése megnehezült. Különösen rosszak a 40-45 éven felüli nők munkaerő-piaci integrációs-reintegrációs esélyei. Elhelyezkedésük még akkor is majdnem lehetetlen, ha folyamatos munkaviszony mellett veszítik el állásukat. Napjainkban nagy a valószínűsége annak, hogy ha ebből a rétegből valaki munkanélkülivé válik, akkor nem talál rövid idő alatt munkát, és a tartós munkanélküliek tábort szaporítja. És minél hosszabb ideje munkanélküli valaki, annál kisebb a munkaerő-piaci reintegráció esélye. Legnehezebb a munkaerőpiacról hosszú időre kivált nők reintegrációja, vagy azok integrációja, akiknek korábban nem volt állásuk.

A piaci/munkaerő-piaci verseny hatása a nők elhelyezkedési esélyeire

A romló munkaerő-piaci viszonyok között erősödik a verseny a munkahelyekért (vevők piaca – *Kornai* [1980]). A piaci/munkaerő-piaci verseny éleződése kedvezőtlen a nők számára, mivel ők kevésbé versengők. A nők férfiakénál rosszabb munkaerő-piaci pozíciói a munkába lépés pillanatától megnyilvánulnak és végigkísérik a foglalkozási életpálya egészét. Az élesedő munkaerő-piaci versenyben egyre erősebb a felvételi diszkrimináció. A versenyszféra hátrányos helyzetbe hozza a nőket, akik tehetségüktől, rátermettségüktől, iskolázottságuktól, családi állapotuktól és koruktól függetlenül anyák, családgondozók voltak, jelenleg azok, vagy lesznek. A gyakorlatban még nem működnek antidiszkriminációs hatalomgyakorló, nemzeti-állami megfontolások, amelyek korlátoznák a versenyszféra nemek szerinti esélyegyenlőségét sértő törekvéseit.

A nemek diszkriminációjának tilalmát az Alkotmány és a Munka Törvénykönyv egyaránt megfogalmazza. Az „Egyenlő bánásmódról és az esélyegyenlőség előmozdításáról” szóló törvény remélhetőleg megkönnyíti a diszkrimináció elleni fellépést. A gyakorlatban ma még szinte korlátok nélkül érvényesül a betöltetlen munkapozíciókra pályázók között a megkülönböztetés a nők hátrányára. Bár az álláshirdetésekből visszaszorult a nők diszkriminálásának nyílt megfogalmazása, tapasztalatok szerint a fejedelmek cégeknek adott megbízásokban a munkáltatók továbbra is kifejezésre juttatják a férfiak preferálását. Férfi jelöltek között a nők sorsa többnyire már a felvételi beszélgetés lebonyolítása előtt megpecsételődik.

A szabályok, normák univerzalizálódása ugyanakkor kedvezően hat a nők társadalmi helyzetére, mivel a globalizáció nyomán az antidiszkriminációs szabályok átvétele követelménnyé válik. A diszkriminációs tilalom elleni fellépés megjelenik a munkaszervezetekben is, a világ fejlett részen mindenütt megkülönböztetett szerepet kapnak a nőket megcélzó szervezeti esélyegyenlőségi programok. Az esélyegyenlőség követelménye a karriergondozási intézkedésekben is kifejezésre jut. A programokban gyakran megkülönböztetik a kereső nők két csoportját: az elsősorban karrierorientált („career-primary” women) és a karrier és a család összehangolására törekvő nőket („career and family” women – *Belcourt et al.* [1996] 312. old.). A nők kettős szerepének összehangolására egyes nagyvállalatok olyan megoldásokat kínálnak, amelyek kölcsönösen előnyösek lehetnek: alternatív karrier utak, rugalmas munkaidő, munkakör megosztás, otthoni számítógépes munka.

A rugalmasság iránti igény növekedése

A globalizáció térnyerésével megnőtt a munkaerőpiac rugalmassága iránti igény, amely a rugalmas foglalkoztatási formák bővülő alkalmazásában jut kifejezésre. Erre jó példa az európai uniós munkaerőpiac szerkezetének változása, miszerint már 1992-től a részmunkaidőben dolgozók száma gyorsabban emelkedett mint a teljes munkaidősöké, az atipikus foglalkoztatási formák⁵ minden változata bővült. Az ideiglenes/időszakos munkavállalási formákban dolgozók aránya ugrásszerűen nőtt. 1999-ben az Európai Unióban a foglalkoztatottak 12 százaléka (15 millió fő) dolgozott határozott idejű munkaviszonyban (*Employment...* [1999] 16. old.).

⁵ Minden olyan foglalkoztatási forma, amely nem tartozik a teljes munkaidős, határozatlan idejű foglalkoztatás kategóriájába.

A női foglalkoztatás – nemzetközi összehasonlításban kirívó – hazai sajátossága a foglalkoztatás rugalmatlan rendszere. A foglalkoztatás kettős értelemben is rugalmatlan: nem teszi lehetővé a különböző munkavállalói stratégiák érvényesítését sem rövidebb, sem hosszabb távon.

Rugalmatlan a foglalkoztatás rendszere a teljes munkaidős foglalkoztatás kényszere miatt is. A munkavállalás anyagi kényszere (a kétkeresős családmodell dominanciája) miatt azok sem engedhetik meg maguknak, hogy életük meghatározott szakaszában vagy teljes idejében otthoni munkára, háztartásvezetésre, családgondozásra rendezkedjenek be, akikben ez az igény erőteljesen él.

A globalizáció nyomán változik a munkaerő-piaci egyensúly megteremtésének módja, a nők korábbi direkt egyensúlyteremtő szerepét a rugalmas (atipikus) foglalkoztatási formák veszik át. A gazdaság változó munkaerő-szükségletéhez történő gyors és rugalmas adaptációt az alternatív foglalkoztatási formák látják el. Ezáltal az egyensúlyteremtő funkciót továbbra is a nőkre testálja a társadalom, de ma már nem a teljes munkaidős állások révén, hanem a rugalmas foglalkoztatási formákon keresztül.

A rugalmas foglalkoztatási formákat, amelyek igen erőteljes diszkriminációt rejtenek, a nők számára tartja fenn a munkaerőpiac, hozzájárulva a nők társadalmi hátrányának újratermeléséhez. A rugalmas foglalkoztatási formák a teljes munkaidős állásnál kedvezőtlenebb feltételeket kínálnak: általában alacsony jövedelmet biztosítanak, minimális foglalkoztatási biztonságot nyújtanak. A részmunkaidős- és határozott idejű szerződéssel foglalkoztatottak esetében a munkanélkülivé válás veszélyeztetettsége jelentős – a munkaerőigény csökkenésekor elsőként a nem teljes munkaidősöket bocsátják el. A másodlagos munkaerő-piaci szegmensekből (részmunkaidős, a határozott idejű foglalkoztatás, távmunka) az átlépés esélye a védett, jó keresetet biztosító és előmenetelt kínáló elsődleges szektorba csekély, és az elmúlt évtizedben csökkent (*Brinkmann–Ludwig* [2000]).

A globalizáció nyomán a foglalkoztatottak érdekvédelme gyengül, és különösen erőtlen a nem teljes munkaidős foglalkozásokban (*Brinkmann–Ludwig* [2000]). A tőke mozgékony, globalizálódása gyorsabb, mint a helyhez kötött, atomizált érdekvédelemé. Az Európai Unió foglalkoztatási irányelvei között kiemelt helyen áll, hogy a szociális partnerek érdekegyeztető és érdekvédelmi szerepét tágítani és növelni kell.⁶ Hosszabb távon éppen a globalizáció teremti meg foglalkoztatottakra hátrányos hatásainak kivédésére szerveződő érdekvédelmi mozgalmak összefogásának lehetőségét, mivel a világháló kinyitja az információs zsilipet és a szerveződés számára kedvező feltételeket teremt.

Jövedelemkülönbségek a nők rovására

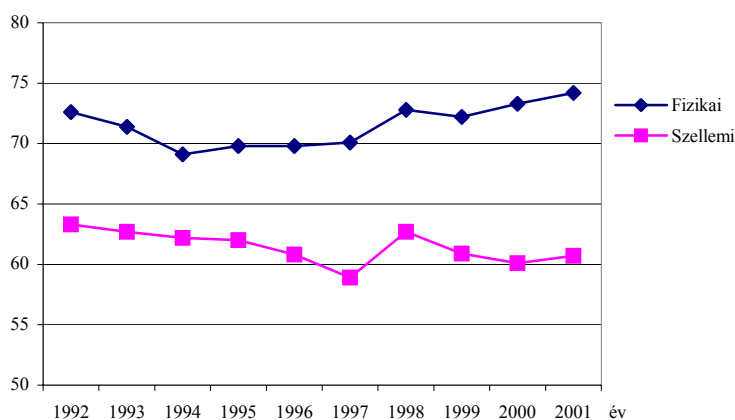
A globalizáció elmélyíti a társadalmi egyenlőtlenségeket és a jövedelem-eloszlás egyenetlenségeit – mind nemzetközi méretekben, mind hazánkban (*Koncz* [2002], *Kovács* [2002]). A rendszerváltás utáni években erőteljesen felgyorsult a társadalom jövedelem szerinti differenciálódása. A legalacsonyabb és a legmagasabb jövedelmű tized közötti különbség ma kétszer nagyobb, mint a nyolcvanas években (*Tóth* [2001] 11. old.), és a jövedelemegyenlőtlenség jelenleg az Európai Unió országaival hasonló tartomá-

⁶ Ez az igény globalizáció ellenes mozgalmak követeléseit közt is szerepel.

nyokban mozog.⁷ Meg kell azonban jegyezni, hogy az azonos vagy hasonló statisztikai mutatók mögött eltérő emberi reakciók és életérzések húzódnak meg. Kornai János „foglalkoztatottsághoz szokott népesség” fogalmának (Kornai [1980]) analógiájára: másképpen élük meg a jövedelemegyenlőtlenségeket azok, akik beleszülettek, hozzászoktak egy viszonylag standard jövedelmi egyenlőtlenséghez, és másképpen azok, akik számára ez alapvetően új jelenség, akik hirtelen és drámai gyorsasággal szembesültek nagy tömegek elszegényedésével, a társadalom kettészakadásával.

A jövedelemkülönbségek nőket a férfiaknál nagyobb mértékben érinti, a szegénység feminizálódása világi jelenség, és Magyarországon is kimutatható (Koncz [2002]). A kedvezőtlen hatások azonban közvetve is sújtják a nőket, mert a leszakadt családokban elsősorban a nőkre hárul a gyakran alapvető létfeltételek megteremtéséhez sem elégséges jövedelem elosztása. A szegénység erősödő feminizálódása a nők társadalmi helyzetének egyfajta összegzéséeként, a társadalmi marginizálódás jeleként is felfogható. A nemzetközi tendenciával megegyezően Magyarországon is a társadalom periferiáján élő szegények többsége nő. Elsősorban azok a társadalmi csoportok veszélyeztetettek a szegénységi küszöb felé sodródásban (a küszöb alá kerülésben), amelyekben a nők átlagosan magasabb arányban vannak jelen: a gyerekek, a betanított és segédmunkások, az alacsony nyugdíjjal rendelkezők (Koncz [2002]).

8. ábra. Női bruttó átlagkeresetek alakulása a férfiak bruttó keresetének százalékában 1992 és 2001 között (százalék)



Forrás: Magyar statisztikai évkönyv, 2001. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 78. old.

A nemek közötti keresetkülönbség makacsul tartja magát a világon mindenütt és hazánkban is (Koncz [1996b]). A nők 2001-ben a férfiak bruttó átlagkeresetének 74,2 százalékát kapták a fizikai munkakörökben, és 60,7 százalékát a szellemi munkakörökben. (Lásd a 8. ábrát.) A kereseti pozíció rendszerváltás első éveire jellemző romlása az évti-

⁷ Vizsgálatok szerint a Gini együtthatók „a kilencvenes évek közepén a kontinentális Európa országainak egyenlőtlenségi rendszereire jellemző értékek körül volt, persze a GDP egy lényegesen alacsonyabb szintjén.” (Medgyesi-Szívós-Tóth [2000] 178. old.)

zed végére megváltozott, amennyiben a fizikai munkakörökben javulás volt tapasztalható. A szellemi munkakörökben viszont a keresetkülönbség 2001-ben még nagyobb volt, mint az évtized elején. A nemek közötti keresetkülönbség döntő része közvetett diszkrimináció eredménye: a nők férfiakénál kedvezőtlenebb munkaerő-piaci pozíciójából következően a magasabb és jobban fizetett állások elérésében kifejezésre jutó esélykülönbség vetülete.

A munkaerő-piaci mechanizmusok növekvő szerepe

Ahogy a piac/munkaerőpiac szerepe egyre jelentősebbé válik, a munkaerő-piaci értékítélet, a munkaerő-piaci rendezőelv, a munkaerő-piaci mechanizmusok hatásai erősödnek. A munkaerő-piaci mechanizmusok uralma a nők társadalmi helyzetének szempontjából elsősorban a foglalkozások nőkre hátrányos rangsorolásában és értékelésében, valamint a foglalkozási szegregáció erősödésében jut kifejezésre.

Társadalmi-munkaerőpiaci értékítélet kérdése, hogy mit tekint szakmának, és ily módon honorálandó értéknek a munkaerőpiac. Az iskolázottság, a szakképzettség „értéke” attól is függ, hogy a társadalom által többre vagy kevesebbre értékelt munkaerő sajátja-e. Ebből a szempontból a férfiak kedvezőbb helyzetben vannak. Hazai és nemzetközi tapasztalatok szerint a férfiak esetében alacsonyabb színvonalú ismereteket is szakma rangjára emel a társadalom, míg a nőknél eltekint ettől (amit a férfi és a női szakmák számának nagy eltérése is igazol). A munkakör-értékelés során is felszínre kerül, hogy a szükséges kompetenciák nem a szellemi és a fizikai tartalom szerinti súlyokat kapják a női, illetve a férfi foglalkozások esetében. Az iskolázottság nemzetközileg tapasztalt leértékelődéséhez minden bizonnyal hozzájárul a nők iskolázottságának látványos bővülése is. Mint azt a későbbiekben látni fogjuk minden, ami nőivé válik, leértékelődik, illetve a leértékelődő munkaposztot, foglalkozást, szakmát birtokolják tömegesen a nők.

A nők munkaerő-piaci egyensúlyteremtő funkciója nem merül ki abban a folyamatban, hogy a női munkaerő-kínálat a mindenkori munkaerő-kereslethez igazodik (mint az a szakirodalmi leírásokban olvasható). A női munkaerő lényegesen fontosabb szerepet játszik a munkaerő-struktúra átalakulásában. A foglalkoztatási szerkezet változását a munkaerő-piaci mechanizmusok közvetítik, ebben a folyamatban a munkahelyi struktúra átalakulása vezényli a folyamatot. A munkahelyi struktúra átrendeződését követő és közvetítő foglalkozási presztízsrangsor változása, az ezzel összefüggő mobilitás a feminizálódás folyamatában és az ezt elősegítő, ezzel összefonódó kontraszelektációs mechanizmusban összegeződik. Ennek hatására a nőket nagyobb arányban foglalkoztató ágazatok, foglalkozások átlagnál kedvezőtlenebb bér- és kereseti viszonyokat kínálnak, presztízsük romlik, és ennek következtében nem vonzzák a férfi munkaerőt: a férfiak átengedik a terepet a nőknek. És fordítva: ott és akkor kezdődik el egy pálya elnői-esedése, akkor nyílik meg előttük egy munkakör, ahol és amikor a technikai, a gazdasági, a társadalmi változások hatására a pálya társadalmi presztízse csökken. Az önmagát fenntartó és újratermelő mechanizmusban végül az ok és az okozat összefonódik; és bizonyítható, hogy megkezdődik a kedvezőtlenebb feltételeket nyújtó, presztízsüket veszítő foglalkozások munkaerő-állománya minőségének – hosszabb távon érzékelhető – romlása.

A feminizálódás mechanizmusa (Koncz [1994]) a foglalkozási hierarchia alsó szféráiba szorítja ki a nőket, ahol az előmeneteli lehetőség, az elérhető jövedelem, az állásbiztonság az átlagosnál rosszabb, és így a szegénységkockázat nagyobb. A nőkre hátrányos munkaerő-piaci szegregáció kifejezésre jut a foglalkoztatottak megoszlásában a közszféra és a magán-szféra, a teljes munkaidős és atipikus foglalkoztatási formák tekintetében. A nők többségben vannak a rosszabbul fizetett közszférában és a nem teljes munkaidős foglalkoztatottak között, ezen kívül alulreprezentáltak a magántulajdonon alapuló versenyszférában és a teljes munkaidős foglalkozásokban, főként annak magasabb munkapozícióiban. A munkaerő-piaci szegregáció hozzájárul a keresetkülönbségek fennmaradásához, a patriarchális családi hatalmi viszonyok konzerválásához.

A foglalkozási elkülönülést a munkaerőpiac működési mechanizmusai tartják fenn, amit a szocializáció folyamata átörökít és megerősít. A nőket nagyobb arányban foglalkoztató – feminizált – foglalkozások úgy hatolnak be a társadalom tudatába és rögzülnek, mint eleve nőinek rendelt foglalkozások. Tienari ezt a jelenséget önmagát beteljesítő folyamatnak nevezi (Tienari [1999] 16. old.). A szocializáció közvetíti és újratermeli a munkamegosztás során rögzült értékeket, ami a gyakorlatban a lányok pályairányultságában jelentkezik. Hazai és nemzetközi tapasztalatok szerint a lányok többsége – még erőteljes propaganda és pályairányítás ellenére is⁸ – hagyományosan nőinek ítélt foglalkozást választ.

*

Míg a globalizáció a nők társadalmi helyzetét sok ponton kedvezőtlenül érinti, egyúttal megteremtődnek a kedvezőtlen hatások ellensúlyozására alkalmas szerveződési mechanizmusok. Ezek felismertetése, és működtetése a kormányzati női érdekvédelmi szervezetek és a civil szervezetek közös felelőssége. A hazai női érdekvédelem intézményes rendszere az elmúlt években kibővült. Míg korábban minisztériumi keretben osztályi besorolással esélyegyenlőségi titkárság működtette a kormányzati érdekvédelmi rendszert, később a Miniszterelnök Hivatal keretében tárca nélküli miniszter irányította a munkát. Napjainkban az Ifjúsági, Családügyi, Szociális és Esélyegyenlőségi Minisztériumhoz tartozik a téma. A rendszerváltást követően párhuzamosan pluralizálódott a nőmozgalom, és megalakultak a pártokon és szakszervezeteken belüli nőszekciók. A különböző nőmozgalomok és nőszekciók közötti együttműködés jelenleg minimális, az ideológiai elkötelezettség és a pártérdek ma még erőteljesebb meghatározó erőként hat, mint a közös női sorskérdések. E széttagoltság felszámolását segítheti a fejlett piacgazdaság „legjobb gyakorlatának” megismerése és átvétele.

Az emberiség létfeltételeit veszélyeztető problémák globalizálódásával, a környezeti ártalmak, a háborús tűzfészek túllépik a nemzeti kereteket, és az emberiség pusztulásával fenyegetnek. Az előbb említett globális problémák kezelésében a nők aktivitása jól hasznosítható, mert ezekre a problémákra a nők mindig is érzékenyebbek voltak.⁹ A globális problémák megoldására vagy enyhítésére szerveződő civil mozgalmak Magyarországon is fejlődésnek indultak. A mozgalmak a nők számára teret adnak társadalmi elkötelezettségük nyilvánítására, a közéletben való részvételükre. A civil szervezetben való női részvétel lehetővé teszi, hogy nagyobb mértékben vehessenek részt a politikai dön-

⁸ Erre a svédországi tapasztalatok nyújtják a legjobb példát (European Communities [1998]).

⁹ Korábbi vizsgálataim arra utalnak, hogy a Nobel-díjas nők többsége békedíjat kapott (Koncz [1982]).

téshozatali folyamatokban, olyan előiskolát kínálva, ahol az érdekek felismerése, tudatosítása és védelme megtanulható és gyakorolható. A nők egyre nagyobb részvétele a politikai döntéshozatali folyamatokban, a kritikus tömeg elérése – a skandináv államok gyakorlati tapasztalatai szerint ez egyharmados parlamenti részvételi arányt jelent – létrehozza és stabilizálja a női érdekérvényesítés hatalmi pillérét, aminek tovagyrúzó hatása a kormányzati szférában és a gazdaságban teremti meg az esélyegyenlőség gyakorlati megvalósításának hatalmi bázisát. Remélhetőleg az európai uniós tagság, a maga határozott és egyértelmű esélyegyenlőségi követelményrendszerével meggyorsítja számunkra az ezen a történelmileg igazolt úton való előrehaladást.

IRODALOM

- ARTHUR, M. B. – HALL, D. T. – LAWRENCE, B. S. [1989]: *Handbook of career theory*. Cambridge University Press. Cambridge.
- BELCOURT, M. ET AL. [1996]: *Managing human resources*. Canadian Edition. Nelson Canada. Toronto.
- BRINKMANN, M. – LUDVIG, CH. [2000]: *Schattenwirtschaft und Gewerkschaften*. DGB Bildungswerk e. V. Nord-Süd-Netz. Düsseldorf.
- BURCHELL, B. J. [1996]: Gender segregation, size of workplace and the public sector. *Gender, Work and Organization*. 3. évf. 4. sz. October. 227–235. old.
- The future for women*. [2002] In: *Employment 2002*. Ars Electronica Center. Linz.
- Equal opportunities for women and men in the European Union. Annual Report 1997*. [1998] Directorate-General for Employment, Industrial Relations and Social Affairs. Office for Officials Publication of the European Communities. Luxembourg.
- Employment in Europe 1998. Jobs for people – people for jobs: turning policy guideline into action*. [1999] Employment & European Social Fund. Fund. Directorate-General for Employment, Industrial Relations and Social Affairs. Office for Officials Publication of the European Communities. Luxembourg.
- FREY M. – GERE I. [1994]: Rész munkaidős foglalkoztatás – a kihasználatlan lehetőség. *Közgazdasági Szemle*. szeptember. 784–800. old.
- GALLOS, J. V. [1989]: Exploring women's development: implications for career theory, practice, and research. In: *Arthur, M. B. – Hall, D. T. – Lawrence, B. S. [1989]: Handbook of career theory*. Cambridge University Press. Cambridge. 110–132. old.
- INZELT A. [1998]: A tudáson alapuló gazdaság. *Vezetéstudomány*. XXIX. évf. 5. sz. 1–11. old.
- KOLOSI T. – TÓTH I. Gy. – VUKOVICH Gy. [2000]: *Társadalmi Riport*. TÁRKI. Budapest.
- KONCZ K. [1982]: Az alkotó nő dilemmái. *Magyar Tudomány*. LXXXIX. évf. 3. sz. 195–204. old.
- KONCZ K. [1994]: A bővülő foglalkoztatás ára, a pályák elnőiesedése. *Társadalmi Szemle*. IXXI. évf. 8–9 sz. 122–132. old.
- KONCZ K. [1996a]: Nők a felsővezetésben. Politikusok önmagukról és a nőkről. *Társadalmi Szemle*. LI. évf. 2. sz. 53–63. old.
- KONCZ K. [1996b]: Nőszemkőzt - Peking kapcsán a női foglalkoztatásról. *Társadalmi Szemle*. LI. évf. 5. sz. 48–53. old.
- KONCZ K. [1996c]: Nőszemkőzt - Peking kapcsán a nők iskolázottságáról. *Társadalmi Szemle*. LI. évf. 7. sz. 46–54. old.
- KONCZ K. [1999]: Esélyegyenlőség az Európai Unió prioritásai között. *Munkügyi Szemle*. XLIII. évf. 5. sz. 24–29. old.
- KONCZ K. [1999]: Nők a munkaerőpiacon a rendszerváltást követően. *Munkügyi Szemle*. XLIII. évf. 1. sz. 22–27. old.
- KONCZ K. [2004]: *Karriermenedzsment*. Aula Kiadó. Budapest.
- KONCZ, K. [2002]: A társadalmi kirekesztettség és a szegénységkockázat nemek szerinti különbségei. *Esély*. 13. évf. 1. sz. 59–86. old.
- KORNAI, J. [1980]: *A hiány*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- KOVÁCS J. M. (szerk.) [2002]: *A zárva várt Nyugat. Kulturális globalizáció Magyarországon*. Sik Kiadó. Budapest.
- LAÁB Á. [1994]: A humán tőke értéke és számbavétele. *Vezetéstudomány*. XXV. évf. 12. sz. 35–40. old.
- Magyar Statisztikai Évkönyv 2001. (2002) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- MEDGYESI M. – SZIVÓS P. – TÓTH I. Gy. [2000]: *Szegénység és egyenlőtlenségek: generációs eltolódások*. In: *Kolosi T. – Tóth I. Gy. – Vukovich Gy.: Társadalmi Riport*. TÁRKI. Budapest. 177–204. old.
- Népszámlálás 2001. 6. Területi adatok. I. kötet*. [2002] Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- Nők és férfiak Magyarországon, 2002*. [2003] Foglalkoztatáspolitikai és Munkügyi Minisztérium. Budapest.
- SULLIVAN, S. E. [1999]: The changing nature of careers: a review and research agenda. *Journal of Management*. May-June. 457–482. old.
- SVEIBY, K. E. [2001]: *Szervezetek új gazdasága: a menedzselt tudás*. KJK KERSZÖV Jogi és Üzleti Kiadó Kft. Budapest.
- Utak és lehetőségek a szegénység visszaszorításában. Szociális párbeszéd az ezredforduló Magyarországon. 2000. szeptember 22–23. Budapest*. [2001] Szociális és Családügyi Minisztérium. Budapest.
- TIENARI, J. [1999]: The first wave washed up on shore: reform, feminization and gender resegregation. *Gender, Work and Organization*. 6. évf. 1. sz. 1–19. old.
- TÓTH I. Gy. [2001]: *Szociális helyzetkép az ezredforduló Magyarországon*. [2001] Szociális és Családügyi Minisztérium. 10–18. old.
- VELENCEI J. [2000]: Leírható-e a tudás? Tudásbázisú rendszerrel támogatott teljesítményértékelés. *Chief Executive Officer (CEO)* 3. sz. 41–43. old.

SUMMARY

After the democratic transformation the labour market situation has been deteriorated and the employment of women (and men) has decreased, while unemployment has rapidly increased. The number and proportion of unemployed women is presumably higher than that is showed by the official statistics.

The labour market position of women is worse than that of men; for them the extension of labour market competition is disadvantageous. The internal and external labour market evaluates the professions and jobs to the detriment of women. Discrimination against women during the hiring process and career development limits equality chances. The level of schooling for women is higher than that of men, but the professional and educational segregation prevents their capability of labour market competition and their chance for advancement. The mechanisms of feminisation presses women to the periphery of the labour market where the possibilities for advancement, the level of incomes and security of jobs is worse than that of men, and the chance to be poor is higher. Income differences have remained the same.

While the globalization increases the disadvantageous position of women on the labour market in different aspects, the convergence of rules and procedures enlarge the possibilities of protection of the interests of women. The adaptation of anti-discrimination laws and rules of the European Union has enhanced the informational channels, the development of the international protectional network helps the approaching of equal chance which is formulated by the Hungarian equal chance law, too.

DÖNTÉSHOZÓK – TÖRVÉNYHOZÓK, 1990–2002

BOCZ JÁNOS

A Központi Statisztikai Hivatal az 1990-es évek eleje óta végez adatgyűjtéseket a megválasztott önkormányzati polgármesterek és képviselők körében. A tanulmány a Statisztikai Hivatal kérdőíves felvételeinek adatai alapján elemzi és hasonlítja össze a polgármesterek és a parlamenti képviselők társadalomdemográfiai jellemzőit. Bemutatja a helyi és az országos politikai elit közös és eltérő tulajdonságait, kitér megválasztásuk körülményeire ezen belül a választói részvételre is.

TÁRGYSZÓ: Politikai statisztika. Választás. Önkormányzat. Polgármester. Képviselő.

A statisztikai elemzésekben az elmúlt évtizedben viszonylag kevés figyelmet kapott két, leginkább a társadalomstatisztikához kapcsolódó terület: a helyi- és vagy országos politikai döntéshozók, valamint a pártok vizsgálata. A politikával, a politikusokkal összefüggő kutatások elsősorban a pártok lakossági megítélésére, az egyes politikusok népszerűségére fókuszáltak, és így a döntéshozók személye, társadalomdemográfiai háttere szinte kizárólag a választások idején, az egyes jelöltek bemutatásakor kapott nagyobb nyilvánosságot. A pártok gazdálkodási tevékenysége pedig még a médiában is csak igen ritkán került reflektorfénybe.

A statisztikusok politikai statisztika iránti távolságtartása részben érthető. Eredményeik ugyanis könnyen felhasználhatók egyik vagy másik politikai irányvonal képviselői mellett, vagy éppen azok elleni érvelésre. Véleményünk szerint ugyanakkor az ilyen típusú megközelítéseknek nem lehet az a következménye, hogy emiatt egyáltalán nem, vagy csak erősen korlátozott területeken lehet csak vizsgálni a politikával összefüggő statisztikai adatokat. A pártok képviselőinek, az önkormányzatok döntéshozóinak elemzése, a pártok gazdálkodási tevékenységének vizsgálata éppúgy a statisztika rendszeres vizsgálati területei közé kell, hogy tartozzon, mint a lakossági adatfelvételek, vagy a vállalati, intézményi összeírások.

Elemzésünkben a fent említett hiányt szeretnénk valamennyire pótolni a polgármesterek és a parlamenti képviselők közötti hasonlóságok és különbségek bemutatásával. A két csoport tagjainak társadalmi háttérét azért tanulságos összevetni, mert bár a döntéshozatal más-más szintjén helyezkednek el, egyaránt a politikai elithez sorolhatók, és tevékenységük éppúgy hatással van a helyi társadalom fejlődésére, mint az ország egészének sorsára.

A továbbiakban ismertetett adataink a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) 1990 és 2002 között végrehajtott, önkormányzati polgármesterekre és képviselőkre vonatkozó felvételeinek újrafeldolgozásából, valamint a Belügyminisztérium (BM) Központi Adatfeldolgozó, Nyilvántartó és Választási Hivatal (KÖNYVH) feldolgozott adatbázisából származnak.

VÁLASZTÓI RÉSZVÉTEL, A POLGÁRMESTEREK ÉS PARLAMENTI KÉPVISELŐK MEGVÁLASZTÁSA

Mielőtt részletesen is kitérnénk a polgármesterek és parlamenti képviselők társadalomdemográfiai hátterének bemutatására, érdemes röviden bemutatni a választói részvétellel, a választással és az újjáválasztással kapcsolatos legfontosabb tudnivalókat.

Választói részvétel

1989 és 2004 között négy önkormányzati és parlamenti választás volt Magyarországon. A szavazópolgárok nagyobb arányban mindig a parlamenti választásokon járultak a szavazóurnákhoz, ugyanakkor a helyhatósági választások növekvő részvételi mutatói is egyre aktívabb állampolgári érdeklődést jeleznek. Az országgyűlési választásokon 1998-ban volt a legkisebb és 2002-ben volt a legnagyobb, a helyhatósági választásokon pedig 1990-ben volt a legkisebb és 2002-ben volt a legnagyobb a szavazói aktivitás.

1. tábla

Részvételi arány az önkormányzati és parlamenti választásokon 1990–2002 (százalék)

Év	Önkormányzati választások		Parlamenti választások	
	1. forduló	2. forduló	1. forduló	2. forduló
1990	40,2	25,9	65,1	45,5
1994	43,4	–	68,9	55,1
1998	45,7	–	56,3	57,0
2002	51,1	–	70,5	73,5

*Megjegyzés. Az önkormányzati választás 1994-től egyfordulós.
Forrás: www.valasztas.hu*

A polgármesterek és parlamenti képviselők megválasztása

A két döntéshozói csoportra vonatkozó választási rendszer lényegesen eltér egymástól. A polgármesterek esetében inkább a közvetlen és személyekhez köthető választói döntés, míg a parlamenti képviselők többségénél inkább a közvetett akaratnyilvánítás a jellemzőbb.

Az önkormányzati polgármestereket 1990-ben még közvetett módon – a képviselőtestület tagjai maguk közül – választották meg, 1994-től azonban már közvetlenül a választók dönthettek személyükről. A polgármesterek száma a helyhatóságok számával összefüggően változott, 2002-ben valamivel több mint 3100 önkormányzati polgármestert választottak meg a szavazásra jogosultak.

A 386 parlamenti képviselő kisebbik részét, 186 főt közvetlenül szintén a választók (az ún. egyéni választókerületi képviselők) juttatnak a parlamentbe, nagyobbik részük, 200 fő (ún. területi és országos listás képviselők) viszont közvetett módon, a választásokon indult pártokra leadott szavazatok arányában kerül be az országgyűlés tagjai közé.

ÚJJÁVÁLASZTOTT DÖNTÉSHOZÓK

A két döntéshozói elit összetételét illetően említést érdemel az is, hogy mind a polgármesterek, mind a parlamenti képviselők között igen magas azok aránya, akik több választási ciklusban is mandátumot szereztek. Eredményeink a polgármesterek esetében 1998-ig egy zárt, de azóta nyitottabbá váló helyi döntéshozói réteg kialakulására, míg a parlamenti képviselők esetében egy egyre zártabb politikai elit kialakulására utalnak.

2. tábla

A megválasztott önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és aszerint, hogy voltak-e korábban tanácselnökök és/vagy önkormányzati polgármesterek, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	Megválasztás éve			
	1990	1994	1998	2002
	tanácselnök volt korábban	polgármester volt 1990-ben	polgármester volt 1994-ben	polgármester volt 1998-ban
Igen	29,6	73,9	71,6	66,3
Nem	70,4	26,1	28,4	33,7
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH-adatfelvételek.

3. tábla

A megválasztott parlamenti képviselők aránya a választás éve és aszerint, hogy voltak-e korábban parlamenti képviselők, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	Megválasztás éve			
	1990	1994	1998	2002
	képviselő volt korábban	képviselő volt 1990-ben	képviselő volt 1994-ben	képviselő volt 1998-ban
Igen	..	31,3	45,6	63,5
Nem	..	68,7	54,4	36,5
<i>Összesen</i>	<i>..</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: BM KÖNYVH-adatbázis.

Megjegyzés. Az 1990-ben megválasztott képviselők egy része azt megelőzően is tagja volt a parlamentnek, de erre vonatkozóan nincsenek pontos adataink.

Az 1990-ben megválasztott polgármesterek 30 százaléka korábban tanácselnökként, az 1994-ben megválasztottak 74 százaléka pedig 1990-94 között is polgármesterként dol-

gozott. Négy évvel később már valamivel kisebb, 72 százalék volt az előző ciklusban is polgármesteri tisztséget betöltők aránya, de lényeges csökkenésről csak 2002-től beszélhetünk. Az ekkor megválasztottak 66 százalékról volt elmondható, hogy ugyanabban az önkormányzati pozícióban volt mint 1998–2002 között. (Lásd a 2. táblát.)

Említettük, hogy a parlamenti képviselőknél egy egyre zártabb politikai elit képe rajzolható meg. Ez feltehetően az 1990 utáni pártstruktúra letisztulásával, a „hivatásos politikus” réteg kialakulásával függ össze. 1994-ben még nagyjából a képviselők egyharmadára volt jellemző, hogy az előző ciklusban is az országgyűlés tagja volt, 1998-ban viszont már 46, 2002-ben pedig 64 százalékuk volt a négy évvel korábban is betöltött pozícióban. (Lásd a 3. táblát.)

TÁRSADALOMDEMOGRÁFIAI ISMÉRVEK

A továbbiakban azt vizsgáljuk, hogy a két döntéshozói csoport, illetve a népesség egésze között társadalomdemográfiai háttérüket illetően milyen markáns különbségek és/vagy hasonlóságok figyelhetők meg.

Nemek szerinti különbségek

Annak ellenére, hogy gyakran felmerül a vezetői tisztségek egyenlőtlen nemek szerinti megoszlása, mégis valamennyi választási ciklusra érvényes, hogy népességbeli arányukhoz képest jóval kevesebb nő jutott polgármesteri és/vagy parlamenti képviselői pozícióba.¹

4. tábla

A megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és nemek szerint, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	1990		1994		1998		2002	
	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester
Férfi	92,7	89,4	88,9	89,6	91,7	87,4	90,9	85,2
Nő	7,3	10,6	11,1	10,4	8,3	12,6	9,1	14,8
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

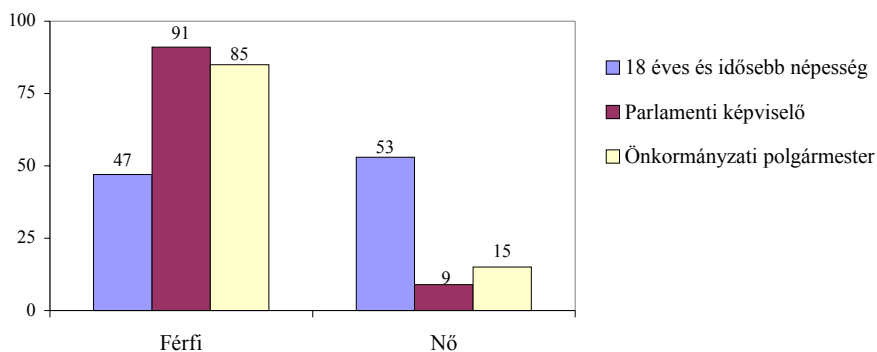
Forrás: BM KÖNYVH-adatbázis.

A 2001-es népszámlálás eredményei szerint a 18 éves és idősebb lakosság körében 53 százalék volt a nők aránya, a 2002-es választási adatok szerint viszont a polgármesterek 15, a parlamenti képviselők 9 százaléka volt nő.

Figyelemre méltó az is, hogy – az 1994-ben megválasztottak kivételével – valamennyi időszakban nagyobb arányban voltak nők az önkormányzatok első emberei között, mint az „ország házában”.

¹ A döntéshozói pozíciókra vonatkozóan még határozottabb következtetéseket lehetne levonni, ha nemcsak a megválasztottak, hanem az adott tisztségre jelöltek nemek szerinti megoszlását is pontosan ismernénk.

1. ábra. Az 18 éves és idősebb népesség és a 2002-ben megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya nemek szerint (százalék)



Forrás: a 2001. évi népszámlálás és BM KÖNYVH-adatbázis.

Életkor

Átlagos életkorukat illetően a 90-es évek legelején az önkormányzati polgármesterek még fiatalabbak (44 évesek) voltak a parlamenti képviselőknél (46 évesek). Az 1998-ban és 2002-ben megválasztott önkormányzati döntéshozók viszont már átlagosan 2 évvel idősebbek (48, illetve 49 évesek) parlamenti társaiknál (46, illetve 47 évesek) ami arra utal, hogy míg a parlamenti képviselők közé fiatalabb törvényhozók is bekerültek, addig a helyhatóságok „első emberei” továbbra is inkább az idősebb korosztályokból kerültek ki.

Ezt alátámasztják az életkori csoportok összehasonlítására vonatkozó eredményeink is. A polgármesterek között szinte folyamatosan csökkent a legfiatalabb, 30 év alatti generációkhoz tartozók aránya, míg a parlamentben – az 1990 és 1998 közötti nagymértékű visszaesést követően – 1998-óta egyre nagyobb arányban vesznek részt a fiatalabb generációk a törvényhozás munkájában.

Mindazonáltal mindkét döntéshozói kategóriában továbbra is az aktív középkorú generációk, a 40–59 évesek találhatók meg a legnagyobb számban. 2002-ben a polgármesterek 76, a parlamenti képviselők 71 százaléka tartozott e korosztályokba.

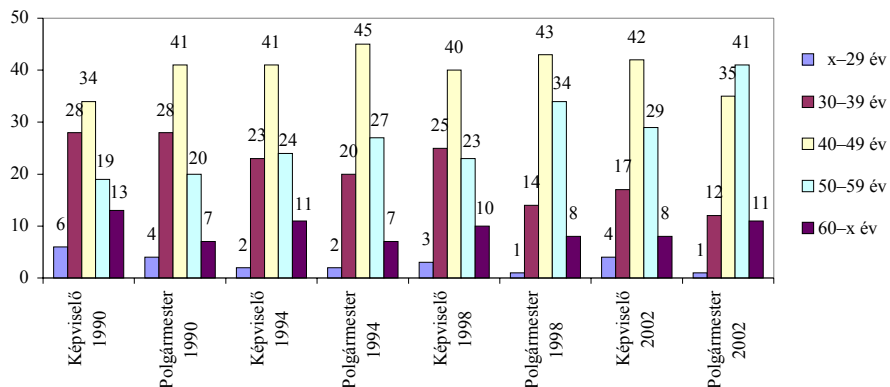
Említést érdemel az is, hogy az önkormányzatokban a legidősebb, 60 évesek és idősebbek korábban alacsonynak mondható „képviselete” választásról választásra haladva egyre nagyobb lett, arányuk az 1990-es 7 százalékhöz képest 2002-ben már 11 százalék volt. Feltételezhető azonban, hogy a fenti változásokban nagy szerepet játszott az újraválasztott önkormányzati döntéshozók mindenkori magas hányada is, melyre korábban már utaltunk. (Lásd a 2. ábrát.)

A döntéshozók és a teljes népesség összehasonlítása kapcsán a nemeknél már említett egyenlőtlenségek életkori kategóriák szerint is megnyilvánulnak. A népesség egészéhez képest mindkét döntéshozói csoportban igen alacsonynak mondható a legfiatalabbak és legidősebbek, ugyanakkor magasnak nevezhető a 40–59 éves generációk képviselete.

Ha a 2001. évi Népszámlálás adataiból leválogatjuk a 18 éves és idősebb népességet, akkor a 18–29 évesek 23 százalékos népességbeli arányához képest a 2002-ben megvá-

lasztott azonos korú parlamenti képviselők 4, és a polgármesterek 1 százalékos aránya kifejezetten alacsonynak mondható.

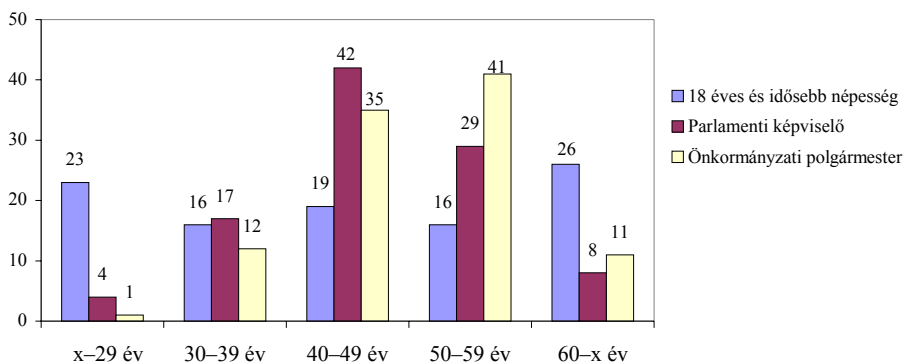
2. ábra. A megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és életkori csoportok szerint, 1990–2002 (százalék)



Forrás: BM KÖNYVH-adatbázis.

Némileg más a helyzet, ha a valamivel idősebb 30–39 éveseket vizsgáljuk. A népesség egészében számarányuk 2001-ben 16 százalék volt. A parlamenti képviselők 2002-es adatai (17%) ezzel szinte megegyezők, viszont a polgármesterek 12 százalékos mutatója azt jelzi, hogy körükben nemcsak a legfiatalabbak, hanem a 40 évesnél fiatalabbak aránya is kisebb az átlagosnál.

3. ábra. Az 18 éves és idősebb népesség és a 2002-ben megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya életkori csoportok szerint (százalék)



Forrás: a 2001. évi népszámlálás és BM KÖNYVH-adatbázis.

Ezzel szemben a 40–49 éves döntéshozók aránya lényegesen nagyobb mint a teljes népességben. 2001-ben ebbe a korosztályba tartozott a 18 éves és idősebb népesség 19

százaléka, míg az azonos életkorú parlamenti döntéshozók aránya 2002-ben 42, a polgármestereké pedig 35 százalék volt. Jelentősek a különbségek a 50–59 éveseknél is. A népszámlálás eredményei szerint a népesség 16 százaléka tartozott ide, míg az utolsó választásokon győztes törvényhozóknál az ilyen korúak aránya ennek majdnem a duplája (29%), a polgármestereknél pedig ennek majdnem háromszorosa, 41 százalék (!) volt.

A legidősebbek esetében viszont ismét „megfordulnak” a mutatók. A népesség egészében 26 százalék volt számarányuk, a képviselők között 8, a polgármestereknél pedig 11 százalék.

Iskolai végzettség, a diploma típusa

A társadalmi háttér jelentős különbségeit tapasztaljuk, ha a két elit iskolai végzettségét és a diplomások szakirányát hasonlítjuk össze.

A két döntéshozói szint jelöltjeivel szemben támasztott eltérő követelményekkel, a választáson induló potenciális jelöltek összetételével² magyarázható, hogy a parlamenti képviselők között jóval nagyobb a felsőfokú végzettségük aránya: az 1990–2002 között megválasztott polgármesterek többsége (56–58 százalék) legfeljebb középiskolai végzettséggel, míg az országgyűlés tagjainak több mint 90 százaléka főiskolai vagy egyetemi diplomával rendelkezett.

5. tábla

A megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és iskolai végzettség szerint, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	1990		1994		1998		2002	
	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester
8 általános iskolai osztály	0,5	5,4	–	3,7	–	2,5	–	1,9
Szakmunkásképző iskola, szakiskola	0,8	9,7	1,3	11,4	1,3	11,5	1,8	12,6
Szakközépiskolai érettségi, technikum	4,4	32,1	5,2	30,4	4,1	30,1	2,8	28,0
Gimnáziumi érettségi	3,1	11,0	2,3	12,7	3,1	12,1	3,4	13,0
Főiskolai diploma	9,8	24,6	14,5	24,9	14,0	27,3	17,9	27,8
Egyetemi diploma	81,1	17,0	76,7	17,0	77,2	16,5	73,8	16,2
Ismeretlen	0,3	0,1	–	–	0,3	–	0,3	0,5
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH-adatfelvételek.

² Arról van szó, hogy mivel a felsőfokú végzettségük aránya a kistélepüléseken kisebb mint a nagyvárosokban, a kisebb településeken kisebb a választásokon induló magas iskolai végzettségű jelöltek száma is.

Rögtön jelezniük kell azonban azt is, hogy a felnőtt népesség egészéhez képest – amelyben a felsőfokú végzettségük aránya 12 százalék – mindkét döntéshozói csoport tagjai iskolázottabbak, körükben jóval kisebb az alacsony végzettségűek, és nagyobb a diplomások részaránya.

A képviselők és polgármesterek közötti különbségek abban is megmutatkoznak, hogy a diplomás törvényhozóknál az egyetemi, a helyhatóságok első embereinél pedig a főiskolai oklevéllel rendelkezők találhatók meg nagyobb arányban. 2002-ben a képviselők közel háromnegyedének volt egyetemi diplomája, míg a polgármestereknél ugyanez a mutató 16 százalék volt.

A diplomás polgármesterek és képviselők diplomájuk típusa szerint is különböznek. Az országgyűlés tagjai között lényegesen nagyobb a jogi, közgazdasági és kisebb a mezőgazdasági, műszaki valamint pedagógiai diplomával rendelkezők aránya.

A parlamenti képviselők legnagyobb hányadának (22–25 százalék) minden időszakban jogi, államigazgatási végzettsége volt, de viszonylag magasnak (11–15 százalék) mondható a közgazdasági diplomások aránya is. A polgármestereknél viszont a műszaki, mezőgazdasági és pedagógiai diplomások aránya volt meghatározó, e három szakirányban szerzett diploma valamelyikével rendelkezett 1990-ben a felsőfokú végzettségűek 71, 2002-ben pedig 61 százaléka.

6. tábla

A megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és a diploma típusa szerint, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	1990		1994		1998		2002	
	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester
Egészségügyi	15,1	6,0	7,7	4,5	7,4	4,0	7,3	3,6
Jogi, államigazgatási	22,2	6,0	21,9	5,8	24,6	14,3	24,5	13,8
Közgazdasági, pénzügyi	11,4	6,5	14,8	6,6	13,6	8,2	13,5	11,7
Mezőgazdasági	5,1	23,1	13,6	24,7	12,2	20,1	9,3	19,0
Műszaki, ipari	10,5	24,7	12,8	20,3	13,0	19,8	13,5	19,8
Művészeti	1,4	..	2,8	0,3	1,4	0,5	0,3	0,6
Pedagógiai	20,5	22,9	11,1	21,1	10,2	21,7	13,0	22,2
Társadalomtudományi	7,1	..	9,9	5,5	9,1	5,8	10,7	3,9
Természettudományi	0,6	1,9	0,9	1,2	2,8	1,3	2,3	0,8
Egyéb	5,4	8,9	3,4	10,1	5,1	4,3	5,4	4,6
Ismeretlen	0,9	–	1,1	–	0,6	–	0,3	–
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH-adatfelvételek.

A korábbi időszakokhoz képest 1998-ban és 2002-ben már kevesebb mezőgazdasági végzettségű polgármester volt az önkormányzatokban, ugyanakkor nagyobb lett a jogi és

közgazdasági diplomával rendelkezők aránya. 1990-hez képest 2002-re a polgármesterek között majdnem a felére csökkent az egészségügyi diplomások aránya, ami elsősorban az orvosi praxis és a polgármesteri tisztség közötti összeférhetlenség kimondásával függ össze.

Családi környezet

Családi háttérüket illetően a két csoport között nem olyan jelentős a különbség, ám a népesség egészéhez képest helyzetük már érdemi eltérés mutat.

A képviselők és polgármesterek között lényegesen nagyobb a házasságban élők, és kisebb az elváltak számaránya. Több mint 83 százalékuk minden vizsgált időszakban házasságban élt, miközben a népesség egészében ugyanez a mutató 55 százalék volt.³ Az elváltak aránya körükben 2-6 százalék között alakult, míg a hazai lakosság egészében 7 százalék volt.

Érdekes ugyanakkor, hogy az 1990 és 1998 között megválasztott képviselők és polgármesterek két tényezőt illetően mégis eltérnek egymástól: egyrészt az utóbbiak között nagyobb volt a házások, másrészt kisebb volt az elváltak aránya. Úgy tűnik, hogy a helyi közélet első emberei esetében a rendezett családi háttér – feltehetően a „láthatóság”, a helyi ismertség következtében – nagyobb szerepet játszik abban, hogy kit választanak meg a szavazópolgárok.

7. tábla

A megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és családi állapot szerint, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	1990		1994		1998		2002	
	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester
Nőtlen, hajadon	3,4	5,7	1,6	5,3	2,6	5,1	4,1	5,5
Élettárs	–	–	1,0	–	1,0	1,6	0,5	2,1
Házias	86,8	90,8	82,4	89,4	82,6	86,0	84,2	85,1
Elvált	5,4	2,2	5,2	3,5	5,7	4,2	4,4	4,4
Özvegy	1,8	1,3	1,8	1,8	2,1	2,7	2,1	2,4
Ismeretlen	2,6	–	8,0	–	6,0	0,4	4,7	0,5
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: KSH-adatfelvételek.

POLITIKAI ÉS TÁRSADALMI AKTIVITÁS

A parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek közötti különbségek egyik sajátos vetülete a döntéshozók politikai elkötelezettsége, amelyet a politikai pártokhoz történő kötődéssel: a „pártszínekben” történő indulással, illetve a párttagsággal mértünk.

³ A 2001. évi népszámlálás adatai alapján.

Az önkormányzati választások egyik legfontosabb jellegzetessége, hogy a függetlenként⁴ megválasztott döntéshozók aránya mindig is lényegesen nagyobb volt mint a pártok által jelöltéké. 1990-ben az összes polgármester 80, 2002-ben viszont már 85 százalékát választották meg „független színekben”.

Az eredmények azonban némileg „csalókák”. A legnagyobb településeken ugyanis – ahol a hazai népesség nagy része él –, a választási rendszer jellegéből fakadóan alapvetően a pártok jelöltjei indulhatnak sikerrel. Az sem teljesen igaz azonban, hogy a kisebb települések lakossága csak a független jelölteknek szavazott bizalmat, a városok választópolgárai pedig csak a pártok jelöltjei mellett dönthettek.

8. tábla

A polgármesterek aránya a települések lakosságszáma és jelölő szervezetek szerint, 2002 (százalék)

Lakosságszám (fő)	Független jelölt	Jelölő szervezet		Közös jelölt	Polgármesterek összesen
		Párt	Társadalmi szervezet		
x–500	36	9	28	4	32
501–1000	24	11	18	3	22
1001–2000	21	22	18	9	21
2001–5000	15	21	22	12	16
5001–10 000	3	12	6	13	4
10 000–x	1	25	8	59	5
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>

Forrás: BM KÖNYVH-adatbázis.

Az 8. táblából jól látható, hogy 2002-ben a függetlenként indult polgármesterek csak az 1000 lakosnál kisebb településeken fordultak elő az átlagosnál nagyobb mértékben. A „mérleg nyelve” a 1001-2000 fős községekben volt. Ezekben még nagyjából azonos volt a függetlenek és a pártjelöltek aránya, az ennél nagyobb lélekszámú településeken viszont egyre meghatározóbb a politikai pártok szerepe. Az 5000 főnél népesebb településeken ugyanakkor már csak elvétve találhatók független polgármesterek, ezek szinte kizárólag a pártok és a közös jelöltek „felségterületei”.⁵

Párttagság

Az egyének politikai aktivitásának egyik legjobban mérhető mutatója a politikai párt-hoz történő tartozás. Eredményeink szerint a polgármesterekre kisebb mértékben, míg a parlamenti képviselőkre szinte kivétel nélkül jellemző, hogy szorosan kötődnek és kötődtek korábban is, meghatározott – döntő részben a parlamentben is megtalálható – politikai pártokhoz.

A polgármestereknek a lakosság egészéhez képest aktívabb politikai szerepvállalását jelzi, hogy lényegesen nagyobb közöttük a politikai pártok tagjainak aránya. 2002-ben a

⁴ A „függetlenség” természetesen nem azt jelenti, hogy a polgármesteri tisztségre jelölt személy nem párttag vagy nem szimpatizál bizonyos pártokkal.

⁵ Ezzel a kérdéssel részletesebben is foglalkoztunk egy másik tanulmányban (Bocz [2004]).

hazai népesség körülbelül 1-1,5 százaléka⁶ kötődött formálisan is valamelyik politikai párthoz, míg a polgármestereknél ugyanez a mutató 13 százalék volt.

9. tábla

*A polgármesterek aránya a választás éve
párttagság szerint, 1994–2002
(százalék)*

Tagja-e politikai pártnak?	1994	1998	2002
Igen	14,1	12,9	12,8
Nem	85,9	87,1	86,1
Ismeretlen	–	–	1,1
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Megjegyzés. A párttagságot illetően 1990-re vonatkozóan nincsenek adataink.
Forrás: KSH-adatfelvételek.

A polgármesterekkel összehasonlítva lényegesen más helyzetben vannak a parlamenti képviselők, akiknek pártokhoz kötődése természetesnek nevezhető. A választási rendszer jellegéből fakad, hogy függetlenként megválasztott jelölt csak elvétve fordult elő a Országgyűlés törvényhozói között, és igen ritka a nem párttag képviselők parlamenti jelenléte is. Ugyanakkor természetesen voltak és vannak olyan függetlennek nevezett képviselők, akik a pártból, frakcióból történő kizárás, kilépés stb. miatt függetlenné váltak, de ők megválasztásuk idején szintén pártokhoz kötődtek.

Tanácsi és önkormányzati előélet

A parlamenti képviselőkről végzett tematikus adatgyűjtés⁷ és a KSH adatfelvételei alapján megvizsgáltuk az 1990 és 2002 között megválasztott parlamenti és önkormányzati döntéshozók korábbi tanácsi és önkormányzati szerepvállalását is. Ennek tanulmányozása két okból is érdekes lehet. Egyrészt választ adhat arra a kérdésre, hogy van-e egyfajta „önkormányzati politikus” szakma, vannak-e olyan döntéshozók, akik szinte folyamatosan részesei az önkormányzatok munkájának, másrészt jelzésértékű abból a szempontból is, hogy a parlamentbe került pártok mennyiben számítanak a helyi önkormányzatban már tapasztalatot szerzett tagjaikra; másképp fogalmazva: a helyi önkormányzatok egyfajta utánpótlási bázisul szolgálnak-e a pártok számára a parlamenti képviselők kiválasztása során.

Adataink mindkét hipotézist alátámasztani látszanak. A polgármesterek körében valamennyi választási ciklusban igen magas volt a tanácsi, önkormányzati múlttal⁸ rendel-

⁶ A 2001-es Nemzetközi Társadalomkutató Program (International Social Survey Programme – ISSP) felvétel adatai alapján a hazai népesség 1,2 százaléka tevékenykedett politikai pártban, míg a 2002-es Európai Társadalomkutató (European Social Survey – ESS) eredményei alapján 1,5 százalék volt párttag.

⁷ A parlamenti képviselőkről készült adatforrásokból kigyűjtöttük az arra vonatkozó adatokat, hogy a képviselők korábban részt vettek-e a tanácsok és/vagy önkormányzatok munkájában.

⁸ A 3. oldalon az újjáválasztás kapcsán már leírtakhoz képest annyi a különbség, hogy a „tanácsi, önkormányzati múlt” elemzésekor nemcsak a legutolsó, hanem az összes választási időszakra, és az összes tanácsi, önkormányzati pozícióra (például tanácstag, önkormányzati képviselő stb.) vonatkozó adatot figyelembe vettük.

kezők aránya: 1990-ben több mint 50 százalékos, 1994 és 2002 között 88–90 százalékos. Eredményeink arra utalnak, hogy a helyi politikai elit jelentős része a rendszerváltást követően jellegét tekintve ugyanabban a pozícióban vett részt a helyi hatalomban.

10. tábla

A megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és aszerint, hogy voltak-e tanácsi és/vagy önkormányzati döntéshozók, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	1990		1994		1998		2002	
	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester
Igen	12,7	54,3	35,2	87,9	51,8	89,9	65,5	87,8
Nem	87,3	45,7	64,8	12,1	48,2	10,1	34,5	12,2
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: Saját adatgyűjtés, KSH-adatfelvételek.

Figyelemre méltóak a parlamenti képviselők azonos mutatói is. Az egymást követő választási ciklusokban egyre nagyobb az olyan képviselők hányada, akiknek volt önkormányzati (tanácsi) előéletük. A politikai elit jelentős cserélődésének következtében arányuk 1990-ben még mindössze 13 százalékos volt, 1994-ben azonban 35, 1998-ban 52, 2002-ben pedig már 66 százalék volt.

Összefoglalóan, igen valószínű, hogy a pártok számára az önkormányzati döntéshozók utánpótlási lehetőséget jelentenek az országgyűlési képviselőjelöltek kiválasztásakor. A jelölő szervezetek valószínűleg szívesen indítanak olyan személyeket, akik már bizonyították szakmai rátermettségüket, politikai elkötelezettségüket a helyi önkormányzatokban, továbbá helyi ismertségük is előnyt jelenthet a mindenkorai választási versenyben.

Részvétel a civil önszervezésekben, alapítványokban

Elsősorban valószínűleg pozíciójukkal, másod sorban feltehetően aktívabb társadalmi szerepvállalásukkal, magyarázható, hogy a civil szervezésekben, alapítványi kuratóriumokban gyakran megtalálhatók a helyi és országos döntéshozók.

Részvételük az ilyen szervezetekben nemcsak az egyesületek, alapítványok „társadalmi súlyát” növeli, hanem gyakran a különféle támogatások elnyerését, működési feltételeik javítását is elősegíti. Más megközelítésben ugyanakkor az elithez tartozók társadalmi presztízsét, mindenkorai befolyását erősíti, ha egy ismertebb egyesület, alapítvány vezetőségének tagjává válnak, tagsági viszonyuk révén személyes „kapcsolati tőkájük” is megnő.

Eredményeinkből két megállapítást érdemes kiemelnünk. Egyrészt azt, hogy az egymást követő választási ciklusokban mandátumot szerzett képviselők és polgármesterek között egyre nagyobb azok hányada, akik tagjai nonprofit szervezetnek. 1994-ben a képviselők 42, a polgármesterek 49 százaléka, 2002-ben viszont már 64, illetve 61 százalékuk volt tagja egyesületnek és/vagy alapítványi kuratóriumnak.

Említést érdemel továbbá az is, hogy a résztvételt illetően a két döntéshozói csoport közötti korábbi különbségek kiegyenlítődték, sőt az arányok a törvényhozók javára módosultak. Míg 1994-ben és 1998-ban a polgármestereknél volt nagyobb a nonprofit tagsággal rendelkezők aránya, 2002-ben ez már a parlamenti képviselők esetében volt igaz.

11. tábla

A megválasztott parlamenti képviselők és önkormányzati polgármesterek aránya a választás éve és aszerint, hogy tagjai-e nonprofit szervezetnek, alapítvány kuratóriumának, 1990–2002 (százalék)

Megnevezés	1990		1994		1998		2002	
	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester	parlamenti képviselő	polgármester
Igen	39,9	..	42,0	48,9	57,0	58,2	63,7	60,8
Nem	60,1	..	58,0	51,1	43,0	41,8	36,3	38,5
Ismeretlen	–	..	–	–	–	–	–	0,7
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>..</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: Saját adatgyűjtés, KSH-adatfelvételek.

Más lakossági adatfelvételek⁹ adataival összehasonlítva – melyek szerint a megkérdezettek körülbelül egyharmada volt tagja ilyen szerveződéseknek – a helyi és országos elitben mutatkozó magas arányszámok nem meglepőek. Nem tudjuk azonban, hogy a tagság a meglévő döntéshozói pozíció előzménye vagy következménye. Egyrészt ugyanis elképzelhető, hogy a korábbi társadalmi aktivitás következtében válik valaki potenciális képviselő- vagy polgármesterjelöltté, másrészt az is feltételezhető, hogy a döntéshozói pozíció elnyerése miatt kerül be valaki a lobb- és érdekképviseleti tevékenységet igénylő nonprofit szervezetek látókörébe, és ennek következtében szerez tagságot, illetve funkciót.

*

Reméljük, hogy cikkünk révén nemcsak a politikai statisztika iránti érdeklődést sikerül felkeltenünk, hanem sikerült bemutatni azt is, hogy a döntéshozói elitek összehasonlító vizsgálata több szempontból is tanulságos lehet. Egyrészt rávilágíthat arra, hogy a népesség egészéhez képest mennyiben különbözik társadalomdemográfiai háttérük (nők részvétele, életkori sajátosságok), másrészt jelzi, hogy közöttük nemcsak a különbségek (iskolai háttér), hanem a hasonlóságok (politikai és társadalmi aktivitás, önkormányzati múlt) feltárása is fontos vizsgálati tényezők.

A legfontosabb eredménynek azonban azt tartanánk, ha a politikai statisztikai elemzések révén a korábbiaknál lényegesen több információ jutna el a téma iránt érdeklődőkhöz, jobban megismerhetők lennének az önkormányzati és politikai elit tagjai, a polgármesterek és a parlamenti képviselők.

⁹ Ilyen volt például a Központi Statisztikai Hivatal Társadalomstatistikai főosztályán 1999/2000-ben végzett Életmód, időmérleg-adatfelvétel.

FÜGGELÉK

A népesség száma és aránya meghatározott társadalomdemográfiai változók mentén, 2001-ben

Megnevezés	Fő	Százalék
Nemek szerint – 18-x évesek		
Férfi	3 783 988	46,6
Nő	4 327 567	53,4
<i>Összesen</i>	<i>8 111 555</i>	<i>100,0</i>
Életkori csoportok szerint – 18-x évesek		
18–29 éves	1 873 078	23,1
30–39 éves	1 309 591	16,1
40–49 éves	1 533 309	18,9
50–59 éves	1 314 018	16,2
60–x éves	2 081 559	25,7
<i>Összesen</i>	<i>8 111 555</i>	<i>100,0</i>
Családi állapotuk szerint – 18-x évesek		
Nőtlen, hajadon	1 635 288	20,2
Élettárs	541 634	6,7
Házass	4 424 817	54,5
Elvált	567 478	7,0
Özvegy	942 338	11,6
<i>Összesen</i>	<i>8 111 555</i>	<i>100,0</i>
Iskolai végzettségük szerint – 18-x évesek (a megfelelő korúak százalékában)		
Legalább 8 általános iskolai osztályt végzett	..	88,7
Legalább középiskolai érettségivel rendelkező	..	38,2
Egyetemi, főiskolai oklevéllel rendelkező	..	11,5
Településtípusok szerint – Lakónépesség összesen		
Budapesten él	1 777 921	17,4
Megyei jogú városban él	2 033 919	19,9
Városban él	2 761 040	27,1
Községben él	3 625 435	35,6
<i>Összesen</i>	<i>10 198 315</i>	<i>100,0</i>

Forrás: a 2001. évi népszámlálás.

IRODALOM

- BOCZ J. [1995]: *Önkormányzati képviselők, polgármesterek*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BOCZ J. [1996]: *Az önkormányzatok döntéshozói, 1994*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BOCZ J. [1999]: *Az önkormányzatok döntéshozói, 1990–1998*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BOCZ J. [2003]: *Az önkormányzatok döntéshozói 1990–2002*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BOCZ J. [2004]: Helyi elit – Újjá választott polgármesterek, avagy kiket és miért választanak meg ismét a szavazópolgárok. *Századvég*. Új folyam. 33. sz. 2004. 99–117. old.
- FARKAS J. – VAJDA Á. [1991]: *Két választás Magyarországon 1990-ben*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- SEBESTÉNY I. [1994]: *Parlamentari képviselőjelöltek 1994-ben*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- SEBESTÉNY I. [1999]: *Pártok, képviselőjelöltek az 1998. évi parlamenti választásokon*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- SEBESTÉNY I. [2003]: *Pártok, képviselőjelöltek a 2002. évi parlamenti választásokon*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.

SUMMARY

The article attempts to examine the similarity and the dissimilarity between two political elite groups: the members of the parliament and the mayors of local governments. The comparative analysis presents the social demographical attributes of the MPs and mayors.

The article is based on the data of the Hungarian Central Statistical Office and the Ministry of the Interior on the members of the parliament and mayors of the local governments elected between 1990 and 2002.

SZEMLE

A MAGYAR STATISZTIKAI TÁRSASÁG 2004. ÉVI (NAGY) KONFERENCIÁJA BALATONFÜREDEEN

A konferencia előadásai – mint ahogy a nyitóülésen elnöklő *dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke rámutatott – az akadémiai statisztika és a hivatalos statisztika közötti együttműködés köré csoportosíthatók. Az egyes ülések tárgyát a Társaság választmánya határozta meg. A napirendben korábban kevésbé hangsúlyosan szereplő társadalomstatistikai területek is fontosságukhoz méltó teret kaptak. A konferenciák történetében először nem volt központi témakör, aminek az utolsó munkaülésen elnöklő *dr. Soós Lőrinc* szerint, megvolt az előnye, hiszen, így a feltehetően különböző szakterületek iránt érdeklődő hallgatóság nagyobb része találkozhatott kedvenc témájával.

Az előadások megjelentek egy kötetben (a szervezőket dicséri, hogy ez a kötet a nyitóülés első pillanatától a résztvevők kezében volt) ezért felmentve érzem magam azon feladat alól, hogy részletesen kitérjek az egyes előadások tartalmára. Az előadások nem pontosan a leírtak felolvasásai voltak, de azért a kötet jól tükrözi azok fő gondolatmenetét. Ismertetésben, csak az általam legfontosabbnak tartott nézeteket ismertetve, inkább a vitára próbálok kitérni.

Az október 14-i, csütörtök délelőtti nyitóülés két előadása (*dr. Szilágyi György*: A statisztika szakmai etikája és *Tamási Péter*: Kutatásetikai kódex a társadalomtudományokban) egyaránt szakmai etikai kérdésekkel foglalkozott, ezeket – és a munkaülések előadásait is – élénk vita követte. A kérdések és a hozzászólások során közmegegyezés látszott kibontakozni abban,

– hogy szükség van a magyar statisztikusok szakmai etikájának formalizált kidolgozására (ha a Nemzetközi Statisztikai Intézet nem korszerűsíti belátható időn belül az etikai deklarációját, akkor önállóan);

– hogy az idézés módjának tanítását, és tágabb értelemben a szakmai etikát be kell építeni az egyetemi oktatásba.

Ígéretet kaptunk arra, hogy a Társaság létrehoz egy etikai bizottságot. Ez annak ellenére is fontosnak tűnik, hogy példák hangzottak el olyan lehetséges

helyzetekre, amelyekben nyilván nem lehet az etikus magatartást ellenőrizni (például a korszerű számítástechnikával még egy ellenőrizhetően véletlenszámgenerátorral előállított mintán alapuló adatgyűjtést is lehet manipulálni, vagy például az adatfeldolgozási folyamat egy későbbi szakaszában a statisztikus nem tud részletesen utánajárni annak, ami az előző munkaszakaszokban történt). Nem alakult ki egységes álláspont a tekintetben, hogy hol van a különböző szakmai etikák határa (felel-e a statisztikus azért, hogy az általa kiadott adatokkal ne éljenek vissza).

A délutáni munkaülés előadásai az idők helyzetével foglalkoztak a társadalomstatisztika szemszögéből. (*Dr. Herman Dóra és Csizmadia Péter*: Az időskorúak egészsége az Országos Lakossági Egészségfelmérés (OLEF) 2003. évi eredményei alapján; *dr. Salamin Pálné*: Az időskorúak jövedelmi és fogyasztási jellemzői; *dr. Lakatos Judit*: Az idősebb korosztály a munkaerő-piacon; *Tokaji Károlyné*: A nyugdíjkorhatár egyes kérdései; valamint az előadó távolléte miatt elmaradt előadás, amelynek anyaga azonban szintén megjelent a konferencia-kötetben: *S. Molnár Edit*: A nyugdíj előtt álló korosztály tervei a nyugdíjas életre vonatkozóan.) A kérdések és viták során eltérő nézetek hangzottak el a 2003. évi háztartás-statisztikai felvétel minőségéről, és a jövő perspektíváiról, különös tekintettel a KSH folyamatban levő átszervezésére, arról, hogy az idők helyzete rosszabb-e, mint a társadalom átlagáé, illetve a gyermekeseké. Felvették a munkaerő-felmérés ágazati adatainak megbízhatóságát. Elhangzott, hogy az Európai Unió azon célkitűzése, hogy a 55-64 évesek foglalkoztatottsági rátáját 50 százalékra kell növelni naivitásra vall, és nincsenek hozzá megfelelő eszközök. Több hozzászóló is megjegyezte, hogy az idős korosztály jelentős része aluliskolázott. Ez csökkenti a csoportba tartozó munkavállalók esélyeit, mert többek között a tapasztalat az, hogy az alacsony képzettségűek ritkán foghatók a tanulásra. Az egészségi állapot tárgyalása

során kiegészítő megjegyzést hallottunk arról, miért gyakoribb a csontritkulás az idős nők körében és egy kérdésre válaszolva az előadó elmondta, hogy az erre vonatkozó adatok – a betegség rejtőzködő jellege miatt – nem egyebek, mint szakértői becslések.

A nyugdíjba vonulás idejével kapcsolatban elhangzott, hogy nem az adott életkorban várható átlagos élettartam, hanem az ebből egészségesen leélt évek száma az igazi cél. A nők más országokban törvénybe iktatott magasabb nyugdíjkorhatárával kapcsolatban figyelembe kell venni, hogy ez nem minden esetben releváns mutató, hiszen az egész női életutat figyelembe kell venni: kérdés, hogy egyáltalán dolgoznak-e a nők és melyik életciklusban. Kérdést tettek fel arról hányan lehetnek azok, akik megkapják a nyugdíjukat, és emellett keresetük is van, ugyanis erről jelenleg a statisztika nem ismer adatokat. A polgármesteri nyugdíjjal kapcsolatban egy hozzászóló elmondta azt a véleményét, hogy ennek a formának a létrehozása igazságtalan volt.

A péntek délelőtti egyik munkaülés napirendjén módszertani kérdéseket tárgyaltak. (*Dr. Novák Zoltán*: A statisztikai adatbázisok összekapcsolásából adódó tapasztalatokról és lehetőségekről; *Jónás István*: Az Általános Mezőgazdasági Összeírás és a népszámlálás elemi adatainak összekapcsolásáról; *dr. Bánki Katalin*, *dr. Laczka Éva* és *Lengyel György* a vidékfejlesztési statisztika készítéséről szóltak. Arra a kérdésre, hogy milyen új ismereteket nyerünk az adatbázisok összekapcsolása révén, még nem kaptunk választ. Remélhetőleg azonban – ha az igazgatóságokon biztosítva lesznek a személyi feltételek – még 2004 folyamán elemezhetőek lesznek az első eredmények.

Az ülés elnöke, *dr. Klonkai László* szerint a második előadás azt mutatta be, hogyan képes az emberi elme leküzdeni azokat az akadályokat, amelyeket az emberi elme alkotott. Az adatok összekapcsolásáról élénk vita bontakozott ki az alternatív lehetőségekről (személyi szám, születési időpont, helyrajzi szám, GPS-azonosító koordináta), a jogi korlátokról, az adminisztratív adatforrások magyarországi felhasználási lehetőségeiről, ennek költségmegtakarító hatásáról és minőségéről. Elmondták, hogy az adminisztratív adatforrások általában akkor lennének használható minőségűek, ha a statisztikusok már a kialakításuk időpontjában ott volnának, és befolyásolnák azokat. A vidékfejlesztési statisztikával kap-

csolatban volt olyan álláspont, hogy a fejlődés a nemzeti számlák felé halad, azokat kell erősíteni, és a szakágak közti falakat lebontani.

A péntek délelőtti másik munkaülés előadásai a tudomány kulcsszó köré csoportosíthatók. (*Dr. Harcsa István*: Társadalomstatistikai műhely kialakítása a KSH-ban – *Cseh-Szombathy László* és *Andorka Rudolf* nyomdokain a múltban és a jelenben; *Monostori Judit*: A szegénység és a társadalmi kirekesztődés statisztikai vizsgálata; *dr. Spéder Zsolt*: „A kódkocka számai” A Népeségtudományi Kutatóintézetben folyó tudományos műhelymunka kapcsolatrendszere az „Életünk fordulópontjai” c. kutatás folyamán.) A munkaülés vitája kiterjedt a statisztikai tudomány jellegére és arra, hogy örvendetes, hogy ebben, más intézmények mellett a Társaság is szerepet vállal. Remélhetőleg a jelen ülés is ösztönzi a Társaságot, hogy ezt a irányt kövesse a jövőben is. Több hozzászóló említette, hogy a dr. Harcsa István – hangsúlyozottan egy területre korlátozódó – előadásában felsoroltakon kívül is volt nemzetközi mércével mérve jelentősnek számító kutatás, például a KSH Iparstatistikai főosztályán, Közgazdasági főosztályán, a Könyvtárban, az Ökonometriai Laboratóriumban. Azaz valaha a KSH kutatóhely is volt, amely a világ statisztikus közösségéhez tartozott. Ennek kapcsán ígéretet kaptunk a Társaság elnökhelyettesétől arra, hogy az említett előadás egy sorozat kezdetének tekinthető.

A munkaülés után került sor a Keleti Károly-pályázatra beérkezett munkák ismertetésére és a pályadíjak átadására. Az, hogy ennek a Társaság évi nagy konferenciája adott helyet, újítás, melynek célja a pályázat ösztönzése volt. Négy pályamunka érkezett be, mindegyiket ismertették a szerzők, és ezek összefoglalói is megjelentek a konferencia kötetében. (*Ács Barnabás*: A magyar nemzetgazdaság ágazatainak elemzése pénzügyi mutatók segítségével; *Fábián József* – *Kincses Aron* – *Tóth Géza*: Autópálya fejlesztések Északkelet-Magyarországon; *Fried Mónika*: Kis- és középvállalkozások a közép-magyarországi régióban; *Vass Anikó* – *Kása Katalin*: A gazdasági versenyképesség területi különbségei Magyarországon.) A bírálóbizottság első díjat nem adott ki, de a munkák elismerésül mind a négy pályázó díjat kapott.

Friss Péter

A STATISZTIKA OKTATÓINAK FÓRUMA

Régi igénynek tett eleget a Magyar Statisztikai Társaság (MST) és az MTA Statisztikai Bizottságának Oktatási Albizottsága, amikor ez év szeptember

30-án többéves szünet után megrendezte a statisztika oktatóinak fórumát. A rendezvényt, ahol mintegy 40-50 oktató vett részt, *Herman Sándor* egyetemi

docens, az MST elnöke nyitotta meg, majd pedig *Katona Tamás*, tanszékvezető egyetemi tanár, az Oktatási Albizottság elnöke látta el a levezető elnöki teendőket. (Megjegyzendő, hogy a rendezvényen középiskolai oktatók is részt vettek, ám a hozzászólások és viták szinte kizárólag a statisztika felsőoktatásáról szóltak.)

Az elnök bevezetőjében felvetette az ülés két legfontosabb kérdését: 1. lehet-e egy szátra felfűzni a statisztika köz- és felsőoktatását, azaz a középiskolai oktatás szervesen kapcsolható-e a felsőoktatás megújuló folyamatába, illetőleg 2. hogy a bolognai folyamat milyen változásokat hoz a statisztika felsőoktatásában, és hogyan oldhatók meg az oktatás átalakítása következtében létrejövő problémák. A tervezett napirend ezenkívül érintette az ekvivalencia kérdését, azt, hogy lehet-e és kell-e közös tananyagra, netán közös tankönyv, példatár kidolgozására törekedni, és ha igen, akkor ezek milyenek legyenek, hogyan készíthetők el.

A vita, mely megelőzte a napirendet, több lényeges kérdésre terjedt ki. Felmerült az oktatói fórum kereteinek kérdése, amivel kapcsolatban többen javasolták, hogy az MST hozzon létre egy külön szakosztályt (8. szakosztály), ám arra is felhívták a figyelmet, hogy egy ilyen új szakosztály legalábbis eleinte, az elnökségtől a szokásosnál több figyelmet és segítséget igényel. Felmerült olyan vélemény is, hogy jó lenne kétfévente rendszeres, akár többnapos rendezvényeken megbeszélni közös dolgainkat. A *Statisztikai Szemle* főszerkesztője felajánlotta a folyóirat nyilvánosságát az oktatással kapcsolatos mindennemű kérdés megvitatására.

Hangsúlyosan merült fel az a kérdés, van-e áttekintésünk arról, hogy hol, mikor, ki és mit oktat statisztikából. Kiderült, hogy az egyes mamutegyetemek, illetve főiskolák még saját intézményeiken belül sem mindig tudják áttekinteni az oktatás helyzetét, országos körkép pedig nem áll rendelkezésre, sőt a nemzetközi tapasztalatok is igen esetlegesek. Az Oktatási Albizottság korábbi, az oktatás egészét felmérni hivatott munkája már jórész elavult (az elmúlt öt évben igen sokat változott a statisztika oktatása és szervezetei), ezért szinte senkinek sincs teljes rálátása arra, hogy miként folyik a statisztika felsőfokú oktatása. Ahhoz, hogy érdemi kérdésekről komolyan lehessen eszmét cserélni, ezen a helyzeten változtatni kell. Erre vonatkozott egy javaslat, mely szorgalmazta, hogy hozzunk létre közös adatbankot az egyes intézmények által oktatott tárgyakról (azok tartalmáról, időbeosztásáról, a használt könyvekről és segédesszövegekről), és ez az adatbank legyen elérhető az interneten bárki számára. Egy ilyen adatbank jó alapot adhat az ekvivalencia-kérdések gyors és

hatékony megoldására is, hiszen az egyes intézményekben működő rendszer (a tanulmányaikat másutt folytatni kívánó hallgatók a statisztikát oktató tanárséktől írásban megkapják az abszolváltsztatikai tárgyak részletes leírását) nem általános, és ezért nem is lehet hatékony.

Bár ezek a kérdések a további munka keretei szempontjából megkerülhetetlenek voltak, a vita középpontjában mégis a közös tematika, tananyag, illetve könyv és példatár állt. Ezen a területen igen eltérő álláspontok fogalmazódtak meg. A hozzászólók általában egyetértettek abban, hogy egységesítésre leginkább az alsó (B) szinten lehet törekedni, a második szinten (M) már inkább az egyes szakterületek sajátosságai legyenek uralkodók, és természetesen a harmadik szinten (PhD) fel sem merülhet az egységesítés kérdése. Egyéb kérdésekben azonban erősen szóródtak a vélemények. A hozzászólók nagyobb része elvben helyeselte az alsó szinten meglévő sokszínűséget, bár többen hangsúlyozták, hogy ez olykor a zűrzavar benyomását is keltheti. Volt, aki odáig ment, hogy az alsó szinten – tekintve, hogy a statisztika módszertani alapjai közősek – egységes, közös könyvet és erre épülő egységes tananyagot igényelt, míg mások ezt teljes mértékben elvetették, mondván, hogy az egyes intézmények sajátosságai, egyéni arculatuk megőrzése, a műhelymunka fenntartása, az utánpótlás-nevelés és az oktatói szabadság mind-mind az ilyen egységesítés ellen szól. A két végletes álláspont között kirajzolódni látszott egy, talán többséginek tekinthető vélemény, amely valami közös minimumkövetelmény felállítását javasolta, és lehetővé kívánta tenni azt, hogy ezen felül (a B szinten) az egyes intézmények saját hatáskörben döntsék el, mi az, amit fontosnak és oktatandónak minősítenek. Ennek a koncepciónak egy másik megfogalmazása is elhangzott, amely szerint egy bizonyos hányadban (például kétharmad részben) törekedjünk a közös anyagra, a maradék egyharmadban pedig legyen szabad választás. Ez egyben azt is jelentheti, hogy egy közös könyvből, megfelelő kijelöléssel, ki lehetne indulni, és a különböző intézmények saját arculatuk szerint készíthetnek ehhez kiegészítéseket (jegyzetek, oktatási segédletek stb.). A közös tankönyv ötlete azonban egyelőre nem találkozott a többség egyetértésével, ugyanakkor általános összhang látszott kibontakozni annak a javaslatnak a kapcsán, hogy egy bő választékú példaanyag és esettanulmány-gyűjtemény sokat segítené az egyes oktatóknak, és az egységesítés felé vezethetne. Felmerült a terminológiai egyeztetés kérdése is. Mivel a különböző szakterületeken ugyanarra a fogalomra más és más kifejezést használnak, sokat segítené az együttműködésben és az együttgondolkodás-

ban közös magyar statisztikai nyelv-, illetve szóhasználat kialakítása

A második szintről jóval kevesebb szó esett, úgy tűnt, hogy e téren nagy a bizonytalanság. Éppen ez a bizonytalanság eredményezett egy olyan furcsa helyzetet, amelyről több intézmény képviselői beszámoltak. Eszerint a különböző tárgyak és az oktatók egzisztenciáját úgy látják leginkább biztosítva, ha mindent és mindenkit megpróbálnak az első szintbe bezsűfölni. Ennek következménye könnyen lehet a B-szintű tematikák túlszűfolttsága, az M-szintű tárgyak kiürülése. Emellett ugyanennek következtében előfordulhat, hogy a felső ágakra már az oktatói kapacitás is szükségessé válik. Ezen a szinten – bár még a (majdnem) közös tankönyv ötlete is felmerült (nyilván a szintek közti elosztás higgadtabb és jóval racionálisabb megszervezése esetén) – az egyetlen valamelyest konszenzusképes véleménynek azt lehet tekinteni, hogy törekedni kell arra, hogy e szint szervesen épüljön a B-szintű ismeretekre, ugyanakkor az itt szerzhető statisztikai ismeretanyag minél inkább integrálódjék az adott szakterületbe.

A PhD-szintről gyakorlatilag nem esett szó, viszont egy hozzászóló felvetette, hogy mindezek a kérdések sajátosan merülnek fel a levelező- és távoktatásban, jóllehet ezen oktatási formák hallgatóinak száma egyáltalán nem elhanyagolható, és oktatásuk, de főként tananyaggal és segédletekkel való ellátásuk nem kis probléma. Ugyancsak felmerült a felsőfokú szakképzést adó tanfolyamok kérdése, az, hogy ez hogyan illeszthető be egy egységesedő rendszerbe.

A vitát követően a levezető elnök az alábbiakban foglalta össze az elhangzottakat és a teendőket.

– Mindenek előtt tudni kellene, hogy hol, mit oktatnak a területünkön, ezért erre vonatkozóan egy átfogó felmérést kezdeményez.

– Ezzel egyidőben létre kell hozni egy közös, és mindenki által hozzáférhető adatbázist, amely elsősorban az oktatott tárgyak tematikájára terjed ki. (Ehhez jó alapot nyújthatnának az új képzési rendszer szakindítási anyagai.) Ezzel kapcsolatban valaki megjegyezte, hogy az oktatásra kerülő könyvek címét (esetleg tartalomjegyzékét) is mellékeljük, valamint azt is, hogy hol lehet azokat beszerezni.

– Továbbra is nyitott kérdés az, hogy legyen-e valamilyen minimumkövetelmény az oktatás alsó fokán; erről további eszmecsere szükséges.

– Ugyancsak nem lezárt kérdés a közös könyv ügye, bár a jelen vita alapján inkább valamiféle jól áttekinthető könyvkínálat létrehozására kellene törekedni.

– A gyakorlati teendőket (adatgyűjtés megszervezése, tematikák összegyűjtése és hozzáférhetővé tétele) az MST, az MTA Statisztikai Bizottságának Oktatási Albizottsága és a KSH Oktatási osztálya fogja végezni.

Bár nem tartozott szorosan ehhez üléshez, de a levezető elnök bejelentette, hogy az Oktatási Albizottság következő ülésén a Felsőoktatási Törvény tervezetét szándékoznak megtárgyalni, és erre az ülésre – fontossága miatt – a mostani oktatási fórum résztvevői meghívót kapnak.

Az ülés végén a KSH Könyvtár és Dokumentáció képviselője kért szót, és röviden bemutatta az ország legnagyobb szakgyűjteményét. Felhívta a figyelmet a könyvtár on-line szolgáltatásaira és mindazokra a lehetőségekre, amelyeket a statisztika oktatói felhasználhatnak. Mondanivalóját illusztrálódó, a könyvtár tevékenységét ismertető kiadványt osztott szét a résztvevők közt.

A vitaülést követően az MST elnöksége bizottságot alakított, amelynek feladata lesz az esetleges 8. szakosztály megalakításának előkészítése. A bizottság tagjai: *Kerekgyártó Györgyné*, egyetemi tanár, *Sándorné Kriszt Éva*, tanszékvezető főiskolai tanár és *Novák Zoltán*, a KSH Baranya Megyei Igazgatóság ny. igazgatója.

H. L.

BESZÁMOLÓ A XLI. STATISZTIKATÖRTÉNETI VÁNDORÜLÉSRŐL

A Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztálya 2004. szeptember 16–17-én, Dobogókőn tartotta negyvenegyedik vándorülését. A jól előkészített és festői környezetben megtartott másfél napos konferencián a korábbi években megszokott hagyományok folytatódtak: alkotó légkörben a témák széles választéka szerepelt az ülések napirendjén.

A nyitóülésen, valamint a három munkautalásán 14 előadás hangzott el, melyek során a hely-, a népességtörténet, a társadalom- és gazdaságstatisztika-történet egy-egy ritkaságszámba menő témakörét

dolgozták fel az előadók. Megismerkedhettünk a hazai statisztikai tudomány és szolgálat néhány egykori jeles képviselőinek egyéniségével, munkásságával. Az előadások többségét kérdések és hozzászólások követték, mélyítve és színesebbé téve az ott elhangzottakat.

Az előző évek hagyományait idézte a 16-ai előadások után szervezett kulturális program, a kora estébe nyúló kirándulás során az esztergomi bazilikában orgonahangversenyt hallgathattunk meg, az Érseki Levéltár, valamint a Vármúzeum megtekintése pedig különös élményt jelentett.

A nyitóülésre szeptember 16-án délelőtt került sor, melyen *dr. Laczka Éva* PhD, a Magyar Statisztikai Társaság főtítkára, a KSH főosztályvezetője elnökölt. Köszöntötte a résztvevőket, bevezetőjében a konferencia mottójául a dunaszerdahelyi születésű nagy földrajztudós, orientalista, *Vámbéry Ármin* egyik gondolatát választotta, nevezetesen „Azon nemzetnek, ki múltját ismerni és megbecsülni nem akarja, a jövőre érdeme nincsen, és jövője nem is lesz.” Ezt követően a vándorülésen megjelenteket *Láposi Elza*, a Komárom-Esztergom megyei közgyűlés alelnöke üdvözölte. Kifejtette, hogy a statisztika nem látványos tudomány, a jó statisztika mégis egzaktítja teszi a gazdaságban és a társadalomban zajló változásokat, s a tényekkel szembeállítja a felhasználókat. A régiók jövőjében az statisztikai igazgatóság adatai, elemzései nélkülözhetetlenek, az eddigi tevékenységükért pedig köszönetet mondott.

A nyitóülés első előadását *Szabó Sóki Andrea*, a Vág-Duna-Ipoly Európai Fejlesztési Kht. ügyvezetője „A visegrádi országok európai régióinak együttműködése” címmel tartotta. A közép-európai kapcsolatok fontosságát már az 1335-ös nevezetes háromkirálytalálkozó rögzítette. A „visegrádi gondolat” a közös sors, tágabb értelemben a közös érdekek felismerésén és védelmén nyugszik. 1991-ben a lengyel, a cseh-szlovák és a magyar miniszterelnök Együttműködési Nyilatkozatban foglalták össze a három ország közös politikai és gazdasági törekvéseit, a Varsói Szerződés és a KGST felszámolására irányuló politikájukat. Fő célkitűzés a teljes jogú NATO-tagság és az Európai Unióhoz történő csatlakozás volt. A Nemzetközi Visegrádi Alapot 2000-ben hozták létre a kapcsolatok elmélyítésére.

Az előadó szólt arról, hogy a közös munkák során felsejlik egy új Európa-kép, az autonóm régiók szorosan együttműködő hálózatával. Az európai behatárolt földrajzi területet jelöl, két vagy több ország adott területét foglalva magában, a határ menti térségek fejlesztése érdekében. Nem nemzetek feletti és nem jogi szervezet, hanem határokon átvelő gazdasági, szociális, kulturális és környezetvédelmi együttműködés, és elsősorban stabilizáló, kiegyenlítő szerepe van. Az európai régiókban belül a Vág-Duna-Ipoly Európai Fejlesztési Kht. 1999 júliusában négy magyarországi megye és a szlovákiai Nyitra kerület részvételével alakult meg. 2004 májusában Esztergomban létesült a Visegrádi Országok Európai Fejlesztési Konzultatív Tanácsa. Az előadó kiemelte az emberi tényezők szerepét, idézve *Jean Monnet* megállapítását, mely szerint „ráteremt emberek nélkül semmi sem lehetséges, intézmények nélkül semmi sem tartós”.

Előadásához szervesen kapcsolódott *Tóthné Benkő Mária*nak, a KSH Komárom-Esztergom Me-

gyei Igazgatósága igazgatójának „A Vág-Duna-Ipoly Európai Fejlesztési Kht. főbb jellemzői”-ről szóló előadása. Az európai régió 24 ezer négyzetkilométeren 2,9 millióan élnek. Ezen belül a terület 26, a népesség 24 százaléka Szlovákiában található. Településszerkezete változatos, a népesség több mint fele város lakó. A korösszetételt vizsgálva, a lassú előregedési folyamat ezt az európai régiót is jellemzi, az átlagéletkor 2002-ben 40,2 év volt. A természetes fogyást ellensúlyozza a migrációs folyamatok pozitív egyenlege. Kiemelkedően magas Nyitra kerület 23,8 százalékos munkanélküliségi rátája, a foglalkoztatási gondok enyhítésében feltehetőleg a magyarországi munkavállalási lehetőségek is szerepet kapnak. Ugyanakkor e kerület a szlovák mezőgazdaság „Mekkája”. Az előadás az adatok tükrében érintette a főbb gazdasági ágazatok helyzetét, fejlődését. Az európai régió területén jelentős üdülőkörzetek is találhatóak. Az előadást grafikonok és táblázatok tették még szemléletesebbé.

Csombor Erzsébet, a Komárom-Esztergom Megyei Levéltár igazgatója „Helytörténeti előadás Esztergomról” címmel kifejtette, hogy a tájon uralkodó, bazilikájáról híres Esztergom kedvező fekvése miatt már az őskortól lakott hely. A rómaiak Solvának nevezték az itt létesített erőddel megerősített települést. A honfoglaló magyarok a 900. év végére szállták meg véglegesen ezt a területet, és a krónikák, az oklevelek tanúsága szerint Géza fejedelem uralkodása idején alakult ki itt a fejedelmi udvar. A források ugyancsak Esztergomot mondják Géza fia, I. István szülővárosának. A Várhegyre a X–XI. században épült kővár és palota adott otthont a magyar királyoknak, udvaroncoknak és vendégeiknek. Itt épült fel az egyházi központ is. A középkori Magyarország a XIX. században felújított legszebb és legnagyobb bazilikáját csodálhatták meg az idelátogatók, amit Szent Adalbert tiszteletére szenteltek, és a kortársak Széptemplomnak hívták.

Az egyházi központ virágzásának a török támadás és uralom vetett véget. A török uralom alóli 1683-as felszabadulás után 4 település alakult ki: Esztergom szabad királyi város, Víziváros, Szentgyörgymező, Szenttamás. A négy település 1895-ben egyesült, de sem külön-külön, sem együtt nem érték már el azt a fejlődési szintet, mint a középkori Esztergom.

Esztergom vármegye a XVII. század végén kötött vissza a központjának számító városba. A primás-érsek udvara azonban csak *Rudnay Sándor* idején, 1820-ban tért vissza Esztergomba. Ezt követően nagy építkezések kezdődtek a városban, felépült Közép-Európa egyik legnagyobb bazilikája, klasszicista stílusú egyházi épületek sora létesült. A

XIX. században kialakult a település iskolaváros jellege, amely máig meghatározó. A Dunakanyar kapuja ma idegenforgalmi központ, nemzeti zarándokhely, ahová szeretettel várják a látogatókat – mondotta zárásképpen az előadó.

A nyitóulést *Besey László*, a Besey Építőipari Mérnöki Kft. ügyvezetőjének „A Mária Valéria híd története” című előadása zárta. Gondolatainak felvázolását azzal kezdte, hogy bár ő statikus, néha mégis előfordul, hogy összetévesztik a statisztikusokkal. Az első írásos említések a római korból, 170-ből valók. Azóta számos állandó rév és hadihíd építésének és romlásának volt tanúja ez a táj. A török hódoltság idején, 1585-ben hajóhidat, majd 1663-ban cölöphidat épült. 1762 és 1842 között egy érdekes lelemény, ún. repülőhid szolgálta az átkelést. 1842-ben állandó hajóhidat építettek, a mai pontonhíd őseit, hogy az ökrös szekeret elbírja. A XIX. század utolsó évtizedében vashíd építésére került sor. A hidépítés akkori történetét a városi polgárok torzsalkodása kísérte, mondván, a hídra vezető út menti telkek értéke a hidépítés hírére megnőtt, és voltak „hoppnmaradtok”. Az első világháborúban kisebb sérülést szenvedett el a híd, majd 1927-ben megtörtént a helyreállítás. A második világháborút követő évtizedekben a hidat a népnyelv Csonka hídként nevezte. A kilencvenes években megkezdődött a híd helyreállítása, megjelent az üzleti érdekeltség. Felavatásának napján, 2001. október 11-én nagy népünnepélyt rendeztek. Csak azt nem tudta senki, hogy a mai híd tervezője *Mátyási László* volt.

A délutáni munkaülésem *Tóthné Benkő Mária* igazgató elnökölt. Az első előadást *dr. Faragó Tamás*, a szociológia tudomány doktora, a MST Statisztikatörténeti Szakosztályának elnöke tartotta „Emlékezés Perjés Gézára” címmel. *Perjés Géza* 1962 és 1983 között volt a KSH, ezen belül a Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat Történeti Statisztikai Kutatócsoportjának munkatársa. Húsz év alatt a Statisztikatörténeti Szakosztály vándorúlésein összesen tíz előadást tartott. Noha szakmája szerint katona volt, de igazi kutatóegyenység lett, kivételes szellem, akinek érdeklődésében a fő vonalat jelentő hadtörténet mellett jelentős szerepet játszottak a történeti statisztikai (főként agrártörténeti témájú) vizsgálatok is. Úttörője volt a történetesek között a kvantitatív történetírási irányzat, valamint a számítógépes történeti elemzés elterjesztésének. Problémaérzékenységével, újszerű látásmódjával, varázslatos egyéniségével nagy hatást gyakorolt a környezetére.

A munkaülés következő előadását *Kalmár Ella*, Budapest Főváros Levéltárának főlevéltárosa, *Körösy József (1844–1906)* címmel tartotta. Az elő-

adás nem vállalkozhatott a szinte „polihisztori” életút akárcsak vázlatos bemutatására sem; így *Körösy* élete, munkássága legfontosabb momentumainak kronológiába szedése mellett elsősorban az iskolai, oktatási statisztikai munkásságával, illetve az ehhez szorosan kapcsolódó iskolaszéki tagságával, működésével foglalkozott.

A Pesten 1844. április 20-án született *Hajduska József*re, az 1860-as évek második felében ígéretes és munkás pálya várt: 1869. december 2-án – ekkorra nevét már *Körösi*-re változtatta – kinevezték Pest város statisztikai hivatalának vezetőjévé. A Fővárosi Statisztikai Hivatal megszervezése és méltán elismert színvonalú munkásságának megalapozása az ő nevéhez kötődik. Jeles tagja volt a Nemzetközi Statisztikai Intézetnek (ISI) és utólrhetetlenek az érdemei a halálózasi statisztikában éppúgy, mint az építési statisztika megalapozásában. Az 1870-es népszámlálás lebonyolítása és feldolgozása az első jelentős feladata, az adatok publikálásával indul meg a (Fővárosi) Statisztikai Közlemények sorozata. 1879-ben, 35 évesen az Akadémia levelező tagjává választják (1903-tól rendes tag), s megkapja a *Ferenc József*-rendet. 1882-től tanít a budapesti egyetemen, 1896-ban a kolozsvári egyetem díszdoktora lesz; ebben az évben kap nemességet címerrel, előnévvel: *szántói Körösy József* (ekkortól írja y-nal a nevét). Az oktatási statisztika terén kifejtett működése is maradandó. A Statisztikai Közlemények 9. kötetével indul meg a részletes oktatási statisztikák sora. Ez a kötet még Pest város iskoláiról szól, majd az évek során fokozatosan valamennyi tanintézetre kiterjed az adatok gyűjtése. A kötetek nagyon alapos, sokoldalú szakmai tudásról tanúskodnak. Egyre bővülő szerkezetükben is összevethető a táblázatok, s ezek mellé elemzések, táblákba nem „gyömöszölhető” észrevételek, javaslatok is bekerülnek. A KSH Könyvtár Kézirattárában megtalálható az iskolaszék töredékes iratanyaga. *Körösit* 1872-ben választják taggá, aki azonnal indítványozza az iskolakötelesek összeírását. 1880-ban e minőségében bírálja meg a községi népiskolák 4. osztályosainak 1879-ben kiadott földrajztankönyvét, melyet *Lakits Vendel* és *Neiger Sándor* szerkesztett. Az előadás végén idézett mondat nemcsak *Körösy* élvezetes stílusáról, hanem mindenre kiterjedő figyelméről, alaposágáról, a közjó érdekeit hiven szolgáló szándékáról is tanúskodik. „Annál leverőbben hat aztán az olvasóra, ha azt tapasztalja, hogy mintakönyv helyett fércművel van dolga, hogy a gyermekeknek nem a lehető legjobb, hanem a lehető legsilányabb művet adtak a kezébe és hogy a szerzők – bár lehet, hogy máskülönben érdemes tanfőfiak – alapos szakismeret nélkül hozzá fogtak egy ifjúsági tankönyv megírásához és

annak folytán hamis, valótlan, sőt neveléses állításokkal is megmérgezték mindazon ezerre menő fiatalok eszmekörét, kik az elemi iskola után már nem folytatják tanulmányaikat, és így egész életükre csak azon és csak olyan ismereteket visznek magukkal, milyeneket a népiskolában szerezhetek!”

A munkaülés *dr. Lakatos Miklósnak*, a KSH Népszámlálási főosztály főosztályvezetőjének, a Szakosztály titkárnak, és *dr. Heinz Ervinnek*, a KSH ny. szakfőtanácsosának közösen készített, „Vargha Gyula költő és hivatalnok (75 éve halt meg Vargha Gyula, a KSH volt elnöke)” című előadásával zárult. E tudós és művész elmének hivatalnoki karrierje mindvégig felfelé ívelt. 1872-ben lépett a Hivatal szolgálatába. 1892-től az MTA-nak levelező, 1907-től pedig a rendes tagja. 1901-től a hivatal igazgatója, s a Nemzetközi Statisztikai Intézet rendes tagja lett, 1914-ig, amikor kereskedelmi államtitkárrá nevezték ki. Székfoglaló előadásának címe: „A magyarság szerepe Magyarország gazdasági és kulturális fejlődésében” volt. Számos hivatali kiadványt szerkesztett, illetve az elemzését írta. Tudományos művei közül kiemelésre kívánczok: Magyarország statisztikája, II. kötet, Magyarország pénztézisei, A magyarság fél-évszázados fejlődéséről, A magyar birodalom vázlatos ismertetése stb. Irodalmi karrierjét a Kisfaludy Társaságban betöltött tisztségei és pályadíjai fémjelzik. Űde színlátója volt a vándorülésnek, amikor koldogánk, *Czege Attila*, Vargha Gyula dédunokája életműrészletekkel, dédapjának versidézeteivel egészítette ki az elhangzottakat.

A második munkaülésen, szeptember 17-én *dr. Faragó Tamás*, a szociológiai tudományok doktora, a szakosztály elnöke vezette a konferenciát. Az első előadó *Hegedűs András* volt, az Esztergomi Primási és Főkáptalani Levéltár igazgatója. Előadását „Egyháztörténet és statisztika” címmel tartotta. Az egyháztörténelem, mint az előadó vázolta, olyan teológiai tudomány, amely az egyháznak mint teológiai és üdv-történeti realitásnak történetét a hit alapján állva, a történelemtudomány kritikai módszereivel és tárgyilagosságával kutatja, dolgozza föl, és rendszerbe foglalva mutatja be. Mindebből következik, hogy vizsgálati módszereinél is a történelem segéd- és rokontudományait, így a statisztikát is használja. Ugyanakkor a statisztika is használja az egyháztörténelmet, különösen annak forrásait. E két tudománynak a kapcsolódása tehát leginkább a források tekintetében figyelhető meg. Példa erre az első magyar nyelvű leíró statisztika, amely az Esztergomi Érsekség birtokain fekvő települések 1736–39-ből származó leírása.

Mivel számos forrás mind az egyháztörténelmi, mind a statisztikai kutatások számára fontos, ezért azokat az elsősorban egyházi levéltárakban fellel-

tő forráscsoportokat tekintette át az előadó, amelyek két tudományterület kapcsolódását mutatják.

Az egyházlátogatási jegyzőkönyvek (*visitatioes canonicae*) anyaga – a tridenti zsinat előírásainak megfelelően – nagyon gazdag: a szorosan vett egyháztörténelmen túl fontos forrásai a művészettörténetnek, a gazdaság- és művelődéstörténetnek, a helytörténetnek, a néprajznak, végül, de nem utolsósorban, a statisztikának is. Sok esetben megadják a lakosok számát, valamint feltüntetik a község vallási megoszlását, sőt olykor az összes családokat gyermekeikkel együtt (így például az 1745-ös *Padányi Biró Márton*-féle veszprémi egyházmegyei vizitációkban). Beszélnek a népről és szokásairól, erkölcséről, nemzetiségéről. Bár a vizitációk részletessége függ a korszaktól és a vizitációt végző személyétől, történeti statisztikai szempontból is értékes forrásokról van szó, melyet *Dávid Zoltán* „A családok nagysága és összetétele a veszprémi püspökség területén 1747–1748” című műve is megemlíti.

A lélekösszeírások (*conscriptioes animarum*) az egyházlátogatási jegyzőkönyveknél nemcsak névtudományi, hanem történeti-demográfiai szempontból is értékesebbek, elsősorban azért, mert az összeíró papok a nem katolikusokat is számba vették, másodsorban mert a lakosságról többségük jóval több információt közölt ezekben az 1745 és 1771 között készült lajstromokban. Ezek az összeírások nem általánosak az egyházi levéltárakban, csupán néhányban találhatók meg, így Veszprémben, Székesfehérváron és Szombathelyen. Az anyag nagyon értékes, hiszen a Dunántúl körülbelül felének minden településéről őrzi a lakosok teljes névsorát, életkoruknak, státusuknak feltüntetésével. Ezt a gazdag forrásbázist *Ördög Ferenc* hasznosította publikációiban, melyek közül ki kell emelnünk azt a négykötetes művet, amely Zala megye népességösszeírásait tartalmazza, benne 309 település 220 ezer nevével. Ez tehát elsődleges forrása a történeti demográfiának, néprajznak, névtannak, településtörténetnek.

Bár a Primási Levéltár őrzi az ország legnagyobb vizitációs gyűjteményét, a veszprémi lélekösszeírásokhoz hasonló kimutatás az esztergomi érsekségről nem készült. Ugyanakkor egyedülálló fondja az ún. *Commissio Ecclesiastica*, vagyis annak a II. József által létrehozott egyházi bizottságnak az iratanyaga, amely nagyszámú összeírást és kimutatást őríz. Így például itt található az 1780-as évek egész országot érintő *Regulatio Parochiarum* (plébániarendezésének) kimutatásai vagy a kolduló rendek, az eltörölt kolostorok, a tanulmányi alap tőkéinek összeírásai. Érdekes például, hogy az egyetemre és középiskolákra fordított kiadások között megtalálhatjuk a tanárok névsorát is.

A következő előadást *dr. Kövér György*, egyetemi docens (ELTE) „A Monarchia közös érdekű ügyei” címmel tartotta. Kifejtette: ez egy létező fogalom, még ha a vonatkozó törvények (magyar és osztrák) nem egyformán használják is. Az Osztrák-Magyar Monarchiát jól működő konstrukcióként jellemezhetjük. A működés során voltak közös ügyek, valamint közös érdekű ügyek, ez utóbbiban viszont teljesen másfajta szabályozás működött, s ez számos válság forrása volt. A kiegyezést is egy ilyen törvénycsomag erősítette meg. A törvények nem voltak egységesek, és nem voltak konzisztensek egymással. Az osztrák törvények esetenként nem tartalmazták a magyarországi megfelelőt, illetve ez fordítva is igaz volt. Ami a pénzügyeket illeti, az osztrákok elsősorban nemzetközi kölcsönöket vettek fel, míg a magyarok ausztriai hitelekért folyamadtak.

A munkaülés harmadik előadását *dr. Gyöngyösi István*, címzetes egyetemi docens (SZIE), a KSH Tájékoztatási főosztályának vezető-főtanácsosa „Az én Palócföldem” címmel tartotta. A Palócföld a néprajzi szakirodalom szerint fiktív tájfogalom, a palóc elnevezés — lengyel gyökerekre utalva — a szláv nyelvekben „mezei nép”-et jelent. Egy ezeréves népcsoportot illetően számottevő az ismeret- és tudáshiány, e téren a történészek valamit „megspóroltak”. Palócföldön a történelmi helyek mellett (Szécsény, Romhány, Drégelypalánk stb.) az ipolytarnóci ősmaradványokhoz, az „ősvilági Pompei”-be, az ősszeurópai természeti örökség részéhez; s a hollókői ófaluhoz, a népművészet fellegrárába, a világörökség szép ősi világába látogathatunk. *Szentgyörgyi Albert* gyermekkorának legszebb éveit a szandavárjai Kisképusztán töltötte. Madách és Mikszáth földjének máig ható relatív megmaradását az előadó kutatásai szerint hat tényező biztosította: rejtőzködésük, kiváltságnélküliségük, szegénységük, családszerkezetük, vallásosságuk s nyelvük, szokásaik, identitásuk. Az előadó hangsúlyozta, a számára megbecsülést, szeretetet és ihletet adó táj tanít is, mégpedig az önhietség és elbizakodottság nélküli életre.

Ezt követően *Myslík Irén* (Infostat, Bratislava) „Szlovákia népességi összetétele” című szép magyarsággal előadott gondolatait hallgathatták meg a vándorülés résztvevői. Az előadó kifejtette: bár a múlt század történelmi eseményei jelentősen változtattak Szlovákia nemzetiségi összetételén, ennek ellenére Közép-Európa legmagasabb számú nemzetiségi kisebbsége él a területén, aránya az összlakosságon belül 2001-ben 15 százalékot tett ki. A legnagyobb kisebbséget a magyarok alkotják (9,7%), roma nemzetiségű a lakosság mintegy 2 százaléka. A

legutóbbi két népszámlálás időszakában Szlovákia nemzetiségi összetétele lényegesen nem módosult. Míg a magyar nemzetiségű lakosság autochton módon mindig is az eredeti területen élt, a roma nemzetiségűek szórta, az ország egész területén laknak. A nyitrai és a nagyszombati kerületekben együttvéve a magyar kisebbség 63 százaléka található. A 2001. évi népszámlálás adatai szerint a szlovák és a magyar nemzetiségű lakosság 51,5 százaléka volt gazdaságilag aktív, a magyarok munkanélküliségi rátája 6,7 százalékponttal magasabb volt (25,7%) a szlovákokénál. Az iskolai végzettség tekintetében a magyarok elmaradnak a szlovák lakosság színvonalától. Az előadó részletesen ismertette nemzeti, európai, valamint globális szinten a kisebbségi politika megoldásra váró feladatait.

A harmadik munkaülés elnöke *dr. Marton Ádám* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője, a MST örökös tagja volt. Az előadások részben a magyar ipartörténet érdekességeibe vezettek vissza. Első előadóként *Végyvári Jenő*, a KSH ny. elnökhelyettese „A magyar hajóépítő ipar egyik csúcsa: a Szent István csatahajó” címmel tartott érdekesítő előadást. 1906-ban Nagy-Britanniában állítottak hadrendbe egy új típusú hajóegységet. A csatahajó-építés az Osztrák-Magyar Monarchiában is időszerűvé vált. Négy csatahajó gyártását tervezték, közülük az egyik a Szent István nevet viselte. A magyar ipar bekapcsolódása a csatahajó-építési programba azáltal vált lehetővé, hogy egy budapesti székelyű hajógyár, a Danubius Rt. Fiumében, tehát akkor magyar területen, 1906-ban hajógyárat telepített. 1907-től 1916-ig 52 felszíni hajót és 10 tengeralattjárót adott át az osztrák-magyar flottának. A Szent István hajó gyártására 1911-ben született megrendelés, és 1915 decemberében állították hadrendbe. 1918-ban, első harci bevetésén egy olasz gyorsnaszád, sorozatos véletlenek szerencsétlen egybeesése miatt, két torpedóval elsüllyesztette. A hajóval elpusztult az adriai magyar hajógyártás is.

A program szerint következő előadást *dr. Túró Lászlóné*, a KSH ny. osztályvezetője „A hazai autógyártás kezdetei” címmel tartotta. Az előadó kifejtette: a gépkocsigyártás feltalálói nemzetközi névsorában számos jeles hazánkfi szerepel. *Csonka János*, a magyar autóiipari fejlesztések kiemelkedő alakja, a saját szerkesztésű, remekbe szabott gépmo-dellek előállításán kívül, *Bánki Donáttal* közösen, egy teljesen új elven alapuló porlasztót fejlesztett ki. *Fejes Jenő* gépészmérnök, a lemezmotor feltalálója. 1922-ben készült el az első Fejes-féle lemezmotoros autó. *Galamb József* munkássága a Ford-autók világsikerét szolgálta. *Szám Géza*, illetve *Hóra Nándor* konstruktőrök jó eredménnyel foglalkoztak

gépkocsiépítéssel. Az első világháború előtt hazánkban tíz hazai autómárka működött, ami a két világháború közti időben némileg csökkent. A második világháborút követő államosítással megkezdődött a teherautók, a nyergesvontatók, az autóbuszok és a különleges járművek hazai gyártása. A kilencvenes évek pozitív fejleménye a hazai személyautó-gyártás nagyüzemi méretű megindulása, többek között a Puli-nevű elektromos kisautó létrehozása.

A harmadik munkaülés befejező előadásaként *Farkasné Rejtő Gabriella*, a KSH Iparstatisztikai főosztályának főtanácsosa „A cipőipar kialakulása és fejlődése Magyarországon” címmel tartott előadást. A visszatekintés az iparági céhek megjelenésétől a kapitalista szabadversenyen keresztül a szocialista nagyiparon átívelve napjainkig foglalta rendszerbe a hazai cipőipar fejlődésének főbb állomásait. A XIX. század végétől öltött ipari méreteket a termelés, mely a millennium évében és utána rendszeresített széles körű kormányzati szubvenciónak volt köszönhető. A fejlődést elősegítette, hogy az állattenyésztéstől a feldolgozásig a vertikum minden láncszeme jelen volt. A cipőipar jelentős része Erdélybe, illetve a Felvidékre települt. A világháborúk során ezeket a üzemeket, hol el-, majd pedig visszacsatolták az anyaországhoz. A második világháború után vigasztalan helyzetbe került a cipőipar is. 1946 végén azonban már mintegy 300 cipőüzem műkö-

dött hazánkban. 1948 és 1950 között, az államosítások következtében, a termelés háromnegyedét adó nagyüzemek száma 15-re apadt. Az iparág fellendülését a KGST-ben alkalmazott multilaterális klíringrendszer biztosította. 1985-ben 45 millió pár cipő gyártása jelentette a csúcspontot. A KGST összeomlása és a régiót sújtó általános gazdasági válság következtében megindult a cipőipar visszaesése. A helyzetet tovább súlyosbította az exportbőrmunkára való áttérés, a munkabéreköltségek tetemes emelkedése, a forintárfolyam sávszélesítése és a sokáig szinte korlátlan import. A negatív folyamat eredményeként ma annyi cipőt gyártanak Magyarországon, mint az 1950-es évek elején (2003-ban 11 millió párt).

A vándorulás *dr. Faragó Tamás* professzor, szakosztályelnök zárszavával fejeződött be. Összefoglalásában elmondta, hogy a vándorülés sikerességének – a jól felkészült előadók mellett – az érdeklődő közönség volt a záloga. A vitára esetenként „szűknek” bizonyult az előadásokat követő tíz percben megszabott idő. A helytörténeti, társadalom- és gazdaságstatisztika-történeti előadások mellett nagy statisztikus elődeink élettörténetét a visszaemlékezések új formában jelenítették meg. A következő vándorülés helyét és időpontját jövőbeli lehetőségeink szabják meg.

Dr. Gyöngyösi István

SZEMÉLYI HÍREK

Elnöki dicséret. *Dr. Pukli Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, *Hársfai Ferencné*t, az Igazgatási és költségvetési főosztály főosztályvezető-helyettesét, a Hivatal költségvetési tervezési és gazdálkodási tevékenysége érdekében végzett színvonalas munkája elismeréséül; *Kelecsényiné Gáspár Katalint*, a Külkereskedelem-statisztikai főosztály főosztályvezetőjét, az új típusú külkereskedelem-statisztika kialakításában végzett eredmé-

nyes munkája elismeréséül; *Monostori Juditot*, a Társadalomstatisztikai főosztály szakmai tanácsadóját, az integrált társadalomstatisztikai rendszer kialakításában végzett eredményes munkája elismeréséül

elnöki dicséretben

részesítette.

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Elnöki határozatok. *Dr. Pukli Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke, a pénzügyminiszterrel egyetértésben határozatot hozott a Kormány 2050/2004. (III.11.) Korm. Határozatának 6./c) pontjában és 4. számú mellékletében, az államháztartásról szóló 1992. évi XXXVIII. törvény 88. § (2) bekezdésében és 90. § (1) bekezdése értelmében a KSH területi szervezeti egységek (igazgatóságok) megszüntetéséről. A megszüntetés időpontja 2004. december 31. Jogutód szerv neve: Központi Statisztikai Hivatal, székhelye: 1024 Budapest, Keleti Károly u. 5-7. Az igazgatóságok feladatait, létszámát, vagyona – ideértve a követeléseket és a kötelezettségeket is – feletti rendelkezési jogosultságát a megszüntetés napjával elkészített zárómérleg alapján a jogutód Központi Statisztikai Hivatal veszi át.

*

A Központi Statisztikai Hivatal elnökének 3/2004.(SK 7.) KSH számú határozata értelmében a Központi Statisztikai Hivatal Központ alapító okirata 1/2003. (SK 7.) KSH határozat a következőképpen módosul.

A Központi Statisztikai Hivatal Központ elnevezése Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) elnevezésre módosul.

A határozat az alábbi 8. és 9. pontokkal egészül ki. Ezzel egyidejűleg a 8., 9., 10., 11. pont sorszáma 10., 11., 12., 13.-ra módosul.

„8. A KSH feladatait központi és területi szervezeti egységei útján látja el.

9. A területi szervezeti egységek a következők:

KSH Debreceni Igazgatósága
KSH Győri Igazgatósága
KSH Miskolci Igazgatósága
KSH Pécsi Igazgatósága
KSH Szegedi Igazgatósága
KSH Veszprémi Igazgatósága

A területi szervezeti egységek a KSH részjogkörrű költségvetési egységei, önálló jogi személyiséggel nem rendelkeznek.”

3. Ezen határozat 2005. január 1-jén lép hatályba.”

Halálozás. 2004. november 4-én elhunyt *Kovács Tibor* főosztályvezető-helyettes, statisztikai főtanácsadó, a *Területi Statisztika* főszerkesztője, a Magyar Statisztikai Társaság Területi Statisztikai Szakosztályának örökös elnöke. A területi statisztika és a regionális tudomány nagy tekintélyű szakemberét türelmesen viselt betegség után érte a halál. Kovács Tibort a Központi Statisztikai Hivatal saját halottjának tekinti. (Életútjának és munkásságának méltatására visszatérünk.)

Az MTA Statisztikai Bizottsága „A statisztika tudománya a XXI. században” címmel 2004. november 9-én ülést tartott. *Kroó Norbert*, az MTA főtitkára megnyitó szavai után *Mellár Tamás*, a Bizottság elnöke vezette az ülést, ahol négy előadás hangzott el a statisztikai módszerek, eljárások, alkalmazások és mérési problémák témaköreiből. Az előadásokat vita követte. (Az ülés részletes ismertetésére visszatérünk.)

Közgazdasági Nobel-díj. A 2004. évi közgazdasági Nobel-díjat az 1943-ban, Norvégiában született és norvég állampolgárságú *Finn E. Kydland*, valamint a New York állambeli Glen Fallsban, 1940-ben született, amerikai állampolgárságú *Edward C. Prescott* kapta. *Kydland* jelenleg a Carnegie Mellon Egyetem (Pittsburgh, Pennsylvania, Egyesült Államok) és a California Egyetem (Santa Barbara, California, Egyesült Államok) *Prescott* pedig jelenleg az Arizonai Állami Egyetem (Tempe, Arizona, Egyesült Államok) professzorai, utóbbi ezen kívül a Minneapolisi Federal Reserve Bank kutatója. A két közgazdász megteremtette mind a makrogazdasági politikai, mind a konjunktúraciklusok jóval tökélethebb elméletének alapjait. Ezzel nagymértékben bővítették makroökonomiai ismereteinket. A gazdaságpolitika időbeli konzisztenciájának általuk végzett elemzése olyan kutatási programot indított el, amely igen nagy hatással volt a gazdaságpolitika gyakorlatára. A Svéd Királyi Akadémia sajtótájékoztatója megfogalmazásában a tudósok „a dinamikus makroökonomiához való hozzájárulásukért, a gazdaságpolitika időbeli konzisztenciájának és a konjunktúraciklusokat kiváltó erők tanulmányozásáért kapták a díjat és a díjjal járó 10 millió svéd koronát egyenlő arányban megosztva.

A Magyar Tudományos Akadémia Doktori Tanácsa 2004. november 2-án nyilvános vitát rendezett, melynek tárgya *Vargha András*, az ELTE Pszichológiai Intézetének tanszékvezető egyetemi tanára doktori értekezésének megtárgyalása volt. A matematikus és pszichológus végzettségű jelölt évtizedek óta a statisztika pszichológiai alkalmazásait kutatja és oktatja. Disszertációja, melynek címe „Mi történik, mit tegyünk, ha változónk nem normális eloszlású?” Számítógépes statisztikai elemzések, ordinális csoportösszehasonlító modellek, aktuális, a pszichológián jóval túl mutató statisztikai elemzéseket mutat be. A szerző elsősorban arra a kérdésre kereste a választ, hogy egyes sokasági jellemzők összehasonlításakor a leggyakrabban alkalmazott statisztikai próbák kis minták esetén hogyan viselkednek a normálitól eltérő eloszlások esetén. A jelölt az elem-

zést az általa bevezetett fogalmak és mutatók felhasználásával, valamint gondosan megtervezett számítógépes szimulációk segítségével végezte. Javaslatokat is megfogalmazott arra vonatkozóan, hogy meghatározott jellemzőkkel bíró eloszlások esetén mely próbák alkalmazása legcélravezetőbb. A dolgozatot és általában a jelölt szakmai felkészültségét és egész eddigi tevékenységét az opponensek és a bírálóbizottság kiválóra értékelte és javasolta a jelölt számára az MTA Doktora cím odaítélését.

Népszámlálás Moldovában. Az ország függetlenségének kivívása óta (1991. augusztus 27.) négyeszeri halasztás után először tartottak népszámlálást Moldovában. Az etnikai feszültségekkel teli köztársaságba az Európa Tanács 20 országból 35 nemzetközi megfigyelőt küldött. A 2004. október 5. és 12. között Anglia és Svédország anyagi támogatásával megtartott népszámláláson a Központi Statisztikai Hivatal *dr. Hajnal Béla*, egyetemi docens, a KSH Szabolcs-Szatmár-Bereg Megyei Igazgatóságának igazgatója és *John Ede*, a KSH vezető főtanácsosa képviselte, akik közül előbbi az ország fővárosában, Chisinauban, utóbbi Ungheni megyében végzett monitoring-tevékenységet. A 35 megfigyelő közül heten (a magyarok is) részt vettek az utóösszeírás ellenőrzésében is.

Gazdasági folyamatok 2000–2004. Az ábrákban és táblákban gazdag kiadvány, mely a KSH valamennyi szakfősztályának közreműködésével készült, Magyarország gazdasági fejlődésének elmúlt négy évét mutatja be a nemzetgazdasági ágazatok és más fontosabb területek történő tárgyalásával. Az egyes fejezetek címei: Külgazdasági feltételek; Gazdasági növekedés Magyarországon; Mezőgazdaság; Ipar; Lakásépítés; Beruházás; Fogyasztás, lakossági jövedelmek; Külkereskedelem; Fizetési mérleg, külföldi adósságállomány; Államháztartás; Foglalkoztatottság; Áralakulás.

(Gazdasági folyamatok, 2000–2004. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 46. old.)

Időskorúak Magyarországon címmel tanulmánykötet jelent meg a KSH azonos elnevezésű projektjének keretén belül. A kötet a demográfiai öregedés és az idősek életkörülményeinek hazai problémáiról ad átfogó képet. Az elemzéseket az Egészségügyi, Szociális és Családügyi Minisztérium (ESZCSM) szakemberei segítették, és a KSH adatbázisai szolgáltak forrásul. A főbb demográfiai jellemzők ismertetését követően az egyes tanulmányok az alábbi témákat vizsgálják: az idősek munkaerő-piaci helyzete és fogyasztási szokásai; az öregedés jellem-

zői időfelhasználás és életvitel szempontjából; az idősök egészségügyi jellemzői; megélhetési viszonyaik; lakásviszonyaik; a magyarországi idősellátás helyzete; az idősök bűnözéssel való kapcsolata (mint sértettek és mint elkövetők). A zárófejezetben a társadalom vélekedését ismerjük meg az öregségről.

A tervek szerint a legközelebbi kötet 2006-ban jelenik meg. Így lehetségessé válik a változó demográfiai folyamatok megfigyelése, illetve az idősök társadalmi helyzetének javítását célzó programok hatékonyságának mérése.

(Időskorúak Magyarországon. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 221 old.)

Tanulmánykötet. A szegénységről és a társadalmi kirekesztődés folyamatáról szól a Társadalmi egyenlőtlenségek és kirekesztődés elnevezésű új sorozat 1. kötete. A tervek szerint a továbbiakban a tárgykör különböző aspektusait és az érintett társadalmi csoportokat kívánják a szerkesztők bemutatni. Az elemzések egy programon alapulnak, melynek során a kutatók egy egységes kérdőívet alkalmazó vizsgálat-sorozat eredményeit dolgozzák fel nemzetközi össze-

hasonlításban. A programot az Eurostat koordinálja és kiterjed az Unió valamennyi tagállamára. Az EU-SILC (Statistics on Income and Living Conditions) keretében 2005-ben egy új adatfelvételt is elindítanak. E program előkészítését szolgálta az a tudományos konferencia, melynek során a kötetben megjelenő írások egy része is előadás formájában elhangzott. A tanulmányok többsége empirikus jellegű, de van közöttük elméleti írás is, amely egy későbbi adatfelvétel megalapozásához járulhat hozzá.

(A szegénység és a társadalmi kirekesztődés folyamata. Tanulmányok. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 246 old.)

A Nők és férfiak Magyarországon, 2003 című zsebkönyv formátumú adatgyűjtemény ez évben is napvilágot látott. A korábbihoz hasonlóan nemenkénti összehasonlításban mutatja be a lakosság népesedési, egészségügyi, szociális, munkaügyi, jövedelmi, időfelhasználási, bűnözési és közéleti adatait.

(Nők és férfiak Magyarországon, 2003. Központi Statisztikai Hivatal- Esélyegyenlőségi Kormányhivatal. Budapest. 2004. 149 old.)

Megjelent a *Területi Statisztika* című folyóirat 2004. évi szeptemberi száma.

ELMÉLET-MÓDSZERTAN

A kistérségek szerepe a területfejlesztésben. – *Kovács Flórián László*

A közigazgatási szolgáltatások korszerűsítésének programja; a kistérségek szerepe és a többcélú kistérségi társulások jogi szabályozása. – *Dr. Bujdosó Sándor*

A kistérségi közigazgatási rendszer kritikus pontjai és rendszerfejlesztési intelmek. – *Dr. Németh Jenő*

ELEMZÉSEK

Kistérségeink helyzete az EU küszöbén. – *Faluvégi Albert*

A Vásárhely-terv továbbfejlesztésével érintett kistérségek jellemzői. – *Sándor István – Végh Lajosné*

Kistérségek egyenlőtlensége a Dél-Dunántúlon. – *Bálint Lajos*

Kistérségek, társulások Győr-Moson-Sopron megyében. – *Ivanics Ferenc*

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

ROWE, G. – NGUYEN, H.:

A MUNKAERŐ-FELVÉTEL ADATAINAK LONGITUDINÁLIS ELEMZÉSE

(Longitudinal analysis of labour force survey data.) –
Survey Methodology, 2004. 1. sz. 105–114. p.

A Kanadai Statisztikai Hivatal az utóbbi években többször vizsgálta a munkaerő-piaci mozgásokat, elemi (mikro) adatokat is felhasználva. 1998-ban indította el új panelfelvételét: Survey of Income and Labour Dynamics (SILD). A már több évtizedes múltra visszatekintő munkaerő felvétel (Labour Force Survey – LFS) is gazdag longitudinális elemzési lehetőségeket kínált, mivel a rotációs rendszer szerint minden mintaelem hat egymást követő alkalommal megfigyelésre került. Így az elmúlt 25 év feljegyzéseiből mintegy 6,5 millió, több időszakot lefedő „mintadarabot” alakíthattak ki.

Az LFS longitudinális változata úgy készült, hogy az egyes válaszolókról olyan rekordokat állítottak össze, amelyek tartalmazták az egymás után következő hónapok (legfeljebb hat) válaszait. Így minden személyhez egy olyan rekord tartozott, amiben a lefedett időtartam során kapott összes adat megtalálható volt. Ez a hat hónap önmagában azonban nem elég egy longitudinális elemzéshez, de a mintavételi terv átfedő (overlapping) szerkezete lehetőségessé teszi egyes munkavállalói kohorszok hosszabb távú elemzését. (Például személyek, akik hat hónapon belül többször változtattak munkahelyet, vagy alkalmaztatási státusuk megváltozott stb.)

Az a fontos, hogy egy mintaperiódus hat szakasza önmagában nyomon követhető és a többféle folyamat időbeni lefutása elemezhető legyen: összesítve, miben változnak bizonyos sajátosságok 25 év alatt.

Panel jellegű vizsgálatokat már több irányban is végeztek. Jól lehetett tanulmányozni például a választási hibát az alapkategóriákban (foglalkoztatott, munkanélküli, inaktív), amennyiben a „gross” keresztszeti és egyedi adatok összehasonlításra kerültek. (Például proxy válaszok, de más példák is találhatók: vannak-e tipikus foglalkoztatási csoportok, amelyek hat hónapon belül változást jeleznek.)

Eredetileg az LFS-t nem longitudinális vizsgálatokra tervezték, így az ilyen vizsgálatok létjogosultsága nem magától értetődő. Voltak azonban már korábban is olyan vizsgálatok, amelyek jelezték, lehet érvényes következtetéseket levonni. Az egyik vizsgálatban a munkahelyről való kilépések és belépések 1976 és 1995 közötti adatait hasonlították össze a regisztrált munkaügyi adatokkal. Az eredmények erős hasonlóságot mutattak. A hivatalos adatok és az LFS másik összehasonlítása a „Job Survival” esélyhányadosa volt. A harmadik vizsgálat a születések (ahol egy év alatti csecsemők voltak), és a családfő (egyedülálló anya vagy apa) nyilvántartott munkaügyi jellemzőit hasonlította össze az LFS adataival. Ez a három elemzés azt jelezte, hogy kellő óvatossággal az LFS hasznos longitudinális mikroinformációkkal tud szolgálni.

A tanulmány példákkal illusztrálva azt mutatja be, hogy az LFS adatait miként lehetett felhasználni a Kanadai Statisztikai Hivatal 2001-es életpálya (Life Path

Megjegyzés. A *Statisztikai Irodalmi Figyelő* rovatot a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat állítja össze. A rovat minden hónapban *Külföldi Statisztikai Irodalom* fejezetet (külföldi statisztikai és demográfiai könyvek és cikkek ismertetését *Rettich Béla* szerkesztésében), páratlan hónapban általában *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlét* tartalmaz.

– LP) modelljének szimulációs számításainál. (Az LP-ről részletes információk állnak rendelkezésre a Statistics Canada honlapján: www.statcan.ca) Az LP-ben három kategória van: alkalmazott (Employed, E), önálló (Self-employed, SE) és alkalmazásban nem lévő (Not-employed, NE). (A munkanélküliség fogalmát nem használják, mert annak pontos körülírása nem könnyű, s valószínűleg növelné a válaszadási hibát.)

E kategóriák között hatféle mozgás lehetséges a mintában történt megfigyelés során: SE→E, E→SE, E→NE, NE→E, SE→NE, NE→SE, valamint van egy hetedik eset is, amikor valaki megszakítás nélkül munkahelyet változtat: E→E. Az LFS adataiból állították elő az LP-modell „career work” modelljének paramétereit. Az elemzések azt mutatták, hogy a szakaszokból álló adatok korlátozott felhasználhatósága ellenére, kellő odafigyeléssel jó és torzítatlan következtetések vonhatók le.

Az elemzést korlátozó egyik probléma, hogy az alkalmazotti státusról csak a megfigyelt félévről vannak adatok. Ugyanakkor a megfigyelt személyek foglalkozástörténete nagyon eltérők lehetnek, de az időszak végén is lehet torzítás. E kettő azonban kiegészítheti egymást, s a megfigyelési időszakból adódó „esélyhányadosokból” jól becsülhetők a hosszabb távú átmeneti valószínűségek, melyeknek formális leírását is megadja a tanulmány.

A munkaerő-piaci folyamatok nagyon eltérők lehetnek demográfiai csoportonként. Így az LP-modell a következő csoportosítást használja:

- nappali tagozatos tanulók,
- azok, akik éppen befejezték tanulmányaikat,
- születési szabadságon levők,
- fiatal foglalkoztatottak,
- idősebbek, nyugdíjazás előtt álló foglalkoztatottak.

A tanulmány csak a negyedik, a gazdaság szempontjából legfontosabb csoportot vizsgálja. (A többi csoportról az adatok a hivatal említett honlapján megtalálhatók.)

Az átmeneteket jelző hét változó nemek szerinti esélyhányadosait log-lineáris regressziós egyenletekből (összesen 14) számították ki.

A tanulmány részletes adatokat csak a férfiak és feleségek közötti összefüggésekre ad a 2×7 lehetséges átmenet gyakoriságai alapján. Az világosan látható, hogy a házastárs léte befolyásolja az eseményeket.

A vázolt eredmények alapján a családi kapcsolatoknak a szimuláció során szerepelniük kell az LP-ben. Például nyilvánvalóan jelezni kell az iskolázottság hatását.

Az LP foglalkoztatotti esély (hazard) egyenleteit az LFS keresztmetszeti adatai alátámasztották a szimulációs eljárás során.

A felvázolt eredmények jelzik, hogy az LFS adatok a megfigyelés hat hónapja alatt használható longitudinális mikroadatbázist alkotnak.

Hangsúlyozni kell, hogy a negyedszázadot átfogó havi adatok egyedülálló elemzéseket tesznek lehetővé. A munkaerő-piaci események ezek segítségével demográfiai csoportonként és a mozgások jellege szerint vizsgálhatók, de vannak még további lehetőségek is, amelyekkel a tanulmány nem foglalkozott. Az első bízató eredmények után a munka folytatódik, melynek eredményeként a feltárt összefüggések finomíthatók, pontosíthatók lesznek.

(Ism.: *Marton Ádám*)

COOK, L.:

A HIVATALOS STATISZTIKA SZABÁLYOZÁSA AZ EGYESÜLT KIRÁLYSÁGBAN

(Die Regelung amtlicher Statistiken im Vereinigten Königreich: Neue Bestimmungen für nationale Statistiken und derzeitige Einflüsse.) – *Wirtschaft und Statistik*, 2003. 2. sz.147–153. p.)

A cikk *Len Cooknak*, az ONS (Office for National Statistics) vezetőjének Németországban, a Szövetségi Statisztikai Hivatalban tartott előadását ismerteti; a szervezeti változásokat, az azoktól remélt előnyöket mutatja be, és szól a brit statisztikusokat napjainkban foglalkoztató kérdésekről is.

Az Egyesült Királyságban a statisztikai információkat elsősorban nem a nyilvánosság számára, közzététel céljából, sokkal inkább a kormányzati igények kielégítésére gyűjtik. Az 1980-as Rayner-doktrína központi gondolata szerint a hivatalos statisztika elsődleges feladata, hogy a kormányzat számára biztosítsa azokat az információkat, amelyek a döntések meghozatalához nélkülözhetetlenek. Ez a megközelítés oda vezetett, hogy a statisztikára fordítható források csökkentek. Az adatfelvételek szűkítése vagy elhagyása, a kérdőívek leegyszerűsítése, a minőségi ellenőrzések elmaradása miatt egyre gyakrabban kérdőjelezték meg a statisztika minőségét. A javítás szándékával reformot hajtottak végre a statisztikai hivatalban (Central Statistical Office – CSO), de ez nem hozott megfelelő eredményt.

A Királyi Statisztikai Társaság már a 90-es évek eleje óta óvott a statisztikába vetett bizalom elvesztésétől, hangsúlyozva, hogy a független, politikai befolyástól mentes statisztika az egészséges demokrácia fejlődéséhez elengedhetetlen.

A brit miniszterelnök, *Tony Blair* 1997-es hivatalba lépésétől nagy súlyt helyezett a kormány és a polgárok kapcsolatára, arra, hogy ennek jellemzője a

bizalom legyen. „A bizalom kiépítése a statisztikában” címmel megjelent nyilvános vitáit felsorolja azokat a kormányzati intézkedéseket, amelyeket ennek érdekében kívántak tenni, többek között a jó minőséget, a felhasználási célra való alkalmasságot, a politikai befolyástól való mentességet.

A hivatalos statisztika az Egyesült Királyságban decentralizált, mind a 32 kormányzati szerv végez statisztikai vizsgálatokat. Ez a kormányzati statisztikai szolgálat, a GSS. A Nemzeti Statisztikai Hivatal (ONS) 1996-ban, a népszámlálási hivatal és a központi statisztikai hivatal összevonásával jött létre. Az ONS állítja elő a hivatalos statisztikák mintegy felét. További lényeges változás volt, hogy 2000-ben létrehozták a főstatisztikus hivatalát (National Statistician), valamint a statisztikai bizottságot, mint független ellenőrző szervezetet. A főstatisztikus hivatal vezetője egyben a kormányzati statisztikai szolgálat és az ONS igazgatója is (ezzel a tudományos függetlenséget és minőségi szempontokat kívánták erősíteni). Azóta a hivatalos statisztikákat aszerint is meg lehet különböztetni, hogy eleget tesznek-e a nemzeti statisztikai minőségi és módszertani előírásoknak. A „nemzeti statisztika” minősítés azért különleges, mert elfogadott minőségi mutatók segítségével meg lehet ítélni, hogy az adott statisztika mennyire felel meg a felhasználási célnak.

A minőségi keretek, mutatók 2001-től a valamennyi kormányzati szerv terveit tartalmazó nemzeti statisztikai program kiegészítéseként jelennek meg.

Az ONS alapításakor keretdokumentumban rögzítették a különböző decentralizált statisztikai szolgálatok, az ott dolgozó munkatársak szerepét, a statisztikával szemben támasztott kormányzati elvárásokat. Rendeletben szabályozták a statisztikailag helyes és elfogadott eljárásokat, melyeket minden hivatalos statisztikai szolgálatba tartozó szervnek teljesítenie kell. Tekintettel a hiányzó statisztikai jogszabályokra, ez a rendelet az egyetlen olyan dokumentum, amely a statisztikai gyakorlatot szabályozza.

Az ONS céljai, a fejlesztések fő elemei: a térségi vizsgálatok, a nem statisztikai célú nyilvántartások integrálása; új európai statisztikai rendszer, nemzetközi együttműködési és támogatási forma kidolgozása; az új gazdaság, a munkaerő-piac, a társadalmi tőke, a termelékenység állapotának hatékony módszerekkel történő felmérése, valamint a munkatársak szakmai fejlődése.

A nemzeti statisztika minőségének egyik lényeges eleme a módszertan. Egyértelműnek és tudományosan megalapozottnak, ugyanakkor lehetőleg gyakorlatorientáltnak kell lennie, és figyelembe kell vennie az időfaktort, a források szűkösségét és más befolyásoló tényezőket. Ezért az ONS lehetőséget teremt

munkatársai folyamatos képzésére, módszertani és egyéb ismereteik bővítésére, hogy mindig a legjobb megoldásokat tudják alkalmazni és felkínálni.

A különböző forrásból származó információk integrációjára készítettek egy stratégiát, amely segít kiegyensúlyozni a folyamatosság és a relevancia között fennálló ellentétet. A folyamatosság megőrzéséhez be kellett vezetni a változtatások bizonyos felső határát. Az integráció a statisztika tartalmi kérdésévé vált. Biztosítani kell, hogy elegendő releváns információ álljon rendelkezésre bizonyos döntésekhez, és ezek sokszor különféle forrásokból származnak. A források integrációjának szükségességét alátámasztja az is, hogy egyre nő az igény a nagyon részletezett adatok iránt, például lakóhely, nem, kor, etnikai hovatartozás szerinti bontások.

Fontos feladat a napjaink információs korszakának megfelelő statisztikai hálózat kialakítása: a kapacitások jó része a korábbi szétaprózódott rendszeren alapul, melyek felett technológiailag is eljárt az idő. Az új módszer kidolgozása megkezdődött, fontos azonban, hogy a fejlesztés közben is elegendő információ álljon rendelkezésre, hogy a változások közepette is meg lehessen felelni az emelkedő minőségi követelményeknek.

A statisztikai adatok növekvő része származik hatósági nyilvántartásokból. Nagy előny, hogy ráfordítások nélkül keletkeznek információk, hiszen az igazgatási események, akciók rögzítésre kerülnek. A kommunális és települési információk nagy része így keletkezik. A statisztikai jogszabályalkotást 2002-től újból átgondolták abból a szempontból, hogy szükséges lenne bizonyos jogszabályokat megváltoztatni, hogy ezáltal más célú adatokból újabb statisztikai információkat lehessen nyerni. Ahhoz, hogy a hatósági információkat az ugyanilyen tartalmú statisztikai információkkal össze lehessen hasonlítani, szükséges az osztályozások, mértékegységek, definíciók egységes használata.

Az E-business stratégia megköveteli, hogy a kormányzati területeken keletkező információk mennyisége növekedjen. Az állam és a polgárok kapcsolatát leíró területeknél, például egészségügy, bűnügyek, adózás, szociális ellátás különösen fontos, hogy a más célra keletkezett adatok statisztikai felhasználásánál fenntartsák a közvélemény bizalmát, bármilyen formában történik is az adatok áramlása. Szintén fontos, hogy az adatok gyűjtésének szükségességét, függetlenül attól, hogy ez milyen formában történik, a lakosság elismerje.

Az elektronikus úton történő információcsere a kormányzati részlegek, valamint a kormányzat és a nyilvánosság között különös védelmi rendszert igényel. Biztosítani kell, hogy a bizalmas elektro-

nikus információ a megfelelő helyre kerüljön. Itt bármelyik államigazgatási részleg hibája az egész kormányzat számára bizalomvesztéssel jár. A stratégia szerint biztonságos kormányzati elektronikus csatornákat kell kiépíteni, jelenleg ezen dolgoznak a pénzügyminisztérium, a vámhivatal, a nemzeti bank bevonásával.

A legfontosabb stratégiai cél, hogy a közvélemény bizalmát megnyerjék és megtartsák. Ehhez gyorsan és hatékonyan kell visszaadni a felvételek eredményeit, hogy a kérdések megválaszolásában résztvevő lakosságnak legyen benyomása arról, hogyan működött közre a hivatalos statisztika előállításában. Minőségi kérdésekben nem szabad engedni, ezért a statisztikusok ismereteit állandóan bővíteni kell, beruházásként kezelve a tanulást és képesség fejlesztést, hogy a munkatársak a legkülönbözőbb területeken – gazdaság, társadalomtudományok, földrajz – felkészültek, tárgyalóképesek legyenek. Az ONS az európai statisztikai rendszer alakításában is szeretne részt venni, ahol a nemzeti sajátosságokon túl az egy-éges statisztikára való áttérés jelent nagy feladatot.

(Ism.: *Waffenschmidt Jánosné*)

STRASSER, H.:

A STATISZTIKA MINT TUDOMÁNYÁG KILÁTÁSAI
AZ EGYETEMEN

(Perspectives of statistics as a scientific subject at a university.) – *Austrian Journal of Statistics*. 2003. 4. sz. 285–295. p.

A cikk *H. Strassernek* a Bécsi Közgazdasági és Üzleti Egyetemen elhangzott előadását tartalmazza. Az egyetem statisztika tanszékének munkatársai egyaránt folytatnak kutatói és oktatói tevékenységet. A kutatás külső forrásokra támaszkodik, annak eredményeit az üzleti élet hasznosítja. A hallgatókat a kutatási eredmények későbbi lehetséges felhasználóinak tekintik. A statisztika tanszéken 14-en oktatnak. Az egyetemen nem adnak statisztikusi diplomát a végzetteknek.

A különböző tudományágak versenyeznek és együttműködnek egymással. Ez a szakterületek művelőire és az egyetemi tanszékekre egyaránt érvényes. A szerző a statisztikát a dolgok megismerésének problémáit kezelő tudományágnak tekinti. Ezt azzal támasztja alá, hogy a tudományos elméletek tapasztalati adatokon alapulnak, és a tudományos gondolkodás sokban hasonlít a mindennapok érzéki benyomásokon alapuló felismeréséhez. Ugyanakkor a statisztika olyan tapasztalati adatokkal foglalkozik,

amelyek érzékileg nem értelmezhetők. A statisztika nem az evolúció során kialakult érzékszervekre, hanem döntően informatikai eszközökre támaszkodik. Ezek az eszközök kezdetben igencsak egyszerűek voltak: számlálás és diagramkészítés, amihez papírt és ceruzát használtak. A statisztika kapcsolatot teremt az elméleti matematikai modellek és az információfeldolgozás eszközeivel kezelt tapasztalati adatok között.

A társadalomtudományok területén a sztochasztikus zaj sokkal erősebb, mint a természettudományokban. Ezen túlmenően jóval kevesebb a rendelkezésre álló adat, illetve a mintanagyság növelésének költségkihatása van. Ezek azok az okok, amiért az empirikus kutatás számára új módszertant kellett kidolgozni. Ez az új módszertan a statisztika. A statisztikai módszereknek biztosítaniuk kell, hogy gyakorlatilag kizárható legyen a hibás következtetés. Ezt a szignifikancia fogalmának bevezetése tette lehetővé.

A statisztika besorolása a tudományágak közé máig bizonytalan. Kétféle filozófiai redukcionizmussal találkozunk: az egyik az alkalmazott matematika, míg a másik az informatika és így a számítástechnika részének tekinti a statisztikát. Mindez az egyetemek hozzáállásában is megfigyelhető. Jelenleg a számítástechnika fejlődése következtében az utóbbi a gyakoribb: a statisztikai szoftverek alapján a számítógépes programok egyikének tüntetik fel a statisztikát. Más oldalról a számítástechnika korábban elképzelhetetlen lehetőségeket kínál a statisztika számára is.

Sajnálatos módon sok elméleti statisztikus nem veszi magának a fáradságot, hogy megtanulja a számítógépet a tudományos gondolkodás részeként használni. Ez a konzervatív hozzáállás vezetett oda, hogy egész statisztikai tanszékeket szálltak meg a számítástechnikusok. Bécsben ugyanakkor ennek fordítottja figyelhető meg: az a riasztó helyzet állt elő, hogy az új technológia iránt érzékeny statisztikusok tömegesen mennek át a számítástechnika tanszékre, mivel hagyományos környezetükben úgy érzik, nem értik meg őket.

A szerző szerint a kihívás egyszerű módon kezelhető: a statisztika tanszéknek tudomásul kell venni a számítástechnika gyors fejlődését és ebből adódó rohamos elterjedését, de nem szabad feladni önmagát, meg kell őrizni önazonosságát. A statisztika tanszék személyzetének meg kell őriznie kompetenciáját mind a matematikai modellek, mind az adatelemzési technikák területén. A statisztikai kutatásnak a modellek matematikai kidolgozása és a tapasztalati adatok információtechnikai eszközökkel történő feldolgozása egyaránt elengedhetetlen részét ké-

pezi. Ami az informatikát illeti, a folyamatos lépéstartásról feltétlenül gondoskodni kell.

A szerző úgy gondolja, hogy a bécsi egyetem statisztika tanszéke eleget tesz ezeknek az elvárásoknak. A tanszék dolgozói elismert szakfolyóiratokban publikálnak, és nemzetközi intézetekben, bizottságokban tevékenykednek. Más területen viszont még van tennivalójuk: inkább felhasználóbarátnak kell lenniük, és el kell tudni adni termékeiket a felhasználóknak. Termékeik eszközköz az empirikus kutatás számára, felhasználóik pedig az empirikus tudományos tevékenységet folytató kutatók. Ezen a piacon is a kínálat-kereslet egyensúlya volna optimális. A statisztikusok a kínálati oldalt jelentik, és a termékfejlesztésben addig a pontig kell előrejutniuk, ahol a felhasználók már késztermékek látják a fejlesztés eredményét.

A statisztikusok nem állítanak elő olyan dolgot, amivel nyereséget lehet termelni. A statisztika révén elérhető nyereség nem más mint az empirikus kutatás minősége és az így szerzett tudományos ismeretek érvényessége. A módszertani kutatás eredményei iránti kereslet csak tudásalapú társadalomban jelentkezhet, ahol a tudományos kutatás eredményét annak minősége alapján értékelik. A statisztikatudomány csak ilyen környezetben lehet hosszú távon

életképes. Az ilyen környezet megteremtése viszont már nem a statisztika feladata.

Ausztriában az egyetemi reform a fejleszteni kívánt tudományterületek kijelölését jelenti. A szerző az elmondottakkal az egyetem tudományos és gazdasági vezetőinek döntéséhez kívánt információval szolgálni. Végző érve az volt, hogy a statisztika súlyát immár a Nobel-díj bizottság is elismerte. Nobel Alfréd kizárta a matematikát a díjazandó területek közül, és az csak idővel vált elismertté a közgazdasági Nobel-émlékdíj létrejöttével. (Lásd *Leontieff* input-output elemzéséért és *Markowitz* pénzügyi matematikai portfólióelméletéért adott Nobel-díjat.) 2003-ban első ízben ismertek el Nobel-díjjal olyan matematikai elvet, ami a szorosabb értelemben vett statisztikának is az alapját képezi. *Clive Granger* módszertant dolgozott ki az olyan hosszú távú kapcsolatok statisztikai-ökonometriai elemzésére, amelyeket legalábbis részben elfed a rövid távú ingadozás. *Robert Engle* pedig olyan statisztikai modelleket dolgozott ki, amelyek lehetővé teszik annak kimutatását, hogy a véletlen hiba szórása szisztematikusan hogyan függ a korábbi véletlen hibától (lásd feltételes autoregresszív heteroszkedaszticitás).

(Ism.: *Szász Kálmán*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

JOVANOVIĆ, B. – LOKSHIN, M. M.:

AZ ÁLLAMI ÉS A MAGÁNSZEKTOR KÖZÖTTI BÉRKÜLÖNBSÉGEK MOSZKVA-BAN

(Wage differentials between the state and private sectors in Moscow.) – *Review of Income and Wealth*, 2004. 1. sz. 107–123. p.

Az állami szektorban foglalkoztatottak részére fizetett bérek Oroszország állami költségvetésének még jelenleg is igen számottevő hányadát képviselik. E terület bérarányai jelentős hatást gyakorolnak a munkaerőpiac többi részére is. Az állami és a magánszféra kereseti viszonyai között – az előbbi hátrányára – folyamatosan szélesedő rés észlelhető. Ez egyrészt gyengíti az állami befolyás szerepét a munkaerőpiacon, másrészt igen eltérően érinti az orosz lakosság különböző csoportjainak gazdasági helyzetét. A gazdasági reformok arra ösztönözték az egyént, hogy éljen a privatizáció nyújtotta lehetőségekkel. Ugyanakkor a központi tervgazdálkodás keretei között nevelkedett generációk azzal a problémával kerülnek szembe, hogy megszerzett képzettségük, gyakorlati tudásuk értéktelenné, érdektelenné

válják a magánszektor számára. Az állami szektorban a főállásban elérhető viszonylag alacsony fizetések nem ösztönözik a teljesítmények növelésére, új, kreatív dolgozók részére pedig különösen nehéz vonzóvá tenni ezt a területet.

A tanulmány e hatások részletes feltárása érdekében az 1997 évi orosz munkaerő-felvétel alapján, Moszkvára vonatkozóan vizsgálja az állami és a magánszféra között észlelhető bérkülönbségeket, illetve a bérstruktúrák fontosabb eltéréseit. Végző soron arra a kérdésre keresi a választ, hogy van-e különbség a felhalmozott humán tőke megtérülési rátája között az állami és a magánszektorban, jobb feltételek közé kerülnek-e a magánszféra dolgozói, mint azok, akik megmaradtak az állami szektor kereteiben. A kapott eredmények egyébként arra mutatnak, hogy a humán tőke megtérülési rátája viszonylag igen alacsony. Meghatározott szakmájú fizikai munkások iránt ugyan nagy a kereslet a munkaerőpiacon, a magas iskolai végzettségű szellemi dolgozók helyzetére azonban inkább a túlkínálat jellemző.

Oroszországban 1991-ben a férfiak 83,8 százalékat, a nőknek 90,1 százalékát az állami szektorban foglalkoztatták. Három évvel később a férfi munka-

erőnek már kevesebb mint fele, a nőknek pedig 62,2 százaléka tartozott az állami szektorba. Bár a csökkenés a további években is folytatódott, az állami szektor aránya még a kilencvenes évek végén is számottevő maradt.

A vizsgálat alapjául szolgáló, a foglalkoztatott – 15–72 éves korú – férfiakra és nőkre kiterjedő reprezentatív munkaügyi felvétel két részből állt. Az első rész Oroszország egész területéről tartalmazott információkat a háztartások és tagjaik demográfiai jellemzőiről, iskolai végzettségéről és foglalkoztatási helyzetéről. A megfigyelés kiegészítő modulját Oroszország öt fontos területi egységéről (Moszkva, Moszkvai Terület, Cseljabinszki Terület, Csuvas Köztársaság és a Krasnojarszki Határvidék) összesen 11 177 főre kiterjedő reprezentatív mintavétel képezte, amelyből Moszkva mintegy 5 490 fővel részesedett. Ez a kiegészítő felvétel részletes információkat gyűjtött a bérekről, az egyéb juttatásokról, a teljesített munkaórákról, a válaszolót foglalkoztató cég, illetve intézmény főbb jellemzőiről (méret, tulajdonosi típus), továbbá arról, hogy a válaszoló időben és teljes összegben megkapja-e a bérét. A válaszolót arra is felkérték, hogy hét évre visszatekintően számoljon be munkahelyeiről (ideértve a foglalkoztató gazdasági ágazatát, méretét, tulajdonosi típusát).

A részletes vizsgálat céljára a mintát arra a 4 590 főre korlátozták, akiket teljes munkaidőben foglalkoztattak, megkapták 1997. november havi bérüket és teljesítették az ennek megfelelő munkaórákat. (A hadsereg és a rendőrség polgári alkalmazottait nem vonták be a mintába.) A Moszkva városára történő korlátozást több megfontolás is indokolta. Egyrészt – Oroszország más területeitől eltérően – itt mindkét szektorban elég nagy a működő cégek, intézmények száma ahhoz, hogy a munkavállaló saját elhatározása szerint, képességeinek megfelelően döntsön arról, hogy melyik szektorban, kis- vagy nagyvállalatnál stb. kíván elhelyezkedni. Másrészt nem lehetett figyelmen kívül hagyni a „bérhátralékok” problémáját sem (vagyis, hogy a munkavállaló csak késedelmesen, vagy csak részben kapja meg a részére járó bért). Moszkvában a bérhátralékok kevésbé gyakoriak, mint Oroszország egyéb területein. A fővárosban 1997-ben csak a foglalkoztatottak 12,6 százalékánál fordult elő a bérek késedelmes vagy nem teljes kifizetése, s ez lényegesen kedvezőbb az ország más területein tapasztalható kétharmados aránynál. Emellett a piacgazdasági átalakulás folyamata Moszkvában lényegesen előrehaladottabb, mint az ország többi részében, ezért az itt levonható következtetések iránymutatók lehetnek a munkaerőpiac más területeken várható alakulása szempontjából is.

A magánszektorban foglalkoztatott válaszadók közül külön-külön csoportba sorolták az új magánvállalatnál, a magántulajdonosi többségű privatizált vállalatnál és a más tulajdonosi típusú vállalatnál (például külföldi tulajdonú cégeknél, részvénytársaságoknál) dolgozókat. Az állami szektorban foglalkoztatottak között az állami tulajdonú vállalatnál vagy intézménynél, az önkormányzati irányítású, illetve a többségileg állami tulajdonú, privatizált vállalatnál dolgozókat különböztették meg.

A mintában szereplő férfiak csaknem felét, a nőknek pedig 39 százalékát a magánszektorban foglalkoztatták 1997-ben. A megfigyelt személyek 55,6 százaléka (2 586 fő) mindig az állami szektorban dolgozott, 22,1 százalékuk (1028 fő) az államból ment át a magánszektorba. Az ezzel ellentétes, vagyis az állami szektorba irányuló mozgás teljesen jelentéktelen: mindössze 0,3 százalékot, azaz 15 főt érintett. A mintába tartozók 20 százalékát (1 024 főt) korábban is a magánszektorban alkalmazták.

A vizsgálat során elméleti megközelítésként olyan regressziós modellt alkalmaztak, amelyet *van der Gaag* és *Vijverberg* ismertetett 1988-ban egy fejlődő ország közszolgálati és magánszektorának bérszínvonal számításai kapcsán. A szektorális választás egyetlenél három változót vettek figyelembe: a foglalkoztatási ágazatot 1992 előtt, a családi állapotot és a háztartásban élő gyermekek számát. A béregyenletek magyarázó változói között az életkort, az iskolai végzettséget kifejező öt dummy változót, valamint a szolgálati időre vonatkozó négy dummy változót használtak.

A vizsgálat számos szisztematikus eltérésre hívta fel a figyelmet a két terület között. A magánszférában dolgozók általában fiatalabbak, rövidebb szolgálati idővel rendelkeznek és többnyire olyan ágazatokba tartoznak, amelyekre 1991-ben a tömeges privatizáció volt a jellemző. Az egészségügy, illetve az oktatás kivételével, valamennyi ágazatban jelentős és pozitív irányú mozgás észlelhető a magánszféra irányában. Figyelemre méltó, hogy míg az állami szektorban dolgozók között átlagosan 12 százalékkal magasabb az egyetemi végzettségűek aránya, a fiatal diplomások közül csaknem kétszer annyian helyezkedtek el a magánszektorban, mint amennyien az állami szektorban kerestek alkalmazást.

A végzett becslések eredményei szerint 1997-ben, Moszkvában – az egyéb feltételek azonossága esetén – a magánszférában dolgozók bére átlagosan 16 százalékkal volt magasabb az állami szektorban dolgozókéénál. Az állami szektor bérszínvonalára a férfiak esetében 14,3 százalékkal, a nők esetében 18,3 százalékkal maradt el a privátszektortól.

A nők a magánszektorban több prémiumban részesülnek, mint a férfiak. Az eltérést azonban részben ellensúlyozzák az állami szektorban foglalkoztatottak részére nyújtott egyéb juttatások. Amikor tehát a kapott juttatások az állami szférában magasabbak, számosan választják az állami foglalkoztatást, annak ellenére, hogy a magánszektorban kedvezőbb a bérszínvonal. A vizsgálat adatai tanúsítják, hogy a magánszektorhoz képest az állami szektor dolgozóinak nagyobb hányada élvez olyan juttatásokat, mint végkielégítés, táppénz, családi pótlék, hozzájárulás az étkezési, a lakás, illetve közlekedési költségekhez.

A szektorok közötti bérstruktúra-különbségek a férfiak, illetve a nők körében egyaránt észlelhetők. A magánszektorban valamennyi korcsoportban magasabbak az iskolai végzettség, illetve a szolgálati idő által befolyásolt átlagos bérek. Egyértelmű viszont, hogy a magánszféra foglalkoztatottai között rövidebb szolgálati idő esetén is jelentős bérelőnyhöz lehet jutni a már régebben ott dolgozókkal szemben. Az állami szektorban foglalkoztatott férfiak általában 48 éves korukban érik el az egyéni kereseti csúcst, míg a magán szektorban erre a 44 éves kor is

elegendő. A nők esetében az ennek megfelelő életkor az állami szektorban 44 év, a magánszektorban 40 év. A vizsgálatnak az a megállapítása, hogy az iskolai végzettség mind a férfiak, mind a nők esetében viszonylag nagy súlyt jelent azért meglepő, mert ellentmond annak a kiinduló hipotézisnek, hogy a magánszférában jobban méltányolják a gyakorlat során megszerzett jártasságot.

Oroszországban jelenleg komoly problémát okoz, hogy a fennálló bérkülönbségek miatt nehéz magasan képzett munkaerőt toborozni az állami szektor számára, illetve megfelelő előmenetelt (esetenként másodállási lehetőséget) ígérve megtartani a már ott dolgozókat a magánszektor részéről jelentkező vonzással szemben. További jelenség, hogy a fiatal férfiak és nők nem választanak olyan foglalkozásokat, mint az orvosi, pedagógusi vagy kutatói pálya, amelyek túlnyomórészt az állami szférára összpontosulnak. Ezek a tényezők a későbbiekben még fokozottabban veszélyeztethetik az állami szféra működésének hatékonyságát.

(Ism.: *Tűű Lászlóné*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

SCHWENK, A. E. – WIATROWSKA, W. J.:

A FOGLALKOZTATÁSI KÖLTSÉGINDEX HASZNÁLATA AZ EGÉSZSÉGBIZTOSÍTÁSI KIFIZETÉSEK MEGÁLLAPÍTÁSÁNÁL

(Using the employment cost index to adjust Medicare payments.) – *Monthly Labor Review*, 2002. 10. sz. 20–27. p.

Az Egyesült Államok egészségbiztosítási rendszerében évente 200 milliárd dollár kerül kifizetésre a központi költségvetésből, ami 40 millió, főként idős ember ellátását szolgálja. Ez az egészségügyi ellátást nyújtók számára kifizetett összeg évente újra megállapításra kerül, aminél a munkaadók bérköltségének változását veszik figyelembe. A kifizetést kórházak, szakápolási intézetek, otthoni ellátást biztosító szervezetek, orvosok és egyéb egészségügyi ellátást nyújtók kapják. Ennek mértéke függ a megállapított betegségtől és az ellátó földrajzi helyzetétől. A tényleges kifizetés rendszere meglehetősen bonyolult.

A Munkügyi Statisztikai Hivatal, az 1970-es évek elejétől kezdve, a foglalkoztatási költség indexét negyedévenként számítja ki havi adatokból. A foglalkozási és ágazati részletezésben számított indexnél figyelembe veszik a béreket, a fizetéseket és a juttatásokat a polgári foglalkoztatottak körében, kivéve a

mezőgazdasági foglalkozásokat. Az 1980-as évek közepétől az index több év átlagában évi 3–4 százalékkal növekedett. Az egészségügyi dolgozók körében hol magasabb, hol alacsonyabb értéket mutattak ki, mint a foglalkoztatottak teljes (megfigyelt) körére vonatkozóan. Az eltérés 1–2 százalékpont volt.

A foglalkoztatási költség indexét az egészségbiztosítási kifizetések korrekciója mellett más célokra is felhasználják: ilyen a béralakulás trendjének megállapítása, amit a bérköltség tervezésénél vesznek figyelembe, irányelvként használják a kollektív szerződéseknél, terjedőben van a hosszúlejárátú vásárlási és szolgáltatási szerződések kialakításánál, alkalmazzák a köztisztviselők és közalkalmazottak fizetésének megállapításánál, a nemzetgazdaság teljesítményének és a lakosság jóléti helyzetének értékelésére.

Az 1965-ben létrehozott egészségbiztosítási rendszer a 65 éves és idősebb amerikaiakra és a tartósan fogyatékosokra terjed ki. A kifizetések összege 1966-ban még 2 milliárd dollár alatt volt, 1973-ban túllépte a 10 milliárdot, 2000-ben pedig már 224 milliárd dollárt tett ki (ez az összes egészségügyi kiadás 17 százaléka). (Éves adatokat lásd az interneten: www.hcfa.gov/stats/nheoact/tables/nhe00.csv) Az egészségbiztosítási rendszer kétféleképpen fizeti a kórházi, műtéti és egészségügyi szolgáltatásokat: fizeti a teljesített szolgáltatások díját, és előlegezi az ellátást

nyújtók jövőbeni szolgáltatásait. 1998 óta az egészségbiztosítási rendszer kedvezményezettjei a hagyományosan biztosított szolgáltatások körén túl magánbiztosítási ellátást is választhatnak. 2000-ben a kedvezményezettek 14 százaléka élt ezzel a lehetőséggel.

A legtöbb foglalkoztatott befizetője az egészségbiztosítási rendszernek. Jelenleg a hozzájárulás mértéke a kereset 1,45 százaléka, és ezt mind a munkavállaló, mind a munkaadó befizeti. Egészségbiztosítási kifizetésre 65 éves korban válnak jogosulttá, illetve 2 évvel a fogyatékoság bekövetkezése után kapják meg azt.

Az egészségügyi szolgáltatást nyújtók korábban „költség alapon” kaptak pénzt, azaz megtérítették a „szokásos és észszerű” költségeiket. Ez nem ösztönzött hatékonyságra, és ennek eredményeképpen folyamatosan nőttek a költségek. Az 1980-as évek elején megkezdődött a rendszer átalakítása, és azóta a kifizetések rendszerint elmaradnak az egészségügyi szolgáltatók díjaitól. Az egészségbiztosítási kifizetéseknél jelenleg figyelembe veszik a többszáz helyen működő több mint egy millió egészségügyi szolgáltatást nyújtók körülményeit, a kérdéses szolgáltatás máshol történő elérhetőségét és a szolgáltatás költségét befolyásoló piaci viszonyokat. A rendszer 15 kifizetési területet határoz meg. E kifizetéseknek több mint felét a kórházi és akut kezelések, illetve az orvosok fizetése teszi ki.

A szerző az 1999. évre vonatkozó számszerű példán mutatja be az egészségbiztosítási kifizetések évenkénti megállapításánál alkalmazott eljárást.

Mind a foglalkoztatási költség indexének megállapítása, mind az egészségbiztosítási rendszer változásnak néz elébe. 2005-ben az ágazati rendszert és a foglalkozások osztályozási rendszerét is megkívánják változtatni. Mindkét területen továbbra is nemzeti nomenklatúrát kívánnak alkalmazni. A változtatások célja az, hogy jobban tükröződjön benne az amerikai gazdaság szerkezete (lásd új iparágak megjelenését) és konzisztens legyen az Egyesült Államok, Kanada és Mexikó vonatkozásában.

Az egészségbiztosítási kifizetések területére vonatkozóan 2002-ben tett javaslatok tartalmazzák az egészségügyben a bérek és juttatások jobb közelítését az egészségügyi foglalkozások szakmai követelményeihez, az index súlyozásának az egészségügyi foglalkozások tényleges súlyához való közelítését, a városi és vidéki kórházi fizetések eltérő mértékű változtatását, az egészségügy területén a ráfordítások árainak követését és a hatékonyság figyelembevételét. Mindezt a baby-boom nemzedék öregedése és az egészségügyi technikák korszerűsödése egyaránt szükségessé teszik.

(Ism.: Szász Kálmán)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



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

2003. ÉVI 369–370. SZÁM

Fougère, D. – Pouget, J.: A közszolgáltatásba való belépés gazdasági meghatározói.

Paola, V. – Moulet, S.: A közszolgálati szektor foglalkoztatottsága és a fiatalok foglalkozási integrációs útjai.

Raynaud, P.: A helyi és regionális hatóságok által irányított közszolgálati szektor foglalkoztatottsága.

Pauron, A.: Köztisztviselők mobilitása a szolgálati idő alatt.

Koubi, M.: Karrier utak: egy kohorsz elemzés.

Koubi, M.: Fizetési utak kohorsz szerint 1967-től 2000-ig.

Delarre, S. – Duhautois, R.: Alkalmazotti mobilitás egy csoporton belül: a földrajzi közelség súlya és strukturális hasonlóságok.

Crague, G.: Növekvően változó és ideiglenes munkahelyek.



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI. 2. SZÁM

Rychtariková, J.: Változások a generációs termékenységben Csehországban, a nők iskolai végzettségére összpontosítva.

Kretschmerová, T. – Simek, M.: Népeségtovábbvezetés Csehországra 2050-ig.

Burcin, B. – Kucera, T.: Új alapú népesség-előrejelzés Csehországra (2003–2065).

Pistora, L.: A római katolikus egyház a 2001-es censusban.

Morávková, S.: A vallás megfigyelésének módszertana a 2001-es censusban.



A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 2. SZÁM

Esposito, J. L.: Iteratív, több módszeres kérdőív-értékelési kutatás: egy esettanulmány.

Belli, R. F. – Lee, E. H. – Stafford, F. P. – Chou, C. H.: Naptári és kérdéslistas felvételi módszerek: a kérdezőbiztos magatartás és az adatminőség közötti kapcsolat.

Hoogendoorn, A. W.: Kérdőívterv a kognitív megfélemlés problémáját megcélzó kikérdezésre.

Bellehem, J. – Hundepool, A.: TADEQ: egy eszköz elektronikus kérdőívek dokumentálásához és elemzéséhez.

Press, S. J. – Tanur, J. M.: Válasz generálta intervallum kérdőívterv viszonyítása a felvételi pontossághoz és a válaszadási arányhoz.

Potaka, L. – Cochrane, S.: Kétnyelvű kérdőívek kialakítása: új-zélandi tapasztalatok a 2001-es maori nyelvi felvétel kialakítása során.

Vaart, W.: Az idővonal mint eszköz a visszaemlékezés javításához standardizált kutatási interjúkban.

Morrison, R. L. – Stettler, K. – Anderson, A. E.: Címrajzok használata a háztartási felvételekre vonatkozó kognitív kutatásban.

Holmberg, A.: Előnyomtatási hatások a hivatalos statisztikában: egy kísérleti vizsgálat.

Pascale, J. – Mayer, T.S.: A kikérdezővel kapcsolatos titoktartási kérdések feltárása: előzetes megállapítások.

Wilson, B. F. – Altman, B. M. – Whitaker, K. – Callegaro, M.: Mennyire jó a jó? Válaszlehetőségek numerikus értékelésének összehasonlítása az egészségi állapotra vonatkozó kérdés önfelmérésének két változatára.

Haraldsen, G.: A válaszadási terhek meghatározása és csökkentése az internetes vállalati felvételekben.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 1. SZÁM

Selz, M. – Thélot, C.: A képzés és gyakorlat bevezetési rentabilitásának fejlődése Franciaországban az elmül harmincöt év során.

Tribalat, M.: Az idegen származású népesség becslése Franciaországban 1999-ben.

Leridon, H.: Egy akadémia demográfiája. (A Tudományos Akadémia 1666-tól 2030-ig.)

Van Bavel, J.: Fogamzásgátlási módszerek áttekintése a történeti demográfiában.

Munoz, M. – Vázquez, C. – Vázquez, J. J.: Hajléktalan és sérülékeny népességszoportok Madridban.

Pan Ké Shon, J. L.: A nem listás választás meghatározói és érzékeny lakónegyedek Franciaországban.

2004. ÉVI 2. SZÁM

Mucchielli, L.: A gyilkosok és áldozataik demográfiai és társadalmi jellemzői. Felvétel a párizsi régió egyik megyéjében az 1990-es években.

Lalou, R. – Piché, V.: AIDS-veszélyeztetett bevándorlók: a kockázatok kezelése és a társadalmi ellenőrzés. A Senegal-folyó völgyének példája.

Mamelund, S. E.: Az 1918-as spanyolnátha felelős az 1920-as baby-boomért Norvégiában? Egy semleges ország esete.

Sardon, J. P.: A fejlett országok jelenlegi demográfiai fejlődése.

Monnier, A.: Az Európai Unió a bővítés órájában.



AZ EGYESÜLT NEMZETEK EURÓPAI GAZDASÁGI
BIZOTTSÁGÁNAK FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 3–4. SZÁM

Olenski, J.: A szabványok keretrendszere a társadalomstatisztika globális harmonizációjához (különös tekintettel az átmeneti és globális folyamatokra).

Rendall, M. S. – Tomassini, C. – Elliot, D. J.: A nemzetközi vándorlás éves becslése az Egyesült Királyság és a kontinentális EU munkaerő-felvételeiből.

Kolesnikov, S.: Összorosz népszámlálás – 2002: információk, kommunikációk és kapcsolattartás.

Kudabaev, Z. – Minbaev, M.: A szegénység csökkenése a Kirgiz Köztársaságban és mérésének pontossága.

Riera-Ledesma, J. – Salazar-Gonzales, J. J.: Algoritmusok az automatikus adatedításhoz.

Cohen, S. H.: Az amerikai munkaerő-statisztikai hivatal által alkalmazott adatedítási stratégiák az internetes adatgyűjtésben.

Wannell, T.: Statisztikai esettanulmányok kiválasztása és vizsgálata.

Davis, T.: Az e-kereskedelem mérései és elemzése.

Pfuderer, S.: Falusi fejlesztési statisztikák az EGB-régióban – egy új projekt.

Wulff, A.: StatBank Denmark 2003: folyó fejlesztés és jövőbeni tervek.

Me, A. – Giovannelli, C.: Az ENSZ EGB nemekre vonatkozó statisztikai adatbázisa.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 8. SZÁM

Az intézményesítés hatásai a vállalatoknál folyó folyamatos képzéssel összefüggésben.

A halálóki statisztikák minőségi kérdései: eredmények az ICD-9 és ICD-10 összehasonlító vizsgálatából.

Osztórák társadalombiztosítási intézmények 2003-ban.

A tartományok szociális segélyei 2002-ben.

A 2001-es épület- és lakásösszeírás: fő eredmények Ausztriára.

Tehéntejtermelés és -fogyasztás 2003-ban.

Szabadidős és üzleti utazások 2004. első negyedévében.

Becslések megvalósítása előző évi áron az osztrák nemzeti számlákban.

Külkereskedelem: végleges eredmények, 2003.

2004. ÉVI 9. SZÁM

A munkaerő költségek harmonizált indexe (LCI).

Árindex a szállításra, gépekre és berendezésekre, valamint gépekre.

A lakások fűtése 2003-ban: 2003. szeptemberi mikrocenzus.

Környezetvédelmi kiadások Ausztriában, 2001.

Öko-iparágak a 2001-es és 2002-es években.

Fa-mérlegek 1999-től 2002-ig.

Szabadidős és üzleti utazások 2004. második negyedévében.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2004. ÉVI 4. SZÁM

Sibbertsen, P.: Hosszú memória kontra strukturális törések: áttekintés.

Hofmann, G.: A Fisher-féle információk összehasonlítása nyilvántartási adatokban és véletlen megfigyelésekben.

Lin, L.: Általánosított kvázi-likelihood.

Wagner, M. – Marsh, T. A.: Szárnyindexbecslés kis mintákban. Szimulációs eredmények független és ARCH-típusú pénzforgalmi piacokra.

Abdelkader, Y.: Rend statisztikák momentumainak számítása nem azonos eloszlású Erlang-változókból.

Singh, S. – Grewall, I. S. – Joarder, A.: Becslőfüggvények általános osztálya több jellemző felvételekben.

Ahmed, H. – Kayid, M.: Reziduumok Laplace-transzformációs rendezésének megőrzési tulajdonságai.

statistika
EKONOMICKO - STATISTICKY ČASOPIS

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 4. SZÁM

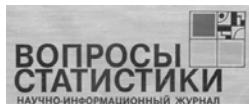
Klas, A.: A technológiai és innovációs fejlesztés meghatározása és jelentősége.

Plojhar, M. – Tomsik, V.: Adók és gazdasági teljesítmény: empirikus tesztek az OECD-országok paneljére vonatkozóan.

Jilek, J. – Vojta, M.: A termelés trendjei és szezonaritása: szakosodási és nemzetgazdasági szemlélet.

Zamrazilová, E.: Csehország kereskedelmi integrációja az EU-val.

Kostolansky, R.: Kezdeményezések a szolgáltatások kereskedelmi osztályozásának kezelésében.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 7. SZÁM

Gel'vanovskiy, M. I.: A nemzetgazdaság versenyképessége: problémák a statisztikai támogatással.

Savinov, Yu. A.: Az orosz vállalatok versenyképessége a nemzetközi kereskedelemben.

Gorbacheva, T. L. – Ryzhikova, Z. A.: A foglalkoztatottság elméleti és gyakorlati szempontjai az informális gazdaság mérésében.

Barsukova, S. Yu.: Csökkenthető-e a fekete foglalkoztatottság Oroszországban?

Moiseenko, V. M.: A belső vándorlás mértékének csökkenése Oroszországban: tapasztalatok a változások becslésére az aktuális adatok alapján.

Shakhot'ko, D. V.: Házasságok és házas termékenység Fehéroroszországban.

Dorokhov, E. V.: Az adósság és a másodlagos értékpapírok statisztikai vizsgálata.

Lileev, I. V.: A részvénybefektetési piac dinamikájának és struktúrájának statisztikai elemzése Oroszországban.

Dontsov, S. S.: Felhalmozó nyugdíjrendszer, mint a kazah jogosultsági piac intézményes befektetője.

Borodkin, K. V. – Preobrazhensky, B. G.: Statisztikai modellek készítése és elemzése a főbb pénzügyi aggregátumok előrejelzésére.

Abdullaev, M. A.: Kutatási módszerek és a terméseredmények fluktuációjának okai.

2004. ÉVI 8. SZÁM

Raiskaya, N. N. et al.: Fizetőképes kereslet és az orosz gazdaság modernizálásának kilátásai.

Kremlev, N. D.: A nyereség-elszámolás problémái.

A bruttó regionális termék számítási gyakorlatának áttekintése a FÁK országaiban.

Epikhina, A. V. – Subbotina, L. V.: Összorosz mezőgazdasági összeírás.

Burlakova, T. A. et al.: Rangsorolási számítás és az eredmények minőségének elemzése a szövetségi statisztikai megfigyelés kérdőívén alapuló felvételeknél.

Semchenko, N. I.: Ideiglenes módszertani irányelvek az üzleti szereplők főtevékenységének megha-

tározására vonatkozó renDELETEhez az összorosz osztályozás alapján.

Gluschenko, G. I.: A vándorlók pénzátutalásai – a világ pénzügyi infrastruktúrája innovatív fejlesztésének egy tényezője.

Leontieva, T. I. – Chudilin, G. I. – Paramonova, T. E.: A területi különbségek összehasonlító elemzése és a régiók csoportosítása a bérek és munkaerő költségek szerint.

Donchenko, Yu. V. – Evchenko, A. V. – Zhelezniakov, S. S.: A területi aszimmetria becslésének és kezelésének társadalmi és gazdasági szempontjai a közigazgatási körzetek fejlesztésénél.

Zarova, E. V. – Khasaev, G. P.: A területi vektorok befolyásának becslése a szamarai régió határkörzeteinek társadalmi és gazdasági fejlődésére.

Nesterov, L. I.: Az életszínvonal javulásának kilátásai Oroszországban.

Solovieva, G. V.: A lakosság életszínvonala – a fő szempont a területek fejlesztése esetén.

Radilov, D.: Oscar N. Anderson professzor élete és tudományos munkássága.

Teliatnikov, N. B. – Pashkina, T. A.: A népesség számbavételének történetéből a szaratovi tartományban.

Zyrianov, A. V.: Fogyasztói tartalékok – lényeg és elemzés módszertana.

Agapova, T. N. – Fol'k, O. V.: A kiskereskedelmi szervezetek tevékenységének becslése.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 7. SZÁM

Schwartzberg, M.: Az Európai Parlament 6. közvetlen választása a Német Szövetségi Köztársaságban 2004. június 13-án.

Nahm, M. – Stock, G.: Strukturális adatok első publikálása a vállalati regiszterből.

Schnorr-Backer, S.: Modern információs és kommunikációs technológiák Németországban, 1995–2003.

Fischer, I.: Új becslési eljárás a nagykereskedelemben, valamint a szálloda és vendéglátó iparban.

Winter, H.: Tengeri szállítás 2003-ban – a legmagasabb szintű szolgáltatás.

Haustein, T.: Lakásépítési támogatások Németországban, 2002.

Kott, K. – Krebs, T.: Háztartási ingatlanok.

Grundmann, T. – Becker, B.: Integrált beruházások a környezetvédelemre az iparban.

2004. ÉVI 8. SZÁM

A szövetségi és tartományi statisztikai hivatalok: A próbaszámlálás eredményei.

Sommer, B.: A népesség alakulása a szövetségi tartományokban 2050-ig.

Walther, M.: Nyilvántartási adatok felhasználása az állatállomány felvételhez.

Walter, K.: Veszélyes anyagok szállítása, 2002.

Reim U. – Reichel, B.: Közúti személyszállítás, 2003.

Winter, H.: Belföldi vízi szállítás 2003-ban.

Baumann, T.: Kiadások a kettős oktatásra és képzésre Németországban.

Michaelis, E.: Államadósság, 2003.

Kuchler, B. – Jannaschk, N.: Online kérdőív a hivatalos társadalomstatistikában.

Drossard, R.: Az európai munkaerő költség-index felé vezető úton.

GAZDASÁGMODELLEZÉSI SZAKÉRTŐI KONFERENCIA

Gazdaságmodellezési Társaság, Velence, 2005. január 27–28.

FELHÍVÁS RÉSZVÉTELRE ÉS ELŐADÁS TARTÁSÁRA

Várjuk mindazok jelentkezését, akik a gazdaságmodellezés elméleti, módszertani vagy bármilyen alkalmazási területével foglalkoznak, vagy ezek iránt érdeklődnek.

A programbizottság tagjai: a GMT elnöksége
A konferencia főszervezője: Ligeti Csák

Programelőzetes: A konferencián a szokásos programon túl (az esti ünnepélyes fogadás keretében) átadjuk a 2004. évi Krekó Béla-émlékérmet. Tervezünk egy kerekasztal-beszélgetést a gazdaságmodellezés jelenlegi és a jövőben várható főbb irányairól.

A konferencia időpontja: 2005. január 27-én csütörtökön délelőtt 10 órától január 28-án pénteken koradélutánig.

A konferencia helyszíne: A MEH kezelésében álló velencei Üdülőszálló és Oktatási Központban, 2481 Velence, Tóbiró köz 2. (Jól megközelíthető vonattal is. Előzetes egyeztetés alapján a Budapest Déli pályaudvarról 8:35-kor induló vonattal jövökért kocsival kimegyünk a Velence állomásra. A jelentkezőknek pontosabb tájékoztatót küldünk.)

Jelentkezés előadás tartására: Előadási szándékot a jelentkezési lapon, a cím megadásával kérjük jelezni. A tervezett előadás maximum kettő oldalas kivonatát lehetőleg a *jelentkezési lappal egyidejűleg, de legkésőbb december 15-ig* kérjük beküldeni a szervezőkhöz, lehetőleg drótpostán (e-mail-en) a csak.ligeti@office.ksh.hu vagy az istvanne.gether@office.ksh.hu címre.

Az előadás-kivonatok formai követelményei: A konferencia-füzetben közreadjuk az előadások tömörítvényeit. A szerkesztés megkönnyítése érdekében kérjük a szerzőket, hogy az anyagot lehetőleg *Word* formátumban küldjék el. Az 1-2 oldal között javasolt mérethatár 12-es betűméret és másfeles sorközzel értendő. A cím alatt legyen a szerző(k) neve, alatta a munkahely, s egyéb elérhetőségre vonatkozó adat (drótposta cím is, ha van), mindez középre igazítva. Javasoljuk a 2,5 centiméteres margót és a „Times new roman” betűtípust.

Az előadások tervezett időtartama 20 perc, amit 10-15 perces vita követhet.

Az előadások elfogadása: A programbizottság december 20-ig dönt az előadások elfogadásáról, és döntéséről értesíti a szerző(ke)t. Ezek alapján a résztvevőknek január közepéig (drótpostán) elküldjük a konferencia előzetes programját.

Az előadások publikálási lehetősége: A SZIGMA (a GMT folyóirata) helyet ad a konferencia válogatott előadásainak magyar nyelvű megjelentetésére. A programbizottság az előadás témájától függően egyéb publikálási lehetőség megteremtésében is közreműködik.

Pályázat a legjobb PhD-s előadásra: Pályázhatnak azok, akik doktori dolgozatukat 3 éven belül védtek meg, s témájukból legkésőbb december 15-ig a fentiek szerint előadás tartására (és persze a konferencián való részvételre is) jelentkeznek. A pályázat eredményéről a GMT elnöksége dönt, a nyertest a GMT 50 ezer forint díjjal jutalmazza.

Jelentkezés részvételre: a jelentkezési lapon, amit a szervezőbizottság (bármelyik) címére kell eljuttatni lehetőleg elektronikus postán, vagy annak hiányában levélben vagy faxon.

Részvételi díj, ami tartalmazza az összes közös étkezés és program, valamint az éjszakai (január 27/28) szállás költségét is. Az alábbi díjakatok kétágyas elhelyezés esetén érvényesek. *Egyágyas szobát kérők részvételi díja* minden kategóriában egységesen *3000 forinttal magasabb.*

	December 1-je előtti jelentkezés és december 15-ig beérkező díjfizetés esetén	December 16-tól
	forint	
Teljes részvételi díj	18 000	20 000
GMT tag (legalább 1 éves tagsággal) díja	15 000	17 000
Kísérő részvételi díja	12 000	14 000
Egyágyas elhelyezés pótdíja	3000	3000

A december 1-ig *előadás tartására jelentkező GMT tagok* kérhetik a jelentkezési díj mérséklését. A kérés méltánylásáról a programbizottság (GMT elnökség) december 15-ig dönt. Ugyancsak kérhetnek díjmérséklést a *legalább 10 éves GMT tagsággal rendelkezők*, ha részvételi díjukat nem a munkáltatójuk, hanem saját maguk (zsebből) fizetik.

A részvételi díjnak

a GMT 11709002-20521295 számú OTP bankszámlájára

történő átutalásáról a jelentkezési lap elküldésével egyidejűleg kérünk intézkedni. Aki csak előzetes számla alapján tudja részvételi díját átutaltatni, az feltétlenül jelezze a jelentkezési lapon, vagy forduljon közvetlenül Gether Erzsébethez (telefonon: 345-6203, vagy drótpostáján istvanne.gether@office.ksh.hu).

Lemondás esetén december 15-ig a befizetett díj 60 százalékát, január 15-ig a 30 százalékát térítjük vissza.

Minden érdeklődőt szeretettel várunk!

Vörös József sk.
a GMT elnöke

Ligeti Csák sk.
a szervezőbizottság elnöke

STATISZTIKAI SZEMLE

82. ÉVFOLYAM

2004. ÉV

TARTALOM*

ÁLTALÁNOS ELMÉLET A STATISZTIKA TÖRTÉNETE ÉS SZERVEZETE

A statisztika: tudomány és szakma. – <i>Dr. Pukli Péter – Végvári Jenő</i>	1/5
A kétszemponos sztochasztikus összehasonlítás modellje. – <i>Vargha András</i>	1/67
Nézetek a statisztika tudományos állásáról. – <i>Keleti Károly</i>	1/83
A könyvtári tájékoztatás eszközei – a könyvlajstromtól az integrált könyvtári rendszerig. – <i>Nemes Erzsébet – Rettich Béla</i>	3/280
Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobel-díjasok. – <i>Darvas Zsolt</i>	3/296
A csödesemény logit-regressziójának kismintás problémái. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	4/392
Beszélgetés Herman Sándorral. – <i>Dr. Sipos Béla</i>	4/423
A hivatalos statisztika alapelveinek érvényesülése és etikája. – <i>Dr. Szilágyi György</i>	5/453
A mikroszimulációs modellek használatának új hazai lehetőségei. – <i>Dr. Molnár István</i>	5/462
Az ársapka-szabályozás és az indexálás. – <i>Sugár András</i>	6-7/583
Adatállományok redundanciájának mérése. – <i>Kovács Péter – Petres Tibor – Tóth László</i>	6-7/595
Considerations on an ethical code of statistics. – <i>Dr. György Szilágyi</i>	No.9/3
Variance estimation with the jackknife method in the case of calibrated totals. – <i>László Mihályffy</i>	No.9/53
Diagnostics of the error factor covariances. – <i>Ottó Hajdu</i>	No.9/68
Robust standard error estimation in Fixed-Effects panel models. – <i>Gábor Kézdi</i>	No.9/95
A Mintavételi és módszertani osztályon folyó műhelymunka. – <i>Szép Katalin</i>	8/645
Az új HKF-minta kiválasztási eljárása és a 2003. évi tapasztalatok. – <i>Éltes Ödön</i>	8/648
A szezonális kiigazítás harmonizációja a Központi Statisztikai Hivatalban. – <i>Bauer Péter – Földesi Erika</i>	8/691
Az adatfeldelés elleni védelem statisztikai eszközei. – <i>Erdei Virág – Horváth Roland</i>	8/705
Az outlierek meghatározása és kezelése gazdaságstatisztikai felvételekben. – <i>Cserháti Zoltán</i>	8/728
A nemválasztás elemzése a munkaerő-felvételben. – <i>György Erika</i>	8/747
A minőség a hivatalos statisztikában. – <i>Szép Katalin – Vigh Judit</i>	8/773
Tudományos célú hozzáférés mikroadatokhoz európai szinten. – <i>Erdei Virág</i>	9/830
Az árindexek minőségét befolyásoló tényezőkről. – <i>Marton Ádám</i>	9/859
Wald-próba a regresszióban. – <i>Hunyadi László</i>	9/866
Beszélgetés Oros Ivánnal. – <i>Visi Lakatos Mária</i>	9/870
Az adatvédelmi biztos 2003. évi beszámolója. – <i>Dr. Lakatos Miklós</i>	9/875
A Budapesti Corvinus Egyetem Statisztika Tanszékén folyó műhelymunka. – <i>Vita László</i>	10-11/901
Hallgatói véleményezések statisztikus szemmel. – <i>Kerékgyártó Györgyné – Szarvas Beatrix</i>	10-11/903
A fiskális adatbázisok összeállításának nehézségei Kelet-Európában. – <i>Kotosz Balázs</i>	10-11/945
Vásárlóerő-paritás, vásárlóerő-standard. – <i>Vita László</i>	10-11/962

* A No.9. jelzés a *Statisztikai Szemle* ez évi 6–7. számának mellékleteként megjelent, sorrendben 9. angol nyelvű különszámát jelöli.

Rotáció az egyszerű faktorstruktúráért. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	10-11/978
A logisztikus függvény és a logisztikus eloszlás. – <i>Hunyadi László</i>	10-11/991
A sokasági arány meghatározására irányuló statisztikai eljárások véges sokaság és kis minták esetén. – <i>Lolbert Tamás</i>	12/1053
Néhány gondolat a komplex fejlettségi szint becsléséről. – <i>Kozma Ferenc</i>	12/1077
A Magyar Statisztikai Társaság 2004. évi (nagy) konferenciája Balatonfüreden. – <i>Friss Péter</i>	12/1122
A statisztika oktatóinak fóruma. – <i>H. L.</i>	12/1123

NÉPESSÉG – EGÉSZSÉGÜGY – SZOCIÁLIS STATISZTIKA

Konferencia az időskorúak és életkörülményeiről. – <i>Dóra Ilona</i>	2/209
Erdélyi népszámlálási idősorok román nyelven. – <i>Varga E. Árpád</i>	2/214
Az öregkorúak Magyarországra vándorlása. – <i>Illés Sándor</i>	3/264
A fogyatékos emberek helyzete. – <i>Dr. Tausz Katalin – Dr. Lakatos Miklós</i>	4/370
Néhány gondolat a családokról a romániai népszámlálásokban. – <i>Benedek Gyula</i>	5/517
A kulturális és a társadalmi tőke kontextuális hatásai az iskolában. – <i>Dr. Fényes Hajnalka – Dr. Puszta Gabriella</i>	6-7/567
Gyurgyik László – Sebők László: Népszámlálási körkép Közép-Európáról 1989–2002. – <i>Dr. Lakatos Miklós</i>	6-7/617
Distances and directions of internal migration in Hungary. – <i>Sándor Illés</i>	No.9/38
A kisvállalkozók iskolai végzettsége és részvételük a felnőttoktatásban. – <i>Berde Éva – Scharle Ágota</i>	9/821

GAZDASÁGSTATISZTIKA – KÜLGAZDASÁG

A nyugdíjasok és a fogyasztóiár-index. – <i>Kerékyártó Györgyné – Szabó Éva</i>	1/31
A vállalatok és a rejtett gazdaság. – <i>Dr. Belyó Pál</i>	1/44
A háztartási termelésben felhasznált munka értéke 2000-ben. – <i>Szép Katalin – Sik Endre</i>	2/135
A gyermeknevelés háztartásimunka-költsége. – <i>Gábos András – Sebők Csilla</i>	2/194
A nemzetközi gazdasági kibontakozás strukturális feltételrendszere. – <i>Dr. Zádor Márta</i>	4/345
A csődesemény logit-regressziójának kismintás problémái. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	4/392
A mikroszimulációs modellek használatának új hazai lehetőségei. – <i>Dr. Molnár István</i>	5/462
Nemzetközi körkép a háztartás-statisztikai felvétel gyakorlatáról. – <i>Szabó Zsuzsanna Krisztina</i>	5/478
A vállalkozás és a vállalkozói aktivitás mérése. – <i>Szerb László</i>	6-7/545
Az ársapka-szabályozás és az indexálás. – <i>Sugár András</i>	6-7/583
A nemzetgazdasági források technikafejlesztés-érzékenysége. – <i>Dr. Kozma Ferenc</i>	6-7/605
Income or expenditure? Their competing role to characterize the living conditions of households. – <i>Ödön Éltető – Éva Havasi</i>	No.9/10
The return and risk profile of equities and equity portfolios at the Budapest stock exchange. – <i>Gyöngyi Bugár – Gianni Baratto – István Prehoffer</i>	No.9/22
Az új HKF-minta kiválasztási eljárása és a 2003. évi tapasztalatok. – <i>Éltető Ödön</i>	8/648
A kisservezetek integrált reprezentatív évközi megfigyelése a 2000-es években. – <i>Dr. Telegdi László</i>	8/668
Az outlierek meghatározása és kezelése gazdaságstatisztikai felvételekben. – <i>Cserhádi Zoltán</i>	8/728
A nemválaszolók elemzése a munkaerő-felvételben. – <i>György Erika</i>	8/747
Az árindexek minőségét befolyásoló tényezőkről. – <i>Marton Ádám</i>	9/859
Előrejelzés és szenárióelemzés hosszú távú makromodellel. – <i>Keresztély Tibor</i>	10-11/919
A fiskális adatbázisok összeállításának nehézségei Kelet-Európában. – <i>Kotosz Balázs</i>	10-11/945
Vásárlóerő-paritás, vásárlóerő-standard. – <i>Vita László</i>	10-11/962
A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság (IARIW) 28. konferenciája. – <i>É. Ö. – Sz. Gy.</i>	10-11/1012
A nők munkaerő-piaci helyzete az ezredfordulón Magyarországon. – <i>Dr. Koncz Katalin</i>	12/1092

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – IGAZSÁGÜGYI STATISZTIKA

A nyugdíjasok és a fogyasztóiár-index. – <i>Kerékyártó Györgyné – Szabó Éva</i>	1/31
A háztartási termelésben felhasznált munka értéke 2000-ben. – <i>Szép Katalin – Sik Endre</i>	2/135
Az otthoni munka és a teljes élet. – <i>Sebők Csilla – Sik Endre</i>	2/151
A háztartási munkaidő társadalmi-demográfiai jellemzőinek változásai. – <i>Falussy Béla</i>	2/172
A gyermeknevelés háztartásimunka-költsége. – <i>Gábos András – Sebők Csilla</i>	2/194
Konferencia az időskorúak és életkörülményeiről. – <i>Dóra Ilona</i>	2/209
A szegénység és a társadalmi kirekesztődés. – <i>Monostori Judit</i>	2/210
Társadalmi normák és életstílusok. – <i>Bognár Virág</i>	3/237
Az öregkorúak Magyarországra vándorlása. – <i>Illés Sándor</i>	3/264
A kulturális és a társadalmi tőke kontextuális hatásai az iskolában. – <i>Dr. Fényes Hajnalka – Dr. Puszai Gabriella</i>	6-7/567
A nők munkaerő-piaci helyzete az ezredfordulón Magyarországon. – <i>Dr. Koncz Katalin</i>	12/1092
Döntéshozók – törvényhozók, 1990–2002. – <i>Bocz János</i>	12/1107

TÖRTÉNETI STATISZTIKA

Nézetek a statisztika tudományos állásáról. – <i>Keleti Károly</i>	1/83
Beszámoló a XLI. statisztikatörténeti vándorülésről. – <i>Dr. Gyöngyösi István</i>	12/1125

NEMZETKÖZI STATISZTIKA

A nemzetközi gazdasági kibontakozás strukturális feltételrendszere. – <i>Dr. Zádor Márta</i>	4/345
Nemzetközi körkép a háztartás-statisztikai felvétel gyakorlatáról. – <i>Szabó Zsuzsanna Krisztina</i>	5/478
Finnország és Magyarország az elmúlt másfél évtizedben. – <i>Dr. Kőszeginé Kalas Mária</i>	5/492
Gyurgyik László – Sebők László: Népszámlálási körkép Közép-Európáról 1989–2002. – <i>Dr. Lakatos Miklós</i>	6-7/617
Tudományos célú hozzáférés mikroadatokhoz európai szinten. – <i>Erdei Virág</i>	9/830
A fiskális adatbázisok összeállításának nehézségei Kelet-Európában. – <i>Kotosz Balázs</i>	10-11/945
A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság (IARIW) 28. konferenciája. – <i>É. Ö. – Sz. Gy.</i>	10-11/1012

JELENTÉS

A társadalom és a gazdaság főbb folyamatai 2003-ban.....	9/839
--	-------

STATISZTIKUSOK EGYMÁS KÖZÖTT

Az árindexek minőségét befolyásoló tényezőkről. – <i>Marion Ádám</i>	9/859
Wald-próba a regresszióban. – <i>Hunyadi László</i>	9/866

INTERJÚK, BESZÉLGETÉSEK

Beszélgetés Herman Sándorral. – <i>Dr. Sipos Béla</i>	4/423
Beszélgetés Oros Ivánnal. – <i>Visi Lakatos Mária</i>	9/870

STATISZTIKAI „EGYPERCESEK”

Néhány gondolat a családokról a romániai népszámlálásokban. – <i>Benedek Gyula</i>	5/517
--	-------

SZEMLE

Összevont vezetői értekezlet. – <i>H. L.</i>	1/101
Negyvenéves a KSH Népeségtudományi Kutatóintézete. – <i>Óri Péter</i>	1/102
Konferencia az időskorúak életéről és életkörülményeiről. – <i>Dóra Ilona</i>	2/209
A szegénység és a társadalmi kirekesztődés. – <i>Monostori Judit</i>	2/210
Erdélyi népszámlálási idősorok román nyelven. – <i>Varga E. Árpád</i>	2/214
Vita a népesedéspolitikai kormányprogram koncepciójáról. – <i>Illés Sándor</i>	4/428
Az adatvédelmi biztos 2003. évi beszámolója. – <i>Dr. Lakatos Miklós</i>	9/875
A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyonkutató Társaság (IARIW) 28. konferenciája. – <i>É. Ö. – Sz. Gy.</i>	10-11/1012
A Magyar Statisztikai Társaság 2004. évi (nagy) konferenciája Balatonfüreden. – <i>Friss Péter</i>	12/1122
A statisztika oktatóinak fóruma. – <i>H. L.</i>	12/1123
Beszámoló a XLI. statisztikatörténeti vándorülésről. – <i>Dr. Gyöngyösi István</i>	12/1125
Magyar szakirodalom	
Nyárády R. Károly: Erdély népesedéstörténete. – (<i>Pakos Levente</i>).....	5/520
Gyurgyik László – Sebők László: Népszámlálási körkép Közép-Európáról 1989 – 2002. – (<i>Dr. Lakatos Miklós</i>)	6-7/617
Falussy Béla: Az időfelhasználás metszetei. – (<i>Tóth Pál Péter</i>)	10-11/1013
Petres Tibor – Tóth László: Statisztika. – (<i>Juhász Györgyné</i>).....	10-11/1015
Kolosi Tamás – Tóth István György – Vukovich György: Társadalmi riport, 2004. – (<i>Altorjai Szilvia</i>)	10-11/1017
Magyar nyelvű szakirodalom	
Ramanathan, R.: Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal. (<i>Dr. Sipos Béla</i>)	1/105
Idegen nyelvű szakirodalom	
Traistaru, I. – Nijkamp, P. – Rasmini, L.: Újonnan kibontakozó gazdaságföldrajz az EU-csatlakozó országokban. – (<i>Rédei Mária</i>).....	3/320

STATISZTIKAI HIRADÓ

Személyi hírek	1/110, 3/322, 4/429, 6-7/622, 8/799, 9/879, 10-11/1025, 12/1131
Szervezeti hírek – Közlemények .	1/111, 2/218, 3/323, 4/430, 5/524, 6-7/622, 8/799, 9/880, 10-11/1025, 12/1131

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom	1/113, 2/221, 3/325, 4/432, 5/527, 6-7/625, 8/801, 9/882, 10-11/1029, 12/1134
Bibliográfia	1/122, 3/336, 5/537, 6-7/638, 9/891, 10-11/1043
Külföldi folyóirat szemle	2/229, 4/443, 6-7/635, 8/812, 10-11/1039, 12/1141

NÉVMUTATÓ

(A Statisztikai Szemle 2004. évi számaiban megjelent cikkek szerzői.)

Altórai Szilvia.....	10–11/1017	Lakatos Miklós.....	4/370, 6–7/617, 9/875
Baratto, Gianni.....	No.9/22	Lolbert Tamás.....	12/1053
Bauer Péter.....	8/691	Marton Ádám.....	9/859
Belyó Pál.....	1/44	Mihályffy László.....	No.9/53
Benedek Gyula.....	5/517	Molnár István.....	5/462
Berde Éva.....	9/821	Monostori Judit.....	2/210
Bognár Virág.....	3/237	Nemes Erzsébet.....	3/280
Bocz János.....	12/1107	Őri Péter.....	1/102
Bugár Gyöngyi.....	No.9/22	Pakot Levente.....	5/520
Cserháti Zoltán.....	8/728	Petres Tibor.....	6–7/595
Darvas Zsolt.....	3/296	Pukli Péter.....	1/5
Dóra Ilona.....	2/209	Pusztai Gabriella.....	6–7/567
Erdei Virág.....	8/705, 9/830	Prehoffer István.....	No.9/22
Éltető Ödön.....	8/648, 10–11/1012, No.9/10	Rettich Béla.....	3/280
Falussy Béla.....	2/172	Rédei Mária.....	3/320
Fényes Hajnalka.....	6–7/567	Scharle Ágota.....	9/821
Földesi Erika.....	8/691	Sebők Csilla.....	2/151, 2/194
Friss Péter.....	12/1122	Sik Endre.....	2/135, 2/151
Gábos András.....	2/194	Sipos Béla.....	1/105, 4/423
Gyöngyösi István.....	12/1125	Sugár András.....	6–7/583
György Erika.....	8/747	Szabó Éva.....	1/31
Hajdu Ottó.....	4/392, 10–11/978, No.9/68	Szabó Zsuzsanna Krisztina.....	5/478
Havasi Éva.....	No.9/10	Szarvas Beatrix.....	10–11/903
Horváth Roland.....	8/705	Szerb László.....	6–7/545
Hunyadi László.....	1/101, 9/866, 10–11/991, 12/1123	Szép Katalin.....	2/135, 8/645, 8/773
Illés Sándor.....	3/264, 4/428, No.9/38	Szilágyi György.....	5/453, 10–11/1012, No.9/3
Juhász Györgyné.....	10–11/1015	Tausz Katalin.....	4/370
Keleti Károly.....	1/83	Telegdi László.....	8/668
Keresztély Tibor.....	10–11/919	Tóth László.....	6–7/595
Kerékgyártó Györgyné.....	1/31, 10–11/903	Tóth Pál Péter.....	10–11/1013
Kézdi Gábor.....	No.9/95	Varga E. Árpád.....	2/214
Koncz Katalin.....	12/1092	Vargha András.....	1/67
Kotosz Balázs.....	10–11/945	Végvári Jenő.....	1/5
Kovács Péter.....	6–7/595	Vígh Judit.....	8/773
Kozma Ferenc.....	6–7/605, 12/1077	Visi Lakatos Mária.....	9/870
Közeginé Kalas Mária.....	5/492	Vita László.....	10–11/901, 10–11/962
		Zádor Márta.....	4/345