

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

80. ÉVFOLYAM 3. SZÁM

2002. MÁRCIUS

E SZÁM SZERZŐI:

Bukodi Erzsébet, a KSH osztályvezetője; *Fülöp Péter* PhD, a Matáv Piacelemző osztályának munkatársa; *Galasi Péter* kandidátus, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem egyetemi tanára; *Dr. Kapros Tiborné*, a KSH Borsod-Abaúj-Zemplén Megyei Igazgatóságának igazgatója; *Pálházy László*, a KSH vezető főtanácsosa; *Dr. Szilágyi György*, a közgazdaságtudomány doktora, a Magyar Statisztikai Társaság tiszteletbeli elnöke; *Tűű Lászlóné dr.*, a KSH ny. osztályvezetője.

*

Balogh András kandidátus, a KSH főtanácsosa; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat tudományos kutatója; *Waffenschmidt Jánosné*, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatóság főigazgatója.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás
3470 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2001
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

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

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

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

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Előfizethető bármely hírlapkézbesítő postahivatalnál és a Üzleti és Logisztikai Központ Hírlapelőfizetési Irodájánál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefax: 303-3440) közvetlenül vagy postautalványon, valamint átutalással Postabank Rt. 219-98636, 021-42795 pénzforgalmi jelzőszámra.
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft
Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

TARTALOM

Gondolatok a statisztika szakmai etikájáról. – *Dr. Szilágyi György* .. 205

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

A női-férfi munkaerő-piaci részvételi különbségek, 1993–2000. – <i>Galasi Péter</i>	215
Házasság vagy élettársi kapcsolat: ki mikor mit (nem) választ. – <i>Bukodi Erzsébet</i>	227
Árvizek Észak-Magyarországon. – <i>Dr. Kapros Tiborné</i>	252

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

A bináris logit modellek használatának és tesztelésének eszközei. – <i>Fülöp Péter</i>	261
---	-----

SZEMLE

A Nemzetközi Statisztikai Intézet szöuli ülészaka. – <i>Tűű Lászlóné dr.</i>	279
Magyar szakirodalom Lökkös János: Trianon számokban. – <i>Pálházy László</i>	284

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Szervezeti hírek – Közlemények	288
--------------------------------------	-----

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Magnus, J. R. – Tongeren, J. W. V. – Vos, A. F.: Nemzeti számlák becslése a mutatók viszonyzámaival. (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	290
Marterbauer, M.: Világ gazdasági kockázatok – A hazai építési kereslet visszaesése. (<i>Waffenschmidt Jánosné</i>)	294
Guger, A. – Mayrhuber, C.: Az osztrák munkaerőpiac kilátásai és a nyugdíjfinanszírozás 2030-ig. (<i>Tűű Lászlóné</i>)	296

Schmidt, M. – Pöschl, H.: Az adatok többszöri hasznosítása Németország agrárstatisztikai rendszereiben. (<i>Balogh András</i>).....	297
Peixoto, J.: Migrációs politika az Európai Unióban. (<i>Szász Kálmán</i>)	299
Bibliográfia	300

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

GONDOLATOK A STATISZTIKA SZAKMAI ETIKÁJÁRÓL

DR. SZILÁGYI GYÖRGY

Az etikai kérdések napjainkban az érdeklődés előterébe kerültek. Különböző szakmai testületek foglalkoznak saját etikai kódexük kialakításával. A statisztika ezektől abban különbözik, hogy van saját etikai kódexe, amelyet a Nemzetközi Statisztikai Intézet 1985-ben fogadott el. A cikk részletesen tárgyalja ezt a deklarációt, különös tekintettel néhány, kevésbé ismert vonására és útmutatására. Különös figyelmet szentel a normarendszer szerkezetének, amelyben az etikai elvek elrendeződnek. Kapcsolatba hozza a statisztikusok etikai normáit „A Hivatalos Statisztika Alapelveivel”, az ENSZ-nek azokkal az irányelveivel, amelyek a statisztikai szervezetekkel szemben állítanak fel etikai követelményeket.

A cikk foglalkozik az etikai normák korszerűsítésével, amit az információtechnológia rohamos fejlődése, a globalizáció és a statisztika felhasználóinak magatartása tesz szükségessé.

TÁRGYSZÓ: Etika. Hivatalos statisztika. Adatvédelem.

Napjainkban élénk érdeklődés nyilvánul meg a szakmai etikák iránt. Különböző intézmények, szakmai testületek egyre-másra látnak hozzá saját etikai kódexük kidolgozásához. Nehéz megítélni, hogy az igények felmerüléséhez az etikus magatartás hiányának felismerése (pesszimista feltételezés) vagy éppenséggel a meglévő magas szintű etikai színvonalnak a kodifikáción keresztül való kinyilvánítása és megerősítése (optimista feltételezés) vezetett-e. A statisztika esetében viszont nem most merült fel a szakmai etika kódexének gondolata, hanem mintegy két évtizeddel ezelőtt. A Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) ekkor kezdett hozzá a szakma etikájának kidolgozásához és 1985-ben el is fogadta „A statisztika professzionális etikájának deklarációját” (ISI; 1986).

Az ISI etikai deklarációja igen hamar megjelent magyarul is, sőt, a Központi Statisztikai Hivatalnak az aktualitások iránti érzékenységére jellemző módon, még a végleges jóváhagyás előtt, 1984-ben (*A nemzetközi ...*; 1984), emiatt a szöveg néhány részlet erejéig eltér az ISI kiadványától. A következőkben részletesen foglalkozunk az ISI etikai kódexével, elsősorban azért, mert nemzetközileg elfogadott és érvényes normagyűjteménye a statisztikusi magatartásnak és mint ilyen, kiindulópontja mindenfajta továbbgondolásnak. A Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottsága 2001. október 3-án ülést szentelt a statisztikai etikának és ezen az ülésen is az ISI kódex képezte a vita kiindulópontját. (Csahók; 2001).

E cikk azonban nem ismertetni vagy kivonatolni akarja az ISI kódexét (bár a Függelék tételiesen bemutatja a dokumentumot), hanem ezen – és részben más dokumentumokon – keresztül tárgyalja a statisztika szakmai etikájának időszerű kérdéseit.

FOGALMAK

A kézikönyvek az etikának sokféle fogalmi meghatározását kínálják, leggyakrabban mégis két megfogalmazással találkozunk. Ezek közül számunkra most az a formula látszik a leghasználhatóbbnak amely szerint az etika a magatartási szabályok összessége. Az etikai kódexeket szokták magatartási kódexeknek is nevezni.¹

Még közelebb jutunk tárgyunkhoz, ha utalunk a szakmai vagy professzionális etika (sőt etikák) fogalmára. Például az orvosi etika alapja az orvosi tevékenység humánus rendeltetése; eszerint az orvosnak csak a beteg testi és lelki egészségére kell (szabad) tekintettel lennie. Az orvosi etika témái például az orvosi titoktartás határa, a szervátültetés feltételei stb. Ugyanígy létezik ügyvédi, újságírói stb. etika.

Ezek után a statisztika szakmai etika meghatározásaként az a megfogalmazás látszik a legpontosabbnak és egyben a legtömörebbnek, amelyet a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Statisztika tankönyvében találunk: „...a statisztikus, az adatszolgáltató és az adatfelhasználó közötti viszonyt meghatározó magatartási normák összessége” (*Hunyadi–Mundruczó–Vita*; 1996. 795. old.)

Mi a célja a szakmai etika kodifikálásának a statisztikában? Az ISI deklaráció magyar kiadásának előszavában *Nyitrai Ferencné dr.*, a KSH akkori elnöke így fogalmazott: „Az ilyen elvek írásba foglalása azért vált időszerűvé, mert a statisztikusok egyre inkább két érdek ütközőpontjába kerültek: a *kormányzatok* egyre részletesebb információkat igényelnek, de azok egyre nagyobb hányadát kívánják maguk részére visszatartani, az *állampolgárok* viszont egyre kevesebb információt szeretnének szolgáltatni, a meglévő információknak viszont minél nagyobb nyitottságát remélik.” (*A nemzetközi...*; 1984).

STRUKTÚRA

Az ISI etikai normarendszerének szelleme abban is kifejezésre jut, ahogy a dokumentum elrendezi, logikus keretbe illeszti ezt a nagyon heterogén tudásanyagot. Egy többszintes rendszerrel van itt dolgunk, amelynek első szintjén a kötelezettségek legfontosabb típusait találjuk:

- kötelezettségek a társadalommal szemben;
- kötelezettségek a megbízókkal és munkáltatókkal szemben;
- kollegiális kötelezettségek;
- kötelezettségek a statisztikai vizsgálatok alanyaival szemben.

Ezt a logikát követve rendeződnek el a konkrét etikai elvek. Ezek száma tizenhat. A kötelezettségeket először rövid címek fogalmazzák meg (második szint), például objektivitás, az alternatívák pártatlan mérlegelése, az adatszolgáltatók beleegyezésének elnyeré

¹ A másik gyakori megfogalmazás szerint az etika a filozófiának az a része, amely az erkölcs alapjait vizsgálja.

se stb. Ezekhez a címszavakhoz egy- vagy néhány mondatos szövegek járulnak, ezeket tekinthetjük valójában etikai normáknak (harmadik szint).

A Függelék bemutatja az ISI deklarációnak ezeket a szintjeit. Látható, hogy itt valódi – nem közhelyszerű – etikai normákkal van dolgunk, olyanokkal, amelyek a valóságos, sokszor ellentmondásos helyzetekből indulnak ki. „Objektivitás” címszó alatt például a norma elismeri, hogy a statisztikusok egy adott társadalom értékrendjének keretei között tevékenykednek, ám nem ad felmentést a „félelem és részrehajlás nélküli” magatartás alól.

Az ilyenfajta szövegezés már sokat elárul a kódex szelleméről és tartalmáról. A három szintet azonban követi egy negyedik, amelyben ez a szellem még világosabban bontakozik ki. Ezen a szinten meglehetősen terjedelmes magyarázatokat találunk, amelyek értelmezik a szóban forgó normát. Ez a magyarázat nem egyszer elmélkedő jellegű, szembeállítja egymással a pró- és kontra érveket, ecseteli a nehézségeket stb. Választott példánk, az objektivitás esetében ez a magyarázat elismeri, hogy a tudomány sohasem lehet teljesen objektív, hogy a vizsgált témák kiválasztása szisztematikus torzulást tükrözhet bizonyos kulturális vagy egyéni értékek javára. Az alkalmazotti státus, a pénzügyi források bizonyos kötelezettségeket, prioritásokat és tiltásokat kényszeríthetnek a statisztikusokra. A kódex azonban ezek elismerése mellett sem „lazítja fel” az objektivitás kritériumát, sőt itt az „ellenállni” (resist) szót is használja olyan adatgyűjtési, elemzési vagy értelmezési szándékokkal szemben, amelyek félretájékoztatnak vagy félrevezetnek.

A félretájékoztató és félrevezető lehetőségei között érdemes megemlíteni bizonyos grafikus ábrázolásokat, amelyek könnyű eszközei a félreértelmezésnek. Ilyen például a tárgyának nem megfelelő ábratípus választása, vagy a tárgyának megfelelő ábra helytelen használata, amikor például rossz skálázás vezet rossz értelmezéshez. Mindezekről részletesen szól *Hunyadi László* nemrég megjelent tanulmánya (*Hunyadi; 2002*).

A kötelezettségek négy fő típusának láttán felmerülhet, hogy hiányzik közülük a szakmával szembeni kötelezettségek csoportja, amely pedig a legtöbb szakmai etikában megtalálható. Ha ilyen fejezet nincs is a kódexben, e kötelezettségek mégsem hiányoznak belőle. Az első csoportban találjuk például „a statisztika körének szélesítését”, amely szerint a statisztikusok etikai kötelessége a vizsgálati területek bővítése és a megállapításoknak a társadalom széles köreivel való megismertetése. Még inkább ilyen a kollégákkal szembeni kötelezettségek csoportja. Természetesen nem hiányoznak innen a kollegialitás jól ismert elvei, de legalább ennyire fontos a szakma szolgálata. A statisztika iránti bizalom védelméről szólva kifejezésre jut, hogy erősíteni kell a közönségnek a statisztikába vetett bizalmát, de – érdekes kiegészítés – anélkül, hogy eltúloznánk adataink pontosságát, vagy magyarázó erejét. És itt találunk egy érdekes kiegészítő kommentárt is: „A statisztika jó híre kevésbé függ attól, hogy a statisztikusok szakmai testületei hogyan nyilatkoznak etikai normáikról, mint inkább a statisztikusok tényleges magatartásától”. Ezen természetesen nem egyszerűen jó modort kell érteni, hanem például azt hogy „egy kutatási területet olyan állapotban hagyjanak hátra, ami jövőbeni újabb hozzáférést tesz lehetővé”. (*ISI; 1986. 266. old.*)

TARTALOM

Már a struktúra tárgyalásánál is – elkerülhetetlenül – utaltunk tartalmi vonatkozásokra. Fordítsuk most figyelmünket más, kifejezetten tartalmi sajátosságokra. Az ISI normák szerzői tisztában voltak azzal, hogy különböző státusban levő statisztikusoknak más-más

lehetőségük van megfelelni az etikai normáknak. A fő kritérium az önállóság (illetve függőség) mértéke. Akadémiai, elméleti statisztikusok például elég nagy önállóságot élveznek az alkalmazásban állókhoz képest. Sőt – noha erről a kódexben nincs szó – egyes országokban léteznek kis magáncégek, amelyek fő profilja a statisztika, és amelyek megrendelésre készítenek felvételeket, szolgáltatnak adatokat, elemeznek stb. Ezeknek nagyobb az önállóságuk, mint az alkalmazásban állóknak, könnyebben felelnek meg – ha akarnak – az etikai normáknak, mint amazok, még akkor is, ha függenek a megbízótól. Az alkalmazásban állóknak szolgálniuk kell a munkáltatót; előfordulhat, hogy ezek visszatartják a publikációt, módosítást kívánnak az elemző megállapításokban stb., ami dilemma elé állíthatja a statisztikust.

Mindezekkel részletesen foglalkozik a második fejezet „Kötelezettségek a megbízókkal és munkáltatókkal szemben” címmel. Amikor ezt elemezzük, akkor nem elsősorban a statisztikai intézmények munkatársaira kell gondolni. De minden nagyobb intézményben, vállalatnál (legyen az állami vagy magán) vannak statisztikusok, akiktől az alkalmazók az intézmény érdekeinek szolgálatát várják el, esetleg akkor is, ha ezek szemben állnak a statisztikai etikával.

Tulajdonképpen nemcsak a munkáltatókkal szembeni kötelezettségekről van itt szó, hanem a statisztika védelméről is a munkáltató esetleges önkényével szemben. Mindjárt az első pont (a kötelezettségek és szerepek tisztázása) ilyen védelmet fejez ki, amely szerint a statisztikusoknak előre tisztázniuk kell a munkáltató, valamint a statisztikus felelősségét, például fel kell hívniuk a munkáltató figyelmét a szakmai kódex vonatkozó részeire.

Még határozottabb a harmadik követelmény, amely szerint a statisztikusok nem fogadhatnak el olyan szerződési feltételeket, amelyek egy statisztikai vizsgálat előre meghatározott eredményeitől függenek.

Ezek a szövegek első olvasatra nagyon szigorúnak, helyenként szinte „hősies” magatartást követelőnek tűnnek, de a kommentárok sokkal rugalmasabbak, elemzik a különböző statisztikusok helyzetét, megoldási módokat ajánlanak.

Ami pedig közvetlenül a munkáltatók, megrendelők érdekeit illeti, a kódex nem feledkezik meg például a „privilegizált információk”, azaz eleve a munkáltatók tulajdonában levő és törvényesen is bizalmas információk (üzleti titkok) védelméről.

A legszigorúbb védelemben azonban a statisztikai vizsgálat alanyait részesíti a normarendszer (4. fejezet). Nagy hangsúlyt helyez például a statisztikai vizsgálatban való részvételre vonatkozó beleegyezésre, méghozzá a tájékozott beleegyezésre, vagyis az alanyak tudnia kell, hogy mire, miért válaszol és hogy ennek milyen következményei lehetnek. Részletes útmutatás ad az úgynevezett helyettesítésre, azokra az esetekre, amikor az alany bármilyen oknál fogva nem tud válaszolni, ezért más személy adja meg helyette a választ.

E részletes szabályozás ellenére is felfedezhetünk itt egy sajátos korlátot. Az alanyok ebben az esetben – ki nem mondva, de a szövegből egyértelműen megállapíthatóan – személyeket jelentenek, azaz az intézmények, gazdasági egységek kimaradnak a védelemből. Úgy tűnik, a szerzők itt a népesség- és társadalomstatisztikára gondoltak és nem tartották szem előtt a gazdaságstatisztika sajátosságait.

A HIVATALOS STATISZTIKA ALAPELVEI

Az ISI etikai deklarációja elsődleges, de nem kizárólagos forrása a statisztikai etikának. A nemzetközi statisztikai életben vannak más források is. Ilyen „A Hivatalos Sta

tisztika Alapelvei” című dokumentum, melyet az Európai Statisztikusok Értekezlete alkotott meg, majd 1992-ben elfogadta az ENSZ Európai Gazdasági Bizottsága, egy évvel később pedig az ENSZ Statisztikai Bizottsága (*Határozat...*; 1991). Ez a dokumentum tíz pontból áll és itthoni fogadtatása hasonló volt, mint az ISI kódexé, amennyiben végleges formába öntése előtt már megjelent magyarul a *Statisztikai Szemle* 69. évfolyamában, nemrég pedig terjedelmes parafrázisát olvashattuk a folyóiratban a holland *Villem De Vries* tollából (*De Vries*; 1999).

Mi köze az Alapelveknek a statisztikai etikához? Ez is etikai elvek gyűjteménye? Több annál és kevesebb is. Több, mert nemcsak etikai elvekkel foglalkozik, hanem a hivatalos statisztika sok más szempontjával is, de kevesebb, mert a statisztikának csak egy, ha mégoly fontos szektorára, a hivatalos statisztikára korlátozódik. A dokumentum nem is lép föl az etikai normák igényével, ám egyes pontjai etikai elvekként is megállják a helyüket. (A következőkben csak ezeket a paragrafusokat és ezeknek is csak az etikai szempontból releváns részeit idézem.)

– A hivatalos statisztikai szervezetek kötelesek a statisztikákat pártatlanul elkészíteni és mindenki számára hozzáférhetővé tenni, érvényesítve az állampolgárok jogát a közérdekű információkhoz való hozzáféréshez.

– A statisztikai szerveknek szigorúan szakmai megfontolások – ezen belül tudományos elvek és szakmai etikai szempontok – alapján kell döntenüik a statisztikai adatok gyűjtésének, feldolgozásának, tárolásának és közzétételének módozatairól.

– A statisztikai szervezetek által gyűjtött személyes adatok – függetlenül attól, hogy természetes vagy jogi személyekre vonatkoznak-e – szigorúan bizalmasan kezelendők és kizárólag statisztikai célra használhatók.

– A statisztikai rendszereket szabályozó törvényeket, előírásokat és intézkedéseket nyilvánosságra kell hozni.

Míg tehát az ISI kódex a statisztikusok (személyek) normarendszere, addig az Alapelvek inkább a statisztikai szervezetek magatartási elveit fogalmazza meg.

ETIKAI NORMÁK A GYAKORLATBAN

Visszatérve az ISI deklarációhoz, felmerülhet az a kérdés, hogy vajon teljesen konzisztens-e ez a kódex. Egyenrangú-e ez a tizenhat követelmény? Nem szorítja-e egyik háttérbe a másikat? Nem kifejezett ellentmondásról van itt szó, hanem inkább prioritásbeli ellentétekről. Egyszerűen végigfutva a szövegen, persze nem lelünk ilyenre, de esettanulmányok útján mégis csak rájuk bukkanunk. Az ilyen tanulmányok világítanak rá arra, hogy a különböző országokban mely etikai elveknek van magas és melyeknek alacsonyabb prioritásuk (ki is derül belőlük, hogy ez a rangsor országonként igencsak különböző). Ezek az esettanulmányok adnak számot az új jelenségek – például az információtechnika fejlődése – által támasztott etikai problémákról és az ezekre való reagálásokról is.

Az ISI legutóbbi 2001-es szülői konferenciájának² programján például szerepelt egy „Etikai kérdések és a hivatalos statisztika” című szekció, amely többek között egy hol

² A konferenciáról lásd e számunk „A Nemzetközi Statisztikai Intézet szülői ülészaka” c. írását (279–284. old.).

land és egy skandináv tanulmányt mutatott be (utóbbi két norvég és egy dán szerző tollából). Már a címük is sokatmondó: *The Dutch virtual census (A holland virtuális census)* az egyik (Everaers–Van der Laan; 2001), *The thin line between statistical and public information in Scandinavia (A vékony határvonal a statisztikai és az igazgatási információ között Skandináviában)* a másik (Ljones–Andersen–Epland; 2001). Mindkét tanulmány társadalomstatisztikai síkon mozog és mindkettőben az adatszolgáltatói terhek csökkentése kerül konfliktusba a személyes adatok védelmével, integritásával. Ebben a konfliktusban a skandináv tanulmány egyértelműen az elsőnek ad prioritást a másik terhére, a holland tanulmány viszont inkább egyensúlyba próbálja hozni a kettőt. Mindkét dolgozat abból indul ki, hogy különböző adminisztratív adatállományok felhasználásával csökkenteni lehet az adatszolgáltatói terheket (innen a virtuális census kifejezés is). Ehhez állományok összekapcsolására van szükség; e tekintetben a holland tanulmány nagy súlyt helyez a személyes adatok védelmére, a skandináv írás viszont az adatszolgáltatói terhek csökkentését javasolja.

Ez a prioritás természetesen nem jelenti a személyes adatok védelmének feladását. Sőt, a szerzők kiemelik az adatok egy speciális körét, az úgynevezett „szenzitív” adatokat, melyeket különleges őrizet illet meg. Norvégiában például törvények határozzák meg ezt az érzékeny kört, nevezetesen: *a)* faji és etnikai eredet, politikai vélemény, filozófiai és vallási hovatartozás; *b)* az a tény, hogy a szóban forgó személy bűncselekmény gyanúja, vádja, vagy ilyen ítélet alatt áll-e; *c)* egészség; *d)* szexuális élet; *e)* szakszervezeti tagság.

Ezek a példák arra is rávilágítanak, hogy – az etikai elvek egyetemlegessége mellett – a konkrét megfogalmazásokban időnként és helyenként az országok sajátosságai is kifejezésre jutnak, például az intézményi berendezkedés, a hagyományok, vagy az információtechnika fejlettségének adottságai következtében.

AZ ETIKAI KÓDEX STÁTUSA ÉS HATÓKÖRE

Akár az ISI etikai deklarációjáról, akár más, ezután kialakítandó normarendszerről van is szó, felmerül a kérdés, hogy kire terjednek ki ezek a normák és mennyire bírnak kötelező erővel. Amikor ezt a kérdést vizsgáljuk, még egyszer szögezzük le – ami már az eddigi fejtegetésekből is kiderült –, hogy nem egyetlen intézmény (például egy nemzeti statisztikai hivatal), hanem egy szakma etikájáról van szó. (Ez akkor is így van, ha az etikai normák kidolgozásának feladata jórészt a hivatalos statisztikai szervezetre hárul.)

Alapelv, hogy az etikai normák rendszere nem fegyelmi szabályzat, hanem inkább a szakmai lelkiismeret credoja. Ha valakit fegyelmi úton felelősségre vonnak például valamely adatvédelmi szabály be nem tartásáért, akkor ez nem az etikai elvek, hanem a törvények vagy szabályok megsértése miatt történik. Mindez azonban nem csökkenti az etika erejét. Amit a statisztikával kapcsolatos jogszabályok tiltanak, az minden bizonnyal ütközik a statisztikai etikával is, de az etikai elveknek nem mindenfajta megsértése ütközik az írott joggal.

Szinte teljes egyetértés van a témával foglalkozók körében arról, hogy szükség lenne egy etikai bizottság felállítására, amely mintegy őrzője lenne az etikai normáknak. A Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottságának említett ülésén nagy hangsúlyt kapott ez a téma. Egyetértés alakult ki abban, hogy érdemes lenne etikai bizottságot

felállítani a statisztika területén is és az is világossá vált, hogy ennek tevékenységi köre nem korlátozódhat egyetlen intézményre, hiszen e bizottság feladata a statisztikus szakma egészének etikája feletti őrködés, így ez a testület például a Magyar Statisztikai Társaság keretei között működhetne. Jellege szerint nem vizsgálóbizottság és nem is feladata a szankcionálás. Az etikátlan magatartás elítélése, ennek deklarálása egy-egy eset kapcsán fontos lehet, de nem annyira a személyhez, mint inkább a szakmai közeghez szólva. A negatív esetek mellett pedig a pozitív példák nyilvánosságra hozatala is feladata lehet a bizottságnak.

AZ ETIKAI NORMÁK KORSZERŰSÍTÉSE

Az ISI etikai kódexének megjelenése óta tizenhat év telt el, ami nem hosszú idő egy ilyen típusú dokumentum életében. Ez alatt az idő alatt, különösen a 90-es években azonban, olyan, mindnyájunk által ismert változások mentek végbe a statisztika környezetében, amelyek az etikai normák újragondolását is megkövetelik. A következő kérdések merülnek fel.

- Egyáltalán érvényesek-e még ezek a – nemrég még örökérvényűnek tekintett – normák?
- Ha etikai szempontból érvényesek is, tarthatók-e, teljesíthetők-e a gyakorlatban a jelen technikai színvonal mellett?
- Az érvényes normák közül melyeket kellene újrafogalmazni és hogyan?
- Melyek az új etikai dilemmák, amelyekre választ kell adni?

Az aktualizálás szükségessége mindenekelőtt az információtechnika új korszakával függ össze, ám nemcsak erről van szó. A statisztikai etika mindeddig csak a statisztikusok magatartását volt hivatva szabályozni. Ámde statisztikát nem csak statisztikusok és statisztikai intézmények készítenek és hoznak nyilvánosságra, hanem mások is. E személyek vagy intézmények visszatarthatnak statisztikai információkat, félremagyarázhatnak statisztikai adatokat. Valószínű tehát, hogy a jövő etikai normáinak mindazokra ki kell terjedniük, akik, bár nem statisztikusok, ilyen vagy más módon művelői a statisztikának.

Ennek szükségessége akkor válik igazán fontossá, ha a statisztikából mint tudományból indulunk ki. A szakmai etikának nem egy alapelve e tudományos jellegben gyökerezik (például a tudomány objektivitása). A statisztika olyan tudomány, amelynek módszereit és gyakorlatát sok más tudomány is alkalmazza (a statisztika alapot jelent más tudományok számára). Ebből következően a statisztika etikájának elvei – legalábbis egy részük – az alkalmazó tudományok számára is etikai parancsot jelentenek.

A korszerűsítés szükségességét az ISI is felismerte és napirendre tűzte az 1985-ös kódex felülvizsgálatát. Pontosabban szólva, ennél valamivel több történt. Az Intézet létrehozott egy, a szakmai etikával foglalkozó bizottságot, amelyre, a normák felülvizsgálata mellett még a következőket bízta.

- Dokumentumok kidolgozása (eset tanulmányokat is beleértve) a hivatalos és magánstatisztika etikai gyakorlatának megvilágítására.

- Oktatási program kidolgozása az etikai témák iránti érzékenység felkeltésére.
- Kapcsolat kiépítése a nemzetközi és nemzeti statisztikai társaságokkal és egyéb társaságokkal a szakmai etika témájában.

Ami pedig az etikai normákat illeti, az ISI annak vizsgálatát tartja legfontosabbnak, hogy a gyors fejlődés milyen következményekkel jár az etikai magatartásra, egyfelől a globalizáció és a piacorientált gazdaságba való átmenet, másfelől új statisztikai eszközök kifejlődésének következtében (például adatbányászat³ nagy lakossági regiszterekben, illetve adminisztratív nyilvántartásokban.)

Ez az a pont, ahol a magyar statisztika jelentősen hozzájárulhat az etikai normák továbbfejlesztéséhez. Egy korszerű etikai kódex tervezete, amely elveiben és szerkezetében megőrzi az ISI deklaráció ma is érvényes – és többségben levő – értékeit és kiegészíti azokat az új jelenségekre adott válasszal, akár az ISI számára is mintául szolgálhat.

FÜGGELÉK

A NEMZETKÖZI STATISZTIKAI INTÉZET (ISI) DEKLARÁCIÓJA A STATISZTIKAI ETIKÁRÓL

(Kötelezettségek és definíciók)

1. Kötelezettségek a társadalommal szemben

1.1. *Érdekközvetítés mérlegelése.* A statisztikai vizsgálatok arra a meggyőződésre épülnek, hogy a megalapozott információk hasznosak a társadalom számára. Ezen az sem változtat, hogy egyesek félreértenek vagy félremagyaráznak statisztikai információkat, vagy hogy az információk más-más hatással lehetnek különböző társadalmi csoportokra. Az ilyen esetek nem jelentenek meggyőző érvet a statisztikai adatok gyűjtésével és terjesztésével szemben. Mégis, a statisztikusnak meg kell fontolnia a különböző típusú adatok gyűjtésének és terjesztésének várható következményeit, és óvnia kell az adatokat az előrelátható félreértésektől és félremagyarázásoktól.

1.2. *A statisztika körének szélesítése.* A statisztikusok használják ki a statisztikai vizsgálatok körének szélesítésére és e vizsgálatokból eredő megállapításaik terjesztésére kínálkozó lehetőségeket a legszélesebb értelemben vett társadalom érdekében.

1.3. *Objektivitás.* Noha a statisztikusok társadalmuk értékrendszerének keretei között tevékenykednek, féltelen és részrehajlás nélkül törekedjenek szakmai integritásuk megőrzésére. Ne vállaljanak kötelezettséget és ne működjenek közre olyan módszerek kiválasztásában, amelyek félrevezető eredményeket produkálnak, sem pedig statisztikai következtetések félreértelmezésében, történjék az utasításra, vagy mulasztásból.

2. Kötelezettségek a megbízókkal és munkáltatókkal szemben

2.1. *A kötelezettségek és szerepek tisztázása.* A statisztikus a feladat elvállalása előtt tisztázza a megbízó vagy a munkáltató, illetve a statisztikus kötelezettségeit. Közölnie kell például a megbízóval (munkáltatóval) a szakmai etika releváns pontjait, melyekhez ragaszkodik. A vizsgálat megállapításairól szóló jelentésben (ha szükséges) jelezze, meddig terjedt saját szerepe.

2.2. *A lehetőségek pártatlan mérlegelése.* Valamely vizsgálat megkezdése előtt a statisztikus mérlegelje a rendelkezésre álló módszereket és adjon pártatlan értékelést a megbízónak a variánsok előnyeiről és hátrányairól.

2.3. *Ellenállás az eleve megkívánt eredményekre való törekvéseknek.* A statisztikusok nem fogadhatnak el olyan szerződési feltételeket, amelyek egy vizsgálatot annak eredményeitől tesznek függővé.

³ Az adatbányászat fogalmáról lásd Sramó (1999).

2.4. *Az úgynevezett „privilegizált információk” védelme.* A statisztikusok gyakran jutnak olyan információ birtokába, melynek védelmét a megbízó vagy munkáltató, mint ezen információ birtokosa joggal megkövetelheti. Ez a bizalmas kezelés azonban nem vonatkozhat nyilvános adatok előállításának módszereire.

3. Kollegiális kötelezettségek

3.1. *A statisztika iránti bizalom védelme.* A statisztika függ a közvélemény bizalmától. A statisztikusok kötelessége e bizalom fenntartása és erősítése, anélkül azonban, hogy eltúloznák adataik pontosságát vagy magyarázó erejét.

3.2. *Módszerek és vizsgálati eredmények közkinccsé tétele.* A bizalmas információ védelmének határain belül a statisztikusok adják meg kollegáiknak azt a tájékoztatást, mely lehetővé teszi módszereik, technikáik és vizsgálati megállapításaik megítélését. E megítélésnek azonban magukra a módszerekre kell irányulnia, és nem az őket kiválasztó és alkalmazó személyekre.

3.3. *Az etikai elvek kölcsönös közlése.* Statisztikai vizsgálatok során a statisztikusok együttműködnek más tudományágbeli kollegákkal, kérdezőbiztosokkal, tisztviselőkkel, diákokkal stb. Ilyen esetekben a statisztikusok tegyék világossá saját etikai elveiket és legyenek tekintettel e munkatársak etikai elveire.

4. Kötelezettségek a statisztikai vizsgálatok alanyaival szemben

4.1. *Az alanyok zaklatásának kerülése.* A statisztikusoknak tudatában kell lenniük avval, hogy némely munkájuk tolatkodó jellegű. Nincs különleges joguk mindenfajta jelenség vizsgálatára. A tudás bővítése és az információ utáni „hajsza” önmagában nem igazolja más szociális és kulturális értékek semmibevevését.

4.2. *Tájékozott beleegyezés.* Az egyénekre vonatkozó statisztikai vizsgálatoknak – a lehetőség keretein belül – az érintettek önként adott, tájékozott beleegyezésen kell alapulniuk. Még a kötelező részvételt is kísérelje a lehető legnagyobb informáltság. Önkéntes válaszadás esetén pedig az alanyok ne érezzék úgy, hogy kötelező a részvétel; legyenek tudatában, hogy bármikor, bármilyen okból joguk van megtagadni a választ, és vissza is vonhatják az éppen megadott közlést. Nem szabad a válaszadó elől eltitkolni olyan körülményt, amely befolyásolhatja részvételi hajlandóságát.

4.3. *A tájékozott beleegyezést helyettesítő eljárások.* Vannak olyan vizsgálatok, amelyeknél technikai vagy gyakorlati okok nem teszik lehetővé a tájékozott beleegyezés elvének érvényesítését. Ilyen esetekben más módon kell biztosítani az egyének érdekeit. Előfordul például, hogy az alany közvetlen megkérdezése gazdaságtalan, vagy az alany annyira beteg, vagy túl fiatal ahhoz, hogy maga válaszolhasson, ezért valaki más ad választ helyette. Ezekben az esetekben sem szabad megsérteni az alany magánszféráját és nem szabad megzavarni az alany és a helyettes kapcsolatát. Ha jele van annak, hogy az alany ellenezné valamilyen információ megadását, akkor ezt az információt nem szabad helyettestől beszerezni. (A kódex több helyettesítő eljárást is bemutat.)

4.4. *Az alanyok érdekeinek védelme.* Sem az egyén beleegyezése, sem a válaszadás kötelező volta nem menti fel a statisztikust az alanyok védelmének kötelezettsége alól, különös tekintettel a részvétel hátrányos következményeire. A statisztikusnak törekednie kell ennek minimalizálására, mind az egyén, mind az egyének a környezetével való kapcsolata szempontjából.

4.5. *Az egyéni adatok védelme.* A statisztikai adatok számára érdektelenek az egyéni sajátosságok. Ezeket az adatokat a mennyi?, vagy a milyen arányú?, nem pedig a ki? típusú kérdések megválaszolására gyűjtik. Ezért az együttműködők (vagy nem együttműködők) személyazonosságát titkosan kell kezelni, függetlenül attól, hogy volt-e határozott ígéret a titkosságra vonatkozólag.

4.6. *A személyes azonosítás megakadályozása.* A statisztikusok minden eszközzel akadályozzák meg adataik olyan közzétételét, amely lehetővé teszi bármelyik alany személyazonosságának megállapítását vagy kikövetkeztetését.

IRODALOM

- CSAHÓK I. (2001): Az MTA Statisztikai Bizottságának 2001. október 3-i ülése. *Statisztikai Szemle*, 79. évf. 12. sz. 1004. old.
DE VRIES, V. (1999): A nemzeti statisztikai rendszerek teljesítménye. *Statisztikai Szemle*, 77. évf. 8. sz. 656–673. old.
EVERAERS, P. – VAN DER LAAN, P. (2001): *The Dutch virtual census*. www.nso.go.kr/isi2001
HUNYADI L. (2002): Grafikus ábrázolás a statisztikában. *Statisztikai Szemle*, 80. évf. 1. sz. 22–52. old.
HUNYADI L. – MUNDRUCZÓ GY. – VITA L. (1996): *Statisztika*. Aula Kiadó, Budapest.

- A Nemzetközi Statisztikai Intézet Etikai Kódexe. Statisztikai hivatalok és nemzetközi szervezetek statisztikai tevékenységéről* (1984). 66. sz. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- ISI (1986): Declaration on professional ethics. *International Statistical Review*, 54. évf. 2. sz. 227–242. old.
- LJONES, O. – ANDERSEN, O. – EPLAND, J. (2001): The thin line between statistical and public information in Scandinavia. www.nso.go.kr/isi2001
- SRAMÓ, A. (1999): Adatbányászat és statisztika. *Statisztikai Szemle*, 77. évf. 5. sz. 350–359. old.
- Határozat a hivatalos statisztika alapelveiről (1991). *Statisztikai Szemle*, 69. évf. 10. sz. 836–837. old.

SUMMARY

Ethical issues are nowadays of focal interest. Various professions are taking efforts to develop their own professional ethics. Contrary to them, statistics is the profession with a code already existing, as the International Statistical Institute (ISI) adopted its Declaration on Professional ethics in 1985. This article discusses the Declaration in details, with a special attention to some properties and guidance, to which relatively little attention has been paid. It introduces the structure of the document as the arrangement of various principles in a logical framework.

The ethical norms for statisticians are discussed parallel with the “Fundamental Principles of Official Statistics”, the guidelines of the United Nations for statistical organisations. The article reviews the necessity of updating the ethical norms, taking into account the rapid evolution of information techniques and globalisation.

A NŐI-FÉRFI MUNKAERŐ-PIACI RÉSZVÉTELI KÜLÖNBSÉGEK, 1993–2000*

GALASI PÉTER

A tanulmány a Központi Statisztikai Hivatal munkaerő-felvételeinek 1993–2000. évi adatai alapján vizsgálja a nők és a férfiak munkaerő-piaci részvételében megfigyelt különbségek időbeli alakulását, illetve az ezt meghatározó legfontosabb tényezőket. Logisztikus regresszió segítségével megbecüli a férfiak és a nők munkaerő-piaci részvételi valószínűségét, majd tényezőfelbontást alkalmazva vizsgálja, hogy a két nem modellel előre jelzett átlagos részvételi valószínűségeinek eltérései elsődlegesen mely tényezőknek tudhatók be. Az eredmények értelmezéséhez felhasználja a munkagazdaságtan néhány standard modelljét, jelesül: az emberi tőke, a nem fizetett munkát is magában foglaló időallokációs munkakínálási modellt, valamint a munkáltatói diszkrimináció modelljét.

A férfiak részvételi előnye az időszak egészében folyamatosan és erőteljesen nőtt, ebben elsődlegesen a nők és a férfiak családi munkamegosztásban betöltött eltérő helye játszik szerepet. Ezt a tanulmány a potenciális munkavállalók családjában élő 0-14 éves gyermekek számának változójával ragadja meg, ami vélhetően többé-kevésbé jól tükrözi a gyermekneveléssel és -gondozással kapcsolatos tevékenységek mértékét. A gyermekek számának emelkedése csökkenti a nők részvételi valószínűségét, s ez az egyes időpontokban mért részvételi előnyök közel felét magyarázza. Ez egybevág mind a nem fizetett munkát is tartalmazó munkakínálási modell, mind a statisztikai diszkrimináció modelljének előrejelzéseivel. Kínálási oldalról az eredmény úgy értelmezhető, hogy a nők termelékenyebbek a háztartási (gyermeknevelési) tevékenységekben, mint a fizetett munkában, a férfiaknál pedig az összefüggés fordított, ezért a nőknek érdemesebb a nem fizetett, a férfiaknak pedig a fizetett munkára fordítani rendelkezésre álló idejüket. A keresleti oldalt szemlélve, a munkáltatók felvételi politikájukban diszkriminációt alkalmazhatnak, amelynek lényege, hogy munkavállalóik kiválogatásánál figyelembe veszik a nők és a férfiak háztartási munkamegosztásban elfoglalt helyének különbségeit, s emiatt azonos termelékenységet mutató jellemzők (például iskolai végzettség vagy munkaerő-piaci gyakorlat) mellett a nők várható termelékenységét a férfiakénál alacsonyabbnak értékelik. Ha a diszkrimináció fennáll, akkor az adott emberi tőkével rendelkező nő részvételi valószínűsége keresleti okokból is alacsonyabb lesz, mint egy ugyanilyen jellegzetességekkel rendelkező férfié. Hogy a nők részvételi hátrányát elsődlegesen a háztartási munkamegosztásban elfoglalt helyük idézi elő, azt megerősíti, hogy a gyermekszám hatásától megtisztított emberi tőke jellemzői (életkor és iskolai végzettség) esetében munkaerő-piaci diszkriminációra utaló jelek nem mutathatók ki.

TÁRGYSZÓ: Munkaerő-piaci részvétel. Diszkrimináció. Háztartási munkamegosztás.

* A tanulmány az Oktatási Minisztérium Felsőoktatási Kutatási Pályázat programja által finanszírozott „Háztartások munkaerő-piaci magatartása a kilencvenes években” (FKFP-0119/2000) című kutatás keretében készült. A szerző köszönetet mond *Kertesi Gábornak* hasznos tanácsaiért és javaslataiért.

A munkakínálati magatartás fontos jellemzője a részvételi hajlandóság. A klasszikus munkakínálati modellekben két döntés kapcsolódik össze; az egyén a rendelkezésre álló információk alapján először arról dönt, hogy az adott piaci feltételek mellett kíván-e munkát vállalni, majd – amennyiben úgy látja, hogy érdemes belépni a piacra – meghatározza a ledolgozni kívánt munkaidő hosszát. Empirikus megfigyelések rendszerint azt mutatják, hogy a nők és a férfiak részvételi rátái, illetve foglalkoztatási szintje különbözik egymástól, a férfiak foglalkoztatási szintje rendre magasabb, mint a nőké. Mind a foglalkoztatáspolitiká, mind pedig a nemek esélyegyenlősége szempontjából lényeges kérdés, milyen tényezők húzódnak meg az eltérő részvételi arányok mögött.

Ismeretes, hogy Magyarországon a kilencvenes években először a foglalkoztatási szint csökkenése, majd stagnálása volt megfigyelhető. Tudjuk továbbá, hogy a férfiak magasabb foglalkoztatási szintje az egész évtizedben fennmaradt, miközben a két nemnél elsődlegesen a foglalkoztatási szint csökkenése figyelhető meg. A KSH munkaerőméréseiből számított adatok szerint (az adatok a 15-59 éves férfiakra, valamint a 15-54 éves nőkre vonatkoznak) a férfiak foglalkoztatási szintje az 1990. évi 83,3 százalékról 1995-re 63,5 százalékra csökkent, majd ezt követően nagyjából stagnált, 1998-ban 64,8 százalék volt. A nőknél a megfelelő adatok 75,5, 55,4, 53,7 százalék (Nagy Gy.; 2000, 60. old.).

A tanulmányban a nők és a férfiak megfigyelhető részvételi különbségeikkel, valamint e különbségeknek a kilencvenes években a munkaerőpiacon kialakult tényezőivel foglalkozunk, különös tekintettel az életkornak, az iskolai végzettségnek, a gyerekszámnak és a családnagyságnak a részvételi döntésre gyakorolt hatására. Az elemzéshez a KSH munkaerő-felvételeinek 1993–2000. első negyedévi adatait használjuk; összesen tehát nyolc éves idősorunk van, ami alkalmas arra, hogy a kilencvenes években megfigyelhető alkalmazkodást elemezzük.

A tanulmányban először röviden szót ejtünk az adatbázisról, ismertetjük a probléma vizsgálatára alkalmazott becslési módszert, valamint a becslés empirikus specifikációját, másodsor összefoglaljuk az elemzés legfontosabb eredményeit és az eredményekből levonható következtetéseket.

Munkaerő-piaci részvétel – diszkrimináció – családi munkamegosztás

Az egyének munkaerő-piaci részvételi döntései sokféle elméleti modellel vizsgálhatók. A női-férfi részvétel eltérései viszonylag egyszerűen meghatározhatók a munkagazdaságtan néhány standard modelljének, jelesül az emberi tőke, a munkaerő-piaci diszkrimináció, valamint a háztartáson belül végzett nem fizetett munka elemzésére kidolgozott modellek segítségével.

Az egyének emberi tőkéje a munkaerőpiacon értékesíthető tudást testesíti meg (Becker; 1975). Nagyobb emberi tőkének nagyobb a például bérben kifejezett hozadéka, s ha az egyének fontos a munkaerőpiacon megszerezhető jövedelem, akkor arra számíthatunk, hogy adott munkaerő-piaci feltételek mellett a nagyobb emberi tőkével rendelkező egyének munkaerő-piaci részvételi valószínűsége magasabb. Ha továbbá az emberi tőke nagysága és az egyén termelékenységé között pozitív kapcsolat áll fenn, akkor a munkáltatók – adott javadalmazás mellett – szívesebben alkalmaznak nagyobb emberi tőkével rendelkező munkavállalókat. Az emberi tőkének hagyományosan két elemét – az iskolában, illetve a munkaerő-piaci gyakorlat révén szerzett tudástőkét – különböztetjük

meg (Mincer; 1974), és mindkét tényező esetén pozitív kapcsolatot tételezünk fel a tőke-nagyság és a részvételi valószínűség között. Amennyiben a férfiak iskolában és/vagy a munkaerő-piaci gyakorlat révén megszerzett tudástőkéje nagyobb, mint a nőké, akkor a férfiak magasabb részvételi valószínűségére számítunk.

Feltételezhetjük, hogy a munkaerőpiac keresleti oldalán megjelenő munkáltatók tökéletlen információkkal rendelkeznek potenciális munkavállalóikról. Minthogy a potenciális munkavállalók szűrése, illetve valóságos termelékenységük megismerése esetenként igen költséges lehet, a munkáltatók felvételi politikáját gyakran diszkrimináció jellemzi (Phelps; 1972). Ez azt jelenti, hogy felvételkor a munkáltató nemcsak az adott munkavállaló egyéni jellegzetességeit mérlegeli, hanem annak a csoportnak a jellemzőit is, amelyhez az adott munkavállaló tartozik. Tegyük fel, hogy a munkáltató felvételkor a potenciális munkavállaló – iskolai végzettségben és munkaerő-piaci gyakorlatban megtestesülő – emberi tőkéjének nagysága alapján dönt. Például adott javadalmazás mellett szívesebben vesz fel magasabb iskolázottságú és hosszabb gyakorlati idővel rendelkező egyéneket. Tegyük fel továbbá, hogy kétfajta munkavállaló jelenik meg a munkáltatónál. A kétfajta munkavállaló valamely (többnyire külsődleges) nehezen megváltoztatható jellegzetességében különbözik egymástól. A munkáltató – korábbi tapasztalatai alapján – információkkal rendelkezik a kétféle munkavállalói csoport termelékenységéről, s ennek alapján tudja, hogy az egyik fajta munkavállaló emberi tőkéjének jellemzői (iskolai végzettség és gyakorlati tapasztalat) kevésbé megbízhatóan jelzik az egyén termelékenységét, mint a másik fajta munkavállaló esetében. Ha ezt az információt is figyelembe veszi, akkor adott emberi tőkével rendelkező kétfajta munkavállaló közül (rögzített javadalmazás mellett) inkább azt fogja alkalmazni, akinél az emberi tőke nagysága és a termelékenység közötti kapcsolat szorosabb. A következmény: a munkáltató a felvételkor az egyik fajta munkavállalót előnyben részesíti, a másik viszont az adott külső jellegzetesség miatt hátrányosabb helyzetbe kerül, azaz a felvételkor a munkaadó diszkriminál. Ha ezt az eredményt átfordítjuk a két munkavállalói csoport – a férfiak és a nők – részvételi esélyeire, akkor, amennyiben a munkáltatók múltbeli tapasztalatai alapján a nők termelékenységét kevésbé jól jelzi előre emberi tőkéjük nagysága – például mert a családi és gyermeknevelési terhek miatt a nők gyakrabban hiányoznak vagy kevésbé eredményesek a munkahelyen –, akkor adott emberi tőkével rendelkező férfiak és nők közül a nők részvételi esélyei alacsonyabbak lesznek.

Végül a női-férfi részvételi esélyek tartósan megfigyelhető különbségeinek magyarázatára alkalmas lehet a Becker–Gronau-féle időallokációs munkakínálati modell is (Becker; 1965, Gronau; 1977). Az e modellben szereplő egyének nemcsak fizetett, hanem nem fizetett munkát is végezhetnek. A fizetett munkáért bért kapnak, és a bérért javakat és szolgáltatásokat vásárolnak a különféle piacokon. A nem fizetett munka révén a háztartásban javakat és szolgáltatásokat állítanak elő. A modell legfontosabb eredménye, hogy idejüknek a kétféle munkatevékenység közötti megoszlását a kétféle tevékenység relatív jószágelőállító képessége vagy másképpen a kétféle munkatevékenységük relatív termelékenysége határozza meg. A fizetett munkában inkább azok az egyének vesznek részt, akik relatíve magasabb bérré számíthatnak, illetve akiknek a jószágelőállító képessége a nem fizetett tevékenységekben viszonylag alacsony. És megfordítva: a nem fizetett munkában inkább azok az egyének vesznek részt (kevesbé vesznek részt a fizetett munkában), akik a fizetett munkában viszonylag alacsonyabb bérré számíthatnak, illetve

akiknek a termelékenysége a nem fizetett munkában alacsonyabb. Ha feltesszük, hogy a férfiak és a nők közötti családon belüli munkamegosztás ilyen termelékenységbeli különbségeket takar, akkor azt várhatjuk, hogy a nők a háztartási/gyermeknevelési tevékenységekben nagyobb mértékben vesznek részt, következésképpen a részvételük valószínűsége alacsonyabb lesz, ráadásul minél több nem fizetett tevékenységre van szükség a háztartásban, annál kisebb lesz ez a valószínűség. A férfiaknál éppen a fordítottját várjuk: ha a férfiak termelékenyebbek a fizetett munkában, akkor részvételük valószínűsége nagyobb lesz, emellett a háztartás fogyasztói igényeinek a növekedése emelkedő részvételi valószínűséget eredményez.

A két modell könnyen összekapcsolható következményei nagyjából ugyanabba az irányba hatnak. Az időallokációs modellből az következik, hogy a nők fizetettmunkakínálata és részvételi valószínűsége kínálati okokból lesz alacsonyabb, mint a férfiaké: azonos bérek mellett a nők elhelyezkedési hajlandósága kisebb lesz, mert számukra előnyösebb a nem fizetett munka végzése. A diszkrimináció-modellből ugyanez következik keresleti okokból: adott bérek és adott emberi tőke mellett a munkáltatók kisebb eséllyel alkalmaznak nőket. Ráadásul mind a kínálati, mind a keresleti oldalon megfigyelt eredményt lényegében ugyanaz a jelenségcsoport magyarázza: a férfiak és a nők háztartási/családi munkamegosztásban elfoglalt tartósan eltérő helyzete.

Adatbázis – módszer – empirikus specifikáció

Az adatbázist a KSH munkaerő-felvételeinek 1993–2000. első negyedévi adataiból állítottuk össze. A minta minden egyes évben a munkaképes korú, azaz a 15-74 éves népesség. A részvételi döntés bináris döntés (vagy nem vesz részt, vagy részt vesz a munkaerőpiacon); résztvevőknek (azaz foglalkoztatottnak) azokat tekintettük, akik az ILO–OECD-kritériumok szerint foglalkoztatottak.

A részvételi döntést először minden évre, továbbá külön a nőkre és a férfiakra logittal (logisztikus regresszióval) becsüljük, majd a nők és a férfiak logitmodellekkel becsült átlagos részvételi valószínűségeit évenként tényezőkre bontjuk, tehát minden évre kiszámítjuk, hogy a két nem átlagos becsült részvételi valószínűségeinek különbségében milyen mértékű és irányú szerepet játszanak a modell becslésekor figyelembe vett tényezők.

Az alkalmazott tényezőkre bontási eljárás a munkagazdaságtanban gyakran használt sztenderd Oaxaca–Blinder-féle – lineáris regresszióra kidolgozott – tényezőkre bontásnak (Blinder; 1973, Oaxaca; 1973) logitbecslésre alkalmazott változata. A logit becselőfüggvénynek azt a tulajdonságát használjuk ki, hogy a modellel előrejelzett esélyráták logaritmusára nézve a becslés lineáris. A függő változó a munkaerő-piaci részvétel valószínűsége.

A részvételi valószínűséget az ún. esélyrátával mérjük, amely azt mutatja, mekkora a részvétel valószínűsége a nem részvétel valószínűségéhez képest:

$$\frac{P}{1-P}, \quad /1/$$

ahol P a modellel becsült átlagos részvételi valószínűség.

Adott csoport átlagos helyzetét a modellel előrejelzett átlagos esélyrátával jellemezzük. Logit esetén ez:

$$\frac{P}{1-P} = e^{c + \sum_{k=1}^n \beta_k X_k}, \quad /2/$$

ahol c konstans, a β -k becült paraméterek, n a változók száma, X pedig a változók a mintára jellemző átlagos értéke. A csoportmodellel előrejelzett átlagos esélyrátájának természetes alapú logaritmusát ekkor:

$$\log \frac{P}{1-P} = c + \sum_{k=1}^n \beta_k X_k. \quad /3/$$

Ha két (i és j) csoport átlagos esélyrátáinak természetes alapú logaritmusát kívánjuk összehasonlítani, akkor a /3/ összefüggés alapján a két csoport esélyrátájának a különbsége

$$\log \frac{P_i}{1-P_i} - \log \frac{P_j}{1-P_j} = c_i + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i - c_j - \sum_{j=1}^n \beta_j X_j. \quad /4/$$

Mint hogy a /4/ egyenlőség jobb oldala lineáris, ezért a csoportok modellel előrejelzett átlagos esélyrátájának különbsége a hivatkozott felbontás segítségével tényezőkre bontható:

$$\log \frac{P_i}{1-P_i} - \log \frac{P_j}{1-P_j} = (c_i - c_j) + \sum_{k=1}^n \beta_k (X_i - X_j) + \sum_{k=1}^n X_j (\beta_i - \beta_j). \quad /5/$$

A jobb oldal első tagja a konstans-, második az összetétel-, harmadik a paraméterhatás. E tényezőkre bontás révén kapott értékek azt mutatják meg, hogy a különféle tényezők milyen mértékben járulnak hozzá a részvételi különbségekhez. A konstanshatást, mint a modellben nem szereplő tényezők hatásaként értelmezhetjük. Azt az előnyt vagy hátrányt mutatja meg ugyanis, ami akkor állna elő, ha a két csoport mind az összetétel, mind a becült paraméterek szempontjából egyforma volna. Az összetételhatás a csoportok részvételi különbségének az a része, ami annak tudható be, hogy a két csoport a változók átlagaiban különbözik egymástól. Végül a paraméterhatás a részvételi különbségnek azt a részét magyarázza, ami a két csoportra becült paraméterek eltéréseiből adódik, azt az állapotot mutatja meg, ami akkor következne be, ha a változóátlagok és a konstansok egyenlők lennének.

Ha i -vel a férfiakat, j -vel a nőket jelöljük, akkor a férfiak és a nők együttes részvételi különbsége, illetve a különbségeket befolyásoló tényezők százalékos formában – /5/ alapján – a következőképpen írhatók fel:

$$100 = 100 \frac{(c_i - c_j) + \sum_{k=1}^n \beta_k (X_i - X_j) + \sum_{k=1}^n X_j (\beta_i - \beta_j)}{\log \frac{P_i}{1-P_i} - \log \frac{P_j}{1-P_j}}. \quad /6/$$

A becslések függő változója tehát a munkaerő-piaci részvétel valószínűsége. Magyarázó változókként olyan jellemzőket igyekeztünk használni, amelyek többé-kevésbé jól jelzik az egyének emberi tőkéjét, a férfiak és a nők háztartási munkamegosztásban elfoglalt helyének különbségeit, illetve a háztartás jellegzetességeit. Az életkor részben a munkaerő-piaci gyakorlatot jelzi. Ez a mutató szükségképpen tökéletlen, ráadásul – elsődlegesen a gyermekszüléssel és -neveléssel kapcsolatos életpálya-megszakítások miatt – a nőkre kevésbé megbízható, mint a férfiakra. Ötéves korcsoportokat képeztünk (20 évesnél fiatalabb, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49 éves, 50 éves és idősebb); referenciacsoport a 25–29 éves.

A tudástőkét a legmagasabb befejezett iskolai végzettséggel közelítettük (8 általánosnál kevesebb, 8 általános, szakmunkásképző, szakközépiskola, gimnázium, felsőfokú); referenciacsoport a 8 osztályt végzett. A legmagasabb iskolai végzettség szintén meglehetősen tökéletlen mutató. Egyrészt nem tükrözi azokat a tudástőke-különbségeket, amelyek esetlegesen a be nem fejezett iskolafokozatokból adódhatnak, másrészt figyelmen kívül hagyják a különböző tanfolyamok, célképzések hatását. Feltételeztük, hogy a házastárssal/élettárssal rendelkező, illetve nem rendelkező egyének részvételi valószínűsége nem azonos akkor sem, ha egyébként minden tekintetben egyformák, ezért az egyenletben egy egyedülálló „dummyt” is szerepeltettünk. A két nem részvételi valószínűségét befolyásoló háztartási tényezők közül egyrészt a gyermekek számát (0-3, 4-6, 7-14 éves gyermekek száma a családban), másrészt a háztartásnagyságot használtuk. Ha a diszkrimináció, illetve a nem fizetett munka időallokációs modelljei empirikusan helyesek, akkor e tényezők a nők részvételi valószínűségét negatív, a férfiakét viszont pozitív irányban befolyásolják. A helyi munkaerőpiacok eltérő foglalkoztatási helyzetének hatását megye „dummyk” alkalmazásával igyekeztünk kiszűrni (referencia csoport, Budapest); több specifikációval is kísérleteztünk, amelyek lényegében ugyanolyan eredményekhez vezettek.

Eredmények

Számításaink részletes eredményeit – a logit becsléseket és a változóátlagokat – elektronikus mellékletünkben megtalálható táblákban mutatjuk be.¹

A változók értékei azt mutatják – s ez megegyezik a korábbi kutatások megállapításaival (Nagy; 2000, 2001) –, hogy a becslések a nők részvételi valószínűségét nagyobb mértékben magyarázzák (a nők egyenletének pseudo R^2 -e minden időpontban magasabb). Ez elsődlegesen annak tudható be, hogy a nők részvételi hajlandóságát a háztartások figyelembe vett jellegzetességei erőteljesebben befolyásolják. Megjegyezzük továbbá, hogy a férfiak részvételi esélyrátája minden évben magasabb értéket vesz fel, mint a nők megfelelő mutatója, azaz a férfiak részvételi valószínűsége nagyobb. Esélyráta-hányadosban mérve a különbség valamivel több mint kétszeres, azaz a férfiak esélyrátái nagyjából kétszer akkora, mint a női esélyráták. Ez arra utal, hogy a nők az élénkülő gazdaság és a valamelyest növekvő munkaerő-piaci kereslet mellett sem tudták vagy kívánták relatív munkaerő-piaci részvételüket növelni.

A tényezőkre bontás eredményeit a következő táblában foglaltuk össze.

¹ Az összefoglaló táblák a *Statisztikai Szemle* honlapján (www.ksh.hu/statszml) megtekinthetők és onnan letölthetők.

A női-férfi részvételi esélykülönbségek tényezőkre bontása

Tényező	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.
	évben (százalék)							
Gyermekszám								
Összetétel	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0
Paraméter	63,9	47,6	48,4	47,8	41,4	47,7	42,3	42,0
Ebből:								
0–3 éves	39,5	30,2	29,7	29,4	26,5	27,3	24,4	25,8
4–6 éves	10,7	6,9	7,7	7,2	5,7	8,4	7,1	5,1
7–14 éves	13,7	10,5	11,0	11,2	9,3	12,0	10,8	11,1
Együtt	63,9	47,6	48,4	47,8	41,3	47,7	42,3	42,0
Egyedülálló								
Összetétel	0,5	2,3	3,3	1,5	1,8	2,9	1,3	2,2
Paraméter	0,6	-2,9	-4,3	-1,3	-1,5	-4,5	0,1	-3,1
Együtt	1,1	-0,6	-1,0	0,3	0,3	-1,7	1,4	-0,9
Háztartásnagyság								
Összetétel	3,7	2,9	2,3	2,3	3,0	2,2	3,0	2,5
Paraméter	-7,2	-9,5	-3,3	-11,3	-0,7	-26,8	-0,8	-14,3
Együtt	-3,5	-6,6	-1,1	-9,1	2,3	-24,6	2,2	-11,8
Életkor								
Összetétel	6,5	6,0	5,3	4,3	7,4	6,2	8,0	10,7
Ebből:								
15–49 éves	-5,4	-4,8	-5,2	-6,4	-5,3	-6,1	-5,1	-5,7
50 éves és idősebb	11,9	10,8	10,4	10,7	12,7	12,3	13,1	16,4
Paraméter	30,9	8,8	12,3	17,3	20,5	15,4	2,0	-9,7
Ebből:								
15–49 éves	0,0	-10,8	-11,4	-5,9	-2,0	-4,3	-4,9	-14,4
50 éves és idősebb	30,8	19,6	23,7	23,2	22,5	19,8	6,9	4,6
Együtt	37,4	14,8	17,6	21,6	27,9	21,6	10,0	1,0
Iskolai végzettség								
Összetétel	28,6	26,3	28,2	26,3	26,4	25,0	28,1	28,1
Paraméter	-8,4	1,9	-7,2	3,7	-3,8	-5,0	7,0	-2,8
Együtt	20,2	28,2	21,0	30,0	22,7	20,0	35,1	25,3
Megye								
Összetétel	-0,3	0,1	-0,1	-0,3	-0,1	-0,1	-0,2	0,2
Paraméter	-18,7	-12,0	-12,5	-7,3	-19,0	7,8	-7,0	-15,0
Együtt	-19,0	-11,8	-12,6	-7,6	-19,2	7,7	-7,2	-14,8
Együtt								
Összetétel	39,0	37,7	38,9	34,1	38,4	36,2	40,2	43,6
Paraméter	61,0	62,3	61,1	65,9	61,6	63,8	59,8	56,4
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

A táblában pozitív és negatív értékek egyaránt szerepelnek. A pozitív értékek azt jelentik, hogy az adott tényező hatására a férfiak nőkéhez viszonyított részvételi előnye növekszik, a negatív értékek pedig azt, hogy az adott tényező hatására a férfiak relatív részvételi előnye csökken (azaz a nőké növekszik). A 10 százalékos érték tehát azt jelenti, hogy az adott tényező 10 százalékkal emeli, a -10 százalékos érték pedig azt, hogy az adott tényező 10 százalékkal csökkenti a férfiak relatív részvételi előnyét. A pozitív paraméterhatás úgy értelmezhető, hogy az adott tényező jobban növeli vagy kevésbé csök-

kenti a férfiak elhelyezkedési esélyeit, mint a nőké. Negatív paraméterhatás esetén viszont az adott tényező kevésbé növeli vagy jobban csökkenti a férfiak, mint a nők elhelyezkedési esélyeit. Pozitív összetételhatás esetén azt mondhatjuk, hogy az adott tényező emeli a férfiak relatív elhelyezkedési esélyeit, mert összetételük az elhelyezkedés szempontjából kedvezőbb (kevésbé kedvezőtlen), mint a nőké. Negatív összetételhatás mellett azt állapíthatjuk meg, hogy az adott tényező csökkenti a férfiak (növeli a nők) relatív részvételi esélyeit, mert a férfiak összetétele az elhelyezkedés szempontjából kedvezőtlenebb (kevésbé kedvező), mint a nőké.

A tábla egy-egy oszlopa az adott időpontra becsült férfi-női részvételi különbségeket meghatározó tényezők súlyát mutatja /6/-nak megfelelően százalékos formában, tehát az összes különbséget 100-nak tekintve. Az egyes értékek az adott tényezőnek az összes részvételi különbségeken belül elfoglalt súlyát jelzik. Az 1993. évi oszlop második cellájában például 63,9 százalék szerepel. Ez azt jelenti, hogy a férfiak és a nők között megfigyelt – a férfiak javára mutató – összes különbségnek 63,9 százaléka a gyermekszám paraméterhatásának tudható be. A következő adat – 39,5 százalék – azt jelenti, hogy a férfiak és a nők között megfigyelt összes különbségnek 39,5 százaléka a 0-3 éves gyermekek számát jelző változó paraméterhatásának tulajdonítható.

Először is megállapíthatjuk, hogy a magasabb férfi részvételi arányok alakulásában összességében az együttes paraméterhatások játszottak nagyobb szerepet. Ha tehát az összes modellben szereplő változó együttes hatását vizsgáljuk, akkor azt találjuk, hogy a paraméterhatás minden évben nagyobb, mint az összetételhatás, ami azt jelenti, hogy a férfiak részvételi előnye nagyobb mértékben magyarázható azzal, hogy adott megfigyelt jellemzők mellett a nők kedvezőbb elhelyezkedési lehetőségekkel rendelkeznek, és/vagy nagyobb arányban törekszenek elhelyezkedni, mint annak, hogy a munkaerőpiac szempontjából kedvezőbb az összetételük.

Az egyes tényezők hatását elemezve a legfontosabb egyedi jellegzetesség, amely a férfiak és a nők munkaerő-piaci összes részvételi különbségének, azaz a férfiak részvételi előnyének többnyire közel felét (41,3-48,4 százalékát), 1993-ban pedig csaknem kétharmadát (63,8 százalék) magyarázza a gyermekszám, a 0-14 éves gyermekek száma a családban.² E változó összetételhatása (közel) zéró, ami azt a – nem meglepő – sajátosságot jelzi, hogy a férfiak és a nők átlagosan azonos gyermekszámú családban élnek. Ebből adódóan a gyermekszámból fakadó férfi részvételi előnyök – tehát az összes férfi részvételi előny közel fele is – abból ered, hogy adott gyermekszám mellett a nők részvételi valószínűsége lényegesen kisebb, mint a férfiaké. A gyermekek léte tehát a férfiakéhoz képest erősen fékezi a nők munkaerő-piaci részvételét. Ez az eredmény összefér mind a háztartási munkamegosztásban elfoglalt eltérő helyzetből fakadó kínálati, mind pedig az ugyanebből az okból bekövetkező diszkriminációt feltételező keresleti szempontú magyarázattal. Kínálati oldalról ez azt jelenti, hogy a nők a gyermeknevelésben relatíve termelékenyebbek, mint a férfiak, illetve a férfiak a fizetett munkában relatíve termelékenyebbek, mint a nők, és ezért a nőknek érdemesebb idejüket gyermekneveléssel tölteni, mint a férfiaknak. Keresleti oldalról pedig azt, hogy a munkáltatók – múltbeli tapasztalataik alapján – úgy vélik, hogy adott jellegzetességek mellett, éppen a nemek közötti ház-

² A különböző életkorú gyermekek számának a női és a férfi gazdasági aktivitásra gyakorolt hatását a munkaerő-felvétel 1992–1998. második negyedévi mintáin logitmodellekkel, némileg eltérő modellspecifikációval vizsgálta Nagy Gyula (2000) tanulmánya. Eredményei egybeesnek az itteni következtetéseinkkel.

tartási munkamegosztás sajátosságai miatt, a gyermekes nők kevésbé termelékenyek, mint a gyermekes férfiak, és ezért felvételkor a gyermekes férfiakat előnyben részesítik a gyermekes nőkkel szemben. Az első magyarázat azt feltételezi tehát, hogy a gyermekszámhoz kapcsolódó paraméterhatás önkéntes kínálati döntés, a második pedig azt, hogy munkáltatói diszkrimináció következménye. A két hatás nem választható szét pótlólagos hipotézisek nélkül. Ha feltesszük, hogy a legfiatalabb gyermekek esetében az önkéntes kínálati döntés a jellemző – mondjuk, mert 0-3 éves gyermek(ek) mellett a nők nem kívánnak fizetett munkát végezni –, idősebb gyermekek – mondjuk 7-14 évesek – mellett pedig már elhelyezkednének, de elhelyezkedési esélyeik a gyermekek miatt jelentkező munkáltatói felvételi diszkrimináció következtében rosszabbak, akkor azt mondhatjuk: elemzésünk arra utal, hogy az alacsonyabb női részvételben az önkéntes kínálati döntés nagyobb szerepet játszik, mint a munkáltatói diszkrimináció. A táblából jól látható, hogy a 0-3 éves gyermekek létehez kapcsolódó paraméterhatás a gyermekek számához kapcsolódó paraméterhatásnak minden évben több mint a felét teszi ki.

A háztartásnagyság változójának tulajdonítható a gyermekszám hatásától megtisztított részvételi különbségek súlya, illetve hatásuk iránya jól mutatja, hogy a két nem közötti háztartási munkamegosztás hatása elsődlegesen a gyermekneveléssel kapcsolatos eltérő szerepekkel és nem egyszerűen a háztartási tevékenységek – a háztartástagok számával közelített – terjedelmével függ össze. A háztartásnagyság összetételhatása csekély és minden évben pozitív, ami annyit jelent, hogy az átlagos férfi valamivel népesebb családban él, mint az átlagos nő, és emiatt nagyobb erőfeszítéseket tesz az elhelyezkedés érdekében. A paraméterhatás minden évben negatív, egyes években a zérushoz közelítő, máskor tíz százalékot meghaladó értékekkel. A negatív előjel arra utal, hogy nagyobb méretű háztartás esetén a nők részvételi valószínűsége – bár esetenként igen csekély mértékben – magasabb, mint a férfiaké, nagyobb háztartásméret esetén ugyanis a nők nagyobb mértékben helyezkednek el.

A házastárs nélküli (egyedülálló) férfiak és nők részvételi különbsége nem jelentős, a hatások csak néhány százalékkal járulnak hozzá a nemek közötti összes részvételi különbséghez. Ez ismét azt erősíti meg, hogy a háztartási jellemzők hatása közötti különbségek döntően a gyermekneveléssel kapcsolatos feladatok megosztásából fakadnak.

Az életkor együttes hatása 1993-ban a férfiak számára még 26 százalékos részvételi előnyt jelentett, 1999-ben ez már csak 9, 2000-ben pedig 1 százalékos volt. Az életkor összetétel- és paraméterhatása is pozitív volt minden időpontban (a legutolsó év kivételével, amikor a paraméterhatás negatív). Az életkor paraméterhatása azt mutatja meg, hogy adott életkor mellett melyik csoport átlagos elhelyezkedési esélye a nagyobb. Minthogy az együttthatók a háztartási jellegzetességektől (gyermekszám, háztartásnagyság) megtisztított elhelyezkedési esélyeket mérik, ha tartós és jelentős férfi részvételi előnyt mutatnak, akkor nagyon valószínű, hogy e mögött a nőket a gyermeknevelési terhek miatt egyébként is sújtó hátrányok mellett más okokból is hátrányosan diszkrimináló munkáltatói felvételi gyakorlat húzódik meg. Látnunk kell azonban, hogy az életkor pozitív összetétel-, illetve paraméterhatása csaknem kizárólag a két nem demográfiai, illetve a nyugdíjkorhatárban megfigyelhető eltérő jellegzetességeiből fakad. Ennek illusztrálására külön közöljük a 15-49 évesek és az 50 éves és idősebb életkorhoz kapcsolódó paraméter- és összetételhatásokat. Ebből jól látható, hogy a pozitív hatások kizárólag az 50 éves és idősebb korcsoportoknál jelennek meg, a 15-49 éveseknél mind a paraméter-, mind az

összetételhatások – az 1993. évi zérus kivételével – rendre negatív értékeket vesznek fel, azaz az 50 évesnél fiatalabbaknál női elhelyezkedési előny mutatkozik.

Az 50 év felettiek esetében megfigyelt pozitív és nem csekély mértékű összetételhatás – értéke 10-16 százalék között ingadozik – abból fakad, hogy a nőkhöz viszonyítva a férfiak körében kisebb az 50 év feletti, alacsony elhelyezkedési esélyekkel rendelkező személyek aránya, ami a férfiak alacsonyabb várható élettartamának tulajdonítható. Az 50 év felettieknél megfigyelt pozitív és esetenként nagyon erős (5 és 31 százalék között mozgó) paraméterhatás pedig abból adódik, hogy az 50 év feletti népességben a férfiak elhelyezkedési valószínűsége kevésbé mérséklődik, mint a nőké, ez pedig nemigen magyarázható mással, mint a két nem eltérő – az időszak kezdeti éveiben igen eltérő – nyugdíjkorhatárával.

Ha tehát a legidősebb korcsoporttól eltekintünk, akkor azt mondhatjuk, hogy a nők mind életkori összetétel, mind pedig az adott életkorban megfigyelhető elhelyezkedési valószínűségek tekintetében előnyösebb helyzetben vannak, mint a férfiak. Életkorral közelített munkaerő-piaci tapasztalatukat tehát a munkáltatók nem tekintik értéktelenebbnek, mint a férfiakét, itt foglalkoztatási diszkriminációra utaló jelet nem találunk.

Az iskolai végzettség esetében a végzettségi összetétel és a paraméterek hatása együttesen minden évben pozitív. Ez két ellentétes irányú hatás eredőjeként alakul ki: az összetételhatás mindvégig pozitív, a paraméterhatás pedig negatív. Az összetételhatás 10 és 19 százalék közötti, legmagasabb értékét az utolsó két évben éri el. A paraméterhatásnak nincs értékelhető időbeli trendje.

A pozitív összetételhatás azt jelenti, hogy a férfiak iskolai végzettség szerinti összetétele összességében a munkaerő-piaci elhelyezkedés szempontjából mindvégig kedvezőbb, mint a nőké. Magyarán a nők körében magasabb a legalacsonyabb, a férfiak körében pedig magasabb a legmagasabb iskolai végzettségűek aránya.

A negatív paraméterhatás azt mutatja, hogy adott iskolai végzettség mellett a férfiaknak relatíve alacsonyabbak az elhelyezkedési esélyei. A negatív paraméterhatás arra utal, hogy – a háztartási munkamegosztás esetleges hatásától eltekintve – itt sincs jele a nőket hátrányosan érintő munkáltatói felvételi gyakorlatnak.

A férfiak iskolai végzettsége tehát a megfigyelés időszakában a részvételi esélyek szempontjából mindvégig kedvezőbb volt, mint a nőké, ugyanakkor adott iskolai végzettség mellett relatíve alacsonyabb férfi részvételi valószínűséget figyelhetünk meg (adott iskolai végzettség mellett az iskolai végzettség paraméterei a férfiaknál alacsonyabbak). Összességében azonban az összetételhatás a döntő, tehát a férfiak iskolai végzettség szerinti megoszlása annyival kedvezőbb, hogy az alacsonyabb paraméterértékek ellenére az iskolai végzettség hatása a férfiak számára részvételi szempontból kedvezően alakul.

A megyehatások a munkaerőpiacok keresleti oldalán megfigyelhető területi eltérések hatásának a jelzésére szolgálnak. Az összhatás általában pozitív, az összetételhatás zérus körüli, tehát az összhatásban kizárólag a paraméterhatás jelenik meg. Adott területi munkaerő-piaci állapotok mellett a férfiak részvételi valószínűségei (egyetlen év kivételével) tehát magasabbak, vagyis a területi munkakeresleti különbségek a férfiak részvételi előnyét erősítik.

Összefoglalóan megállapíthatjuk, hogy a férfiak részvételi előnye a vizsgált időszakban folyamatosan és jelentősen növekedett. Az összes részvételi előny jelentős része a nők és a férfiak családi munkamegosztásban betöltött eltérő szerepének tulajdonítható.

Ezt a vizsgált modellbecslésekben elsődlegesen a potenciális munkavállalók családjában élő 0-14 éves gyerekek számának változójával tudtuk magyarázni, ami – feltevéseink szerint – többé-kevésbé jól tükrözi a gyermekneveléssel és -gondozással kapcsolatos tevékenységek mértékét. A háztartásban élő gyermekek számának növekedése erőteljesen fékezi a nők munkaerő-piaci részvételét. Ez jelentős férfi részvételi előnyt okoz, ami az egyes időpontokban mért részvételi előnyöknek nagyjából 41-48 százalékát magyarázza. Ez egybevág mind a Becker–Gronau-féle nem fizetett munkát is tartalmazó munkakinálaltati modell, mind a Phelps-féle diszkriminációs modelljének előrejelzéseivel. Kínálati oldalról az eredményt úgy értelmezhetjük, hogy a nők termelékenyebbek a háztartási (gyermeknevelési) tevékenységekben, mint a fizetett munkában, a férfiaknál pedig az összefüggés fordított, ezért a nőknek érdemesebb a nem fizetett, a férfiaknak pedig a fizetett munkára fordítani rendelkezésre álló idejüket. A keresleti oldalon, tökéletlen információ alapján a munkáltatók felvételi politikájukban diszkriminációt alkalmazhatnak, amelynek lényege, hogy potenciális munkavállalók kiválogatásánál figyelembe veszik a nők és a férfiak háztartási munkamegosztásban elfoglalt helyének különbségeit, s emiatt azonos termelékenységet jelző jellemzők (például iskolai végzettség vagy munkaerő-piaci gyakorlat) mellett a nők várható termelékenységét a férfiakénál alacsonyabbra értékelik. Ha a diszkrimináció fennáll, akkor adott emberi tőkével rendelkező nő részvételi valószínűsége keresleti okokból is alacsonyabb lesz, mint egy egyébként ugyanolyan jellegzetességekkel rendelkező férfié. Hogy a nők részvételi hátrányát elsődlegesen ez a tényező határozza meg, megerősíti, hogy a gyermekszám hatásától megtisztított emberi tőke jellemzők (életkor és iskolai végzettség) együttthatói esetében munkaerő-piaci diszkriminációra utaló jelek nem mutathatók ki.

IRODALOM

- BECKER G. S. (1965): A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75. évf. 493–517. old.
- BECKER, G. S. (1975): *Human Capital*, University of Chicago Press, Chicago.
- BLINDER, A. S. (1973): Wage discrimination: reduced form and structural variables. *Journal of Human Resources*, 8. évf. 436–455. old.
- GRONAU R. (1977): Leisure, home production and work – the theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy*, 85. évf. 1099–1123. old.
- MINCER, J. (1974): *School, Experience and Earnings*. NBER, New York.
- NAGY GY. (2000): *A nők munkaerő-piaci helyzete Magyarországon*, Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ, Budapest.
- NAGY GY. (2001): A nők gazdasági aktivitása és foglalkoztatottsága. *Statisztikai Szemle*, 79. évf. 35–55. old.
- OAXACA, R. L. (1973): Male-female wage differentials in urban labour markets. *International Economic Review*, 14. évf. 693–709. old.
- PHELPS, E. S. (1972): The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, 62. évf. 659–669. old.

SUMMARY

The difference in labour market participation rates between women and men is an almost universal fact. The paper is concerned with the main determinants of male-female labour market participation differences in Hungary between 1993 and 2000 with making use of first-quarter samples of the Hungarian Labour Force Survey. The first section discusses elements of some standard models of the neoclassical labour economics that might be applicable in explaining differences in female-male labour market participation. The second section describes the estimation method, namely an extension to logit estimations of the standard *Oaxaca-Blinder* linear decomposition. The third section explores the main results of the estimations. The main finding of the paper is that the most important single factor explaining women's lower participation rates is the different role that men and women play in the household's division of labour measured by the number of children aged 0-14.

The effect is almost constant over time, causes an about 41-48 per cent higher participation advantage for men in terms of men to women participation's log odds ratio. It is in line with the predictions of the *Becker-Gronau's* labour supply model with unpaid work, if the assumption that men (women) are relatively more (less) productive in paid than unpaid work, thus they are willing to allocate more (less) time to work for earnings. It is also in line with discriminatory employer hiring practices whereby if the employer knows that women with children are less productive in the firm than men with the same human capital assets and the same number of children.

HÁZASSÁG VAGY ÉLETTÁRSI KAPCSOLAT: KI MIKOR MIT (NEM) VÁLASZT*

BUKODI ERZSÉBET

Ez a tanulmány a házasság és az élettársi kapcsolat közötti választás meghatározóit vizsgálja az életútelelmények egyik speciális fajtájának, az ún. versenyző kockázati modellek segítségével. Eredményei szerint a fiatalok párkapcsolat-formálódásában mind a saját erőforrásoknak, mind a származási tényezőknek lényeges szerep jut. A képzetlenek vagy kedvezőtlen kereseti státusúak, ha a házasságot választják első párkapcsolatként, ezt korábban teszik, mint magasabb keresetű társaik. Ugyanakkor, ha húszas éveik közepéig nem sikerül megházasodniuk, ez a későbbiekben egyre nehezebbé válik számukra, és megfelelő anyagi kapacitások hiányában kénytelenek lesznek a nagyobb bizonytalanságot magában rejtő élettársi kapcsolatot választani első partnerkapcsolati formaként. A vallásos háttérrel rendelkező fiatalok inkább a házasságot választják, semmint az élettársi kapcsolatot, jelezve, hogy a tradicionális gondolkodás számára még ma is nehezen elfogadható a partnerkapcsolatok nem legális formája. A csonka családból jövőknél valószínűbb az élettársi kapcsolat választása, mint azoknál a fiataloknál, akiknek a szülei nem váltak el. Mindez azt jelzi, hogy a szülők rossz házassági tapasztalata a gyermekeket is eltántoríthatja a partnerkapcsolat legális vállalásának a felelősségétől. Az élettársi kapcsolat házasságra váltása akkor a legvalószínűbb, ha a pár férfi tagjának sikerül olyan viszonylag stabil foglalkozási pályára állnia, amely legalább középtávon kiszámíthatóvá és tervezhetővé teszi a jövőt, illetve ha sikerül olyan képzettséget szereznie, amelynek segítségével biztosítható a család jóléte.

TÁRGYSZÓ: Versenyző kockázati modellek. Házasság. Élettársi kapcsolat.

Az utóbbi néhány évtizedben a modern társadalmak legtöbbszörében a házasság nélküli együttélés deviáns viselkedésből elfogadott párkapcsolati formává vált. Ez arra hívja fel a figyelmet, hogy meg kell vizsgálnunk, vajon az élettársi kapcsolatok általánossá válása milyen mértékben alakítja át a családformálódás hagyományos mintáit; hogyan viszonyul ez a kapcsolati forma a házassághoz, a gyermekvállaláshoz. Ezek a kérdések nemcsak a nyugati társadalmakban, hanem Magyarországon is időszerűek.

A szakirodalom mind ez ideig nem jutott egyetértésre az élettársi kapcsolatok definícióját illetően, ami nem véletlen, hiszen különböző társadalmi környezetbe ágyazottan, különböző funkcióval jelentkezik ez az együttélési forma. A témával foglalkozó szakembe

* A tanulmány a szerző „Ki, mikor, kivel (nem) házasodik? A párkapcsolat-formálódás időzítése az egyéni életútban és a történeti időben” című PhD-disszertációjának része. Elkészítését a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatta.

rek egy része a nem házas párkapcsolatokat az egyedül álló státus egyik típusának tartja, és olyan emberek között feltételezi előfordulásukat, akik számára a függetlenség képviselői az odaadás, a valakihez tartozás ellenében (*Rindfuss-van den Heuvel*; 1990). Ebben az értelmezési keretben az élettársi kapcsolat az udvarlási periódus része, és egyszerűen az együtt eltöltött idő hosszából adódik az, hogy a párok az együttélés mellett döntenek. A partnereket azonban nem motiválja egy esetleges későbbi házasság terve, a kapcsolatnak nem kifejezett célja egy szorosabb együttélési forma kialakítása.

Egy másik megközelítés szerint az élettársi kapcsolat egyfajta próbaházasság, amelyben a párok önmaguk és a másik házasságra való alkalmasságáról – vagy alkalmatlanságáról – győződnek meg (*Bumpass-Sweet*; 1989, *Brien et.al.*; 1999). Ebben az esetben az élettársi együttélés választása a családformálódás első eleme, de ez a párkapcsolati forma semmiképpen nem tekinthető a házasság alternatívájának, helyettesének. Ehhez a kutatási hagyományhoz nagyon közel áll az a másik megközelítés, amely az élettársi kapcsolatban élést bizonyos szelekciós folyamatnak tekinti (*Klijzing*; 1992). Eszerint, az együtt élő pároknak több idejük és több lehetőségük van egymás megtanulására, mint az élettársi kapcsolatot nem választóknak. Amellett, hogy megismerik a másik mindennapos szokásait, és megtanulnak azokhoz alkalmazkodni, még saját elképzeléseiket, a közös életről alkotott fogalmaikat is átalakíthatják, és partnerük attitűdjeihez közelíthetik. Ez az érvelés azt feltételezi, hogy azok, akiknek nem tetszenek a próbaházasságban megszerzett tapasztalatok, illetve a jövőbeni kilátások, kilépnek a kapcsolatból. Így a pároknak egy olyan szelektált köre marad, amely élettársi kapcsolatát előbb-utóbb házasságra váltja át. Erre a megközelítésre gyakran mint összecsiszolódási folyamatra is hivatkoznak, amelynek során a házassági döntések nem véletlenszerűen, hanem egy folyamatos információfelhalmozás – az élettársi együttélés – eredményeként születnek.

A kötődés mértéke a kulcsfogalom azokban a megközelítésekben is, amelyek az élettársi kapcsolatot a házasság alternatívájának tekintik. Ezek szerint, a nem házas együttélés a párkapcsolat új formája, amelynek elterjedése leginkább a normák, a várakozások és az attitűdök megváltozásából adódik. Ahogyan *Leridon* (1990. 480. old.) fogalmaz: „Amíg a házasságok vejejárója a stabilitás és a gyermekvállalás, addig az élettársi együttélések eredménye sokkal bizonytalanabb: a kapcsolat felbomlása ugyan nem kívánt, de ha megtörténik, akkor elfogadott; a házasság nem elutasított, de megkötését nem sürgeti semmi; a gyermekvállalás a kapcsolat stabilitásának egyik eleme lehet, de nem kötelező.”

Egy másik kutatási irányvonal kevésbé a normákra, az értékekre, a kötődés mértékére helyezi a hangsúlyt amikor az élettársi kapcsolatok elterjedését magyarázza, sokkal inkább a megnövekedett karrierbizonytalanságok, a mindennapi élet kockázatainak a hatására koncentrálna. Eszerint, a nem házas együttélés egy flexibilisebb formáját adja a párkapcsolatnak abban az értelemben, hogy lehetővé teszi az élet más területén jelentkező bizonytalanságokhoz – a munkába lépés nehézségeihez, a foglalkoztatás típusaihoz, a foglalkozás jellegéhez, a jövedelmi, anyagi viszonyokhoz – való alkalmazkodást (*Blossfeld-Klijzing*; 2001). Eszerint, mindaddig, amíg az egyének munkaerő-piaci karrierje bizonytalan – vagy azért, mert iskolai életszakaszuk kitolódik vagy azért, mert képzési és munkavállalási életútjukat egymással párhuzamosan futtatják vagy azért, mert képtelenek elhelyezkedni vagy azért, mert ha el is tudnak helyezkedni, akkor olyan munkapiaci konstrukciókba (kényszervállalkozások, kötött idejű szerződések, alkalmi mun-

kák, részmunkaidős foglalkoztatás) kényszerülnek, amelyek sem a jelenre, sem a jövőre nézve nem nyújtanak biztonságot – hajlamosak az élettársi kapcsolatot választani a házasság helyett. Ez a döntés racionális, hiszen a nem házas párkapcsolat megteremti az együttélés, a közös élet iránti alapvető emberi igény lehetőségét abban a bizonytalan, sok esetben elhúzódó életszakaszban is, amelyet a felnőtté válás jelent.

Az élettársi kapcsolat előbbiekben említett értelmezéseit az hívta életre, hogy különböző társadalmi körülmények között és történeti időszakokban ez az együttélési forma más és más hangsúlyt kapott. Magyarországon egészen a kilencvenes évek elejéig inkább deviáns jelenségnek lehetett tekinteni, mintsem társadalmilag elfogadott viselkedésmin-tának; annak ellenére, hogy a hetvenes évek első felétől megemelkedett az élettársi kapcsolatban élők aránya. Ahogyan arra több tanulmány is felhívja a figyelmet, nálunk a nem házas együttéléseknek sokáig egészen más szerepe volt, mint a nyugat-európai társadalmakban (*Carlson–Klinger; 1987, Csernákné et al.; 1992*). A párkapcsolatok ezen formája még a kilencvenes évek legelején is lényegesen gyakoribbnak mutatkozott az el-váltak és az özvegyek körében, mint a hajadonoknál és a nőtleneknél. Ugyanakkor, az elmúlt évtizedben megnőtt az együtt élők aránya a legfiatalabb kohorszokban: 1994-ben a párkapcsolatban élő nők közül már minden harmadik élettársi kapcsolatban élt; 1980-ban ugyanez az arányszám csak 3 százalékos volt (*Klinger; 1996*). Emellett, az életük folyamán rövidebb-hosszabb ideig nem házas párkapcsolatban élők aránya még ennél is magasabb lehet. Egy 1994-es vizsgálat szerint, a házások 16 százaléka élt együtt jelenlegi partnerével már házasságkötése előtt is, és ez az arányszám a 25–29 éves házásoknál mutatkozott a legmagasabbnak (közel 50 százalékosnak) (*Utasi; 1996, Tóth; 1997*). Magyarországon az élettársi kapcsolatban élők iskolai végzettség szerinti összetétele szintén sajátos jellegzetességeket mutatott az 1970 és 1990 közötti időszakban. Az iskolai végzettség emelkedésével csökkent a nem házas együttélések aránya (*Csernákné et al.; 1992*). Ugyanakkor, a kilencvenes években a magasabb végzettségű nők között is emelkedett az élettársi kapcsolatban élők aránya. Különösen a 20–29 éves, legalább érettségizett nők körében volt jelentős a változás. Ennek eredményeként, 1996-ban a szakmunkás végzettségű nőknél volt a legritkább a nem házas együttélés, az ennél iskolázottabbak viszont egyre nagyobb arányban választották a párkapcsolat ezen formáját (*Szukicsné; 2000*).

Mi a helyzet napjainkban az élettársi kapcsolatokkal? Vajon az iskolai életút kitolódása, a karrierkezdés nehézségei, az értékek, a normák átalakulása nálunk is olyan irányba nyomta-e el a párkapcsolati mintákat, mint amelyek a fejlett nyugati társadalmakban már évtizedek óta megfigyelhetők? Vajon az előbbiekben említett élettárs-megközelítések közül melyik áll legközelebb a jelenlegi magyar helyzethez? A házasság nélküli együttélések inkább a próbaházasság szerepét töltik-e be vagy funkciójukat figyelembe véve, inkább a házasságok egyik alternatívájának tekinthetők? Ezeket a problémákat vizsgáljuk ebben a tanulmányban. Elemzésünket csak az *első* párkapcsolat-teremtésre szűkítjük – vagyis nem vizsgáljuk a válás és az özvegyülés utáni együttéléseket –, és a következő konkrét kérdésekre keresünk választ.

– Az egyéni erőforrások – munkaerő-piaci helyzet, az iskolai végzettség – befolyásolják-e, és ha igen, hogyan az élettársi kapcsolat és a házasság közötti választást?

– Mi a szerepük a származási jellemzőknek – a vallási hovatartozásnak, a szülői család összetételének (teljes család–egyszülős család) – a két együttélési forma közötti választásban?

- Van-e valamilyen különbség az élettársi kapcsolat és a házasság életútbeli időzítésében (az élettársi kapcsolatok vajon fiatalabb korban jönnek-e létre, mint a házasságok)?
- Hogyan alakul az élettársi kapcsolatok sorsa? Melyek azok az együttélések, amelyek egy idő után házasságba fordulnak át, és melyek azok, amelyek felbomlanak?
- Vannak-e nemek közötti különbségek a két párkapcsolati forma választásában?

Kutatásunkat két statisztikai felvétel adataival végezzük. Egyrészt a KSH 1999/2000. évi Életmód-időmérleg felvétel eredményeit használjuk, amely mintegy tízezer 15 évesnél idősebb egyén megkérdezésével kísérelt meg átfogó képet alkotni a magyar társadalom rétegződéséről. Másrészt az Ifjúsági és Sportminisztérium felkérésére a KSH által végrehajtott Ifjúság 2000 című adatállományt használjuk, amely nyolcezer 15–29 éves személy megkérdezésével igyekszik feltárni a fiatalok életmódjának, karrierkezdésének jellegzetességeit.

AZ ÉLETTÁRSI KAPCSOLATOK ALAKULÁSA – IDŐBELI ÉS ÉLETÚTBELI TRENDEK

Az elmúlt másfél évtizedben mintegy megkétszereződött az élettársi kapcsolatban élő nőtlenek és hajadonok aránya. Ezt mutatja, hogy amíg az 1984-es mikrocenzus szerint a házasságban nem élők valamivel több mint 3 százaléka választotta az együttélésnek ezt a formáját, addig a KSH 2000. évi Életmód-időmérleg vizsgálatának az adatai szerint ez az arány a férfiaknál csaknem 6, a nőknél 7 százalékra emelkedett. Az aránynövekedés dinamikája azonban eltérő a különböző korcsoportoknál. (Lásd az 1. táblát.)

1. tábla

*Az élettársi kapcsolatban élő nőtlenek és hajadonok arányának alakulása
a megfelelő korú nem házas népesség százalékában*

Korcsoport (éves)	Férfiak			Nők		
	1984	1990	2000	1984	1990	2000
15–19	0,5	0,6	0,9*	1,2	2,1	3,4*
20–24	2,1	3,3	5,3*	5,2	6,5	9,0*
25–29	4,3	8,7	9,8*	7,3	14,0	16,2*
30–34	7,4	12,9	15,7	8,5	14,4	23,6
35–39	9,7	11,1	21,9	7,3	14,0	30,8
40–44	11,1	11,1	21,4	7,1	9,7	24,0
45–49	9,8	12,3	15,8	9,3	7,5	15,1
50–54	10,8	12,9	13,5	7,6	7,2	14,0
55–59	7,2	8,0	14,3	4,8	3,0	14,9
60 és idősebb	8,2	5,6	0,2	2,4	2,2	0,6

Forrás: a *-gal jelölt adatok az Ifjúság 2000 vizsgálatból származnak, a többi 2000. évi adat az 1999/2000. évi Életmód-időmérleg felvételből való; a korábbi adatok forrása: *Csernákné et al. (1992).*

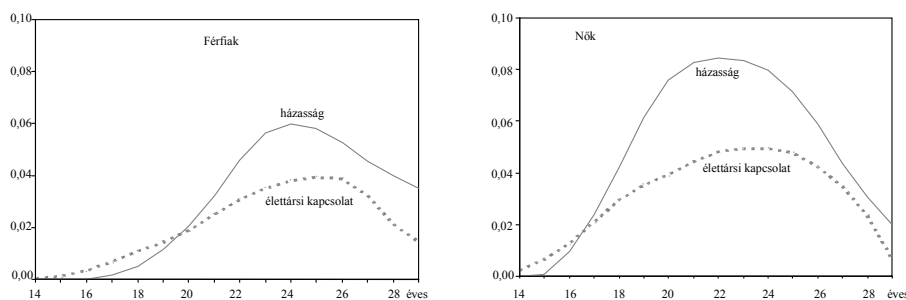
Az élettársi kapcsolatot első párkapcsolatként választók aránya mindig is a 25 éves kor alatti korosztályokban volt a legalacsonyabb; majd, az életkor emelkedésével párhuzamosan növekedett egészen 35–39 éves korig; ezután, némi ingadozást követően, csökkenésbe fordult át. Ami az időbeli változásokat illeti, a nem legális partnerkapcsolatot

választók aránynövekedése leginkább a 30–44 év közöttieket érintette. Amíg a nyolcvanas évek közepén a 30–34 éves nőknek csak valamivel több mint 8 százaléka élt élettársi kapcsolatban, addig a kilencvenes évek végére ez az arányszám 24 százalékosra ugrott fel. A növekedés dinamikája ennél is erősebb a 35–39 éves hajadonok között: 1984-ben csak 7 százaléuk, 2000-ben már 31 százaléuk mondta azt, hogy élettársi kapcsolatban él. A 40–44 éves nőket illetően az időbeli változások iránya és mértéke többé-kevésbé a 30–34 évesekével megegyező. A nőtlen férfiaknál a hajadonokhoz hasonló elmozdulások mentek végbe az elmúlt másfél évtizedben; a különbség csak annyi, hogy náluk az élettársi kapcsolatot választók aránya az esetek többségében a nőké alatt marad. (Maximumát ez esetben is a 35–39 évesek között éri el, 2000-ben 22 százalékkal.)

Figyelemre méltók a 25 éven aluliakat érintő időbeli változások is. Az elmúlt másfél évtizedben ebben a korosztályban is mind népszerűbbé vált a nem házas együttélés mint első párkapcsolat. Ezt jelzi, hogy amíg a nyolcvanas évek közepén a 15–19 éves hajadon nőknek mindössze 1 százaléka élt élettársi kapcsolatban, addig az ezredfordulóra ez az arányszám több mint 3 százalékpontra nőtt. Hasonló volt a növekedés üteme a 20–24 évesek között is. Ami a húszas évek második felében járókat illeti: a nyolcvanas évek második felében az élettársi kapcsolatban élők aránya ebben a korosztályban megkétszereződött; majd a kilencvenes évek végére ez az aránynövekedés valamelyest megtorpant.

Ezek a tendenciák azt jelzik, hogy az utóbbi években Magyarországon is egyre népszerűbbé vált a partnerkapcsolatok nem legalizált formája; a fiatalok egyre nagyobb hányada választja az élettársi együttélést első párkapcsolatként. Nemzetközi összehasonlításban azonban még mindig meglehetősen alacsonyak a magyar arányszámok. Például Franciaországban a hetvenes évek közepe és a nyolcvanas évek vége között 11-ről 49 százalékra emelkedett azoknak a nőknek az aránya, akik 24 éves korukig legalább egyszer éltek élettársi kapcsolatban. Ugyanezek az arányszámok Dániában 48 és 75 százalékosak voltak (Kiernan; 1996). Nagy-Britanniában az időbeli trendek inkább a francia példához állnak közelebb: 1980 és 1995 között a 20–24 éveseknél 11-ről 55 százalékra emelkedett a nem legalizált párkapcsolatban élők aránya (Ermisch–Francesconi; 2000).

*A házasságkötés és az élettársi kapcsolat kialakításának valószínűsége
29 éves korig az 1971 és 1980 között születetteknél*



Forrás: Ifjúság 2000 felvétel.

A bemutatott ábra két része az élettársi kapcsolat teremtésének és a házasságkötésnek a valószínűségét mutatja különböző életkorokban azok között, akik az adott életkor be

töltéséig még soha nem éltek partnerkapcsolatban. Jól látható, hogy a házasságok és a nem házas együttélések létrejöttének időzítése valamelyest különbözik egymástól. A házasságkötési ráta a nőknél húszas éveik elejéig, a férfiaknál 24 éves korukig emelkedik, majd visszaesik, jelezve, hogy ezen életkor betöltése után a nőtlenek–hajadonok egyre kisebb valószínűséggel kötnek házasságot. Ami az élettársi kapcsolatok kialakításának a volumenét illeti, ez tizenévesen folyamatosan emelkedik, majd a nőknél 24–25, a férfiaknál 26 éves korukig meglehetősen stabil marad, ezt követően viszont – a házasságkötéshez hasonlóan – fokozatosan visszaesik.

ÉLETTÁRSI KAPCSOLAT VAGY HÁZASSÁG – A LEHETSÉGES MAGYARÁZÓ TÉNYEZŐK

Az utóbbi évtizedben a felnőtté válás hagyományosnak tekintett sorrendisége a fejlett társadalmak legtöbbszörében felborult és az iskolai életszakasz, a munkába lépés a párkapcsolat-teremtés különböző kombinációinak adta át a helyét. Ezért, a házasság és az élettársi együttélés közötti választás mint függő változó elemzése szempontjából helyesebb az iskolai részvétel és a munkaerőpiaci-szerepvállalás valamifajta kombinációjának a figyelembevétele, mintsem a tanulás és a munkapiaci tapasztalat főhatásként való vizsgálata (Sommer *et al.*; 2000).¹

A karrierbizonytalanságok és a gazdasági–anyagipotenciál hipotetikus hatása

Az aktivitási státusok legegyszerűbb kombinációjaként a következő típusok adódnak. Az egyén

- iskolába jár és nem dolgozik,
- iskolába jár és dolgozik,
- nem jár iskolába és nem is dolgozik,
- nem jár iskolába és dolgozik.

Elemzésünkben ezen séma utolsó kategóriáját megbontjuk aszerint, hogy valaki flexibilis foglalkoztatási típusban dolgozik, vagy hagyományos munkaszerződés keretében végzi munkáját. Az állás flexibilitásának az indikátora lehetne a részidős foglalkoztatás, az önfoglalkoztatás, a különböző – többnyire rosszul fizetett – egyszerű szolgáltatási foglalkozásokban történő alkalmazás, a szerződéses vagy alkalmi munkavállalás. Mi a munkavállalás bizonytalanságának ezen utóbbi jelzőszáma mellett döntöttünk. A következőkben ismertetjük azokat a hipotéziseinket, amelyeket az immáron hat aktivitási státus és a párkapcsolattípusok közötti választás vonatkozásában relevánsnak tartunk.

Iskolába jár és nem dolgozik. Ezen aktivitási státusnak a szerepe egyre nagyobb lesz a fiatalok között. Nemcsak azért mert egyre többen tanulnak tovább és egyre inkább kitolódik az iskolai életszakasz, hanem azért is, mert az iskolában maradás a munkanélküliség elleni védekezés egyik eszközévé válik. Az oktatási rendszer zsákutcáiba kényszerült fiatalok számára az iskolai életút kitolása legalább bizonyos időre elodázza a munkavállalás problémáját. Az iskolai részvétel nehezen összeegyeztethető a párkapcsolatok kiala

¹ Ezt a megközelítést alkalmazta Róbert, P. – Bukodi, E. (2000) legutóbbi tanulmánya, amely – egy nemzetközi összehasonlító kutatás részeként – a globalizáció és a pályakezdetés, illetve a párkapcsolat-formálódás közötti kapcsolatot vizsgálja.

kításával, ami egyrészt a szerepelvárások nagyfokú különbözőségéből adódik. Másrészt abból is következik, hogy az iskolai életút bizonyos fajtáihoz – például szakmunkásképzés, a szakközépiskolai oktatás keretében szerzett eladhatatlan szakmákhoz vagy a piacképtelen diplomákhoz – olyan bizonytalansági tényezők kapcsolódnak, amelyek előrejelezhetetlenné teszik a tanulási szakasz utáni karrierkezdést. Vagyis, az iskolai részvétel időben eltolja a partnerkapcsolatok kialakítását, függetlenül azok típusától.

Ezt bizonyítják a különböző országokban eddig végzett kutatások, nemcsak a házasság, hanem az élettársi kapcsolat vonatkozásában is. Például, Franciaországban és Svédországban a nappali tagozaton tanulók esetében a nem házas együttélések valószínűsége sokkal alacsonyabb, mint az iskolájukat már befejezettekénél (*Leridon–Toulemon; 1995, Hoem; 1986*). Ugyanez igaz a norvég férfiakra és nőkre is; az élettársi kapcsolatok kialakítására ez esetben is akkor van a legnagyobb esély, ha már mindkét fél befejezte nappali tagozatos tanulmányait (*Blom; 1994*). De hogy más kontinensről is említsünk példákat: Ausztráliában a tanulók partnerteremtési hajlandósága nemcsak a házasság vonatkozásában mutatkozott nagyon alacsonynak, hanem az élettársi kapcsolatok esetében is (*Santow–Bracher; 1994*). Ehhez hasonlóan, az Egyesült Államokban a tanulói státus a párkapcsolatok kialakulásának nagyon kis esélyével jár együtt, legyen szó házasságról vagy házasságkötés nélküli együttéléstről (*Thorton et al.; 1995*). Mindezek ellenére, éppen a legutolsóként említett tanulmány világított rá arra, hogy ha az iskolába járók mégis egy tartós kapcsolat kialakítása mellett döntenek, akkor az esetek többségében az élettársi együttélést választják. Ennek az oka kézenfekvő. Az élettársi együttélés flexibilisebb formája a párkapcsolatoknak, mint a házasság, hiszen kevesebb – anyagi és érzelmi – beruházást, kisebb mértékű odaadást igényel (*Davis; 1984*); ebből következően jobban illik egy olyan bizonytalanságokban bővelkedő, de forrásokban szűkölködő időszakhoz, mint az iskolai részvétel.

Iskolába jár és dolgozik. Az előbbieken említett okokból ez az aktivitási státus is késlelteti a párkapcsolat-teremtést. Feltehetően elsősorban a felsőoktatási intézmények hallgatói között találunk olyanokat, akik tanulmányaik mellett – többnyire megbízásos, szerződéses – munkát vállalnak. Annak ellenére, hogy az ilyen típusú munkavállalás lehetősége és hatékonysága az esetek többségében a tanult szakma függvénye – a piacképes szakokra járók nagyobb eséllyel kapnak viszonylag jól fizető alkalmi munkákat –, a többség számára ez sem a jelenre, sem a jövőre vonatkozóan nem nyújt anyagi biztonságot. Ebből következően, nagyon kevésbé teszi lehetővé partnerkapcsolatok kialakítását. Ha a fiatalok mégis a közös élet mellett döntenek, akkor azt minden valószínűség szerint az élettársi kapcsolatok keretében teszik.

A különböző országokban végzett kutatások eredményei alátámasztják ezt a hipotézist. Németországnak mind a nyugati, mind a keleti részében kisebb a párkapcsolat-teremtési hajlandóság akkor, ha az egyén párhuzamosan futtatja iskolai és foglalkozási karrierjét, mintsem akkor, ha iskolai életútja befejezése után munkát vállal (*Sommer et al.; 2000*). Ugyanakkor ez a vizsgálat azt is megmutatta, hogy a tanuló és dolgozó fiatalok nagyobb eséllyel alakítanak ki élettársi kapcsolatokat, mint a tanuló, de nem dolgozó társaik. Ennek a magyarázata nyilvánvalóan abban keresendő, hogy a munkapiaci tapasztalat – akár a nappali tagozatos tanulmányok mellett is – inkább megteremti a tartós együttélések egzisztenciális alapját, mint a munkavállalással nem kombinálódó tanulói státus.

Nem jár iskolába és nem dolgozik. A rendszerváltozást követő gazdasági bizonytalanságok a fiatalok egyre nagyobb hányada számára teszik nehezzé a karrierkezdést; ebből következően, egyre többen vannak olyanok, akik az iskolai tanulmányaik befejezése után hosszabb-rövidebb ideig nem dolgoznak. Ez az aktivitási státus különleges figyelmet érdemel a párkapcsolat-formálódás szempontjából. A hagyományos családelméletek érvelését követve azt várhatjuk, hogy hatása más a férfiaknál és más a nőknél (Becker; 1981). A férfiak esetében a családformálódás elhalasztását eredményezi – főleg a házasságok vonatkozásában – mindaddig, amíg a fiatal nem talál olyan jövedelemforrást, amely nemcsak a jelent, hanem a jövőt illetően is biztosítja azt a minimális anyagi biztonságot, amely az önálló életkezdéshez szükséges. A nőknél viszont éppen hogy a házasságok megkötésére, az élettársi együttélések kialakítására ösztönöz, hiszen a családon belüli hagyományos munkamegosztás érvényesülésének a garanciáját jelenti.

Lehetséges azonban egy másik érvelés is, amely a nem tanul–nem dolgozik státus hatásának ugyanilyen mintázatát eredményezi. Eszerint, az elmúlt évtizedben a volt szocialista országokban élő fiatal nők számára egy újabb karrierlehetőség nyílt, mégpedig a főállású feleség státusa. Ez a típusú karrier elsősorban a képzetlenebb, rosszabb munkapiaci kilátásokkal rendelkező nők számára nyújtja a biztonságos érvényesülés módját. Ezt figyelembe véve azt várhatjuk, hogy amíg az iskolapadból kikerülő, de elhelyezkedni képtelen férfiak kénytelenek időben kitolni párkapcsolat-formálódásukat, addig az ugyanilyen jellemzőkkel bíró – többnyire alacsony iskolázottságú, képzetlen – nők igyekeznek házasságaikat, élettársi kapcsolataikat minél hamarabb kialakítani.

Egy korábbi tanulmányban a házasságkötési hajlandóságot – többek között – a munkapiaci tapasztalat függvényében elemeztük (Bukodi; 2001). Az ott közölt eredményeink nem támasztották alá a beckeri hipotézist, hiszen a munkaerő-piaci részvétel mind a nőknél, mind a férfiaknál növelte a házasság valószínűségét, főleg az elmúlt két évtized vonatkozásában. Ennek a fényében viszont azt várhatjuk, hogy a nem tanulók–nem dolgozók kisebb eséllyel és később alakítják ki párkapcsolataikat, mint a munkaerőpiac aktív szereplői, hiszen stabil foglalkozási karrier híján sem a férfiak, sem a nők nem engedhetnek meg maguknak tartós partnerkapcsolatot. Ugyanakkor az is feltételezhető, hogy ez a negatív hatás a házasságkötés vonatkozásában jobban érvényesül, mint az élettársi együttélést illetően, aminek az a magyarázata, hogy az utóbbi kapcsolati forma inkább összeegyeztethető egy olyan bizonytalan élethelyzettel, amit a nem tanuló–nem dolgozó státus jelent, mint az előbbi.

Nem jár iskolába és dolgozik. A munkaerő-piaci beágyazottság és a különböző partnerkapcsolati formák kialakulása közötti összefüggés vonatkozásában meglehetősen korlátozottak az eddigi kutatási tapasztalatok. Santow–Bracher (1994) ausztrál adatokat elemezve a munkaerő-piaci részvétel és az élettársi kapcsolatok kialakulásának az esélye között negatív összefüggést talált: a munkapiac aktív szereplői kisebb valószínűséggel választják az együttélések ezen gyengébb formáját, mint azok, akik még sohasem voltak munkavállalók. Ugyanerre a következtetésre jutott Blom (1994) is a norvég családformálódást vizsgálva.

A mi hipotéziseink is egybevágunk ezekkel a kutatási tapasztalatokkal. Vagyis, azt várjuk, hogy a felnőtté válás hagyományos útját követő fiatalok – akik iskoláik befejezése után röviddel elindítják foglalkozási karrierjüket, mégpedig oly módon, hogy határozatlan idejű munkaszerződésekkel helyezkednek el, nagyobb eséllyel házasodnak meg,

mint a flexibilis foglalkoztatási formákat – a határozott idejű munkaszerződéseket, a megbízásos alkalmazásokat – választó társaik. Ez utóbbiak viszont inkább az élettársi együttéléseket választják, amelyek jobban összeegyeztethetők a jövőt tekintve mindenképpen bizonytalan munkavállalási formájukkal.

Az anyagi-gazdasági potenciál – az iskolai végzettség és a kereset szerepe. A családformálódás közgazdasági modellje szerint az anyagi erőforrások másként befolyásolják a férfiak és másként a nők párkapcsolat-teremtési hajlandóságát. A férfiak esetében az ún. jövedelmi hatás, a nőknél az árthatás érvényesül (*Berk–Berk*; 1983). Az előbbi szerint, a magas iskolai végzettség, a kedvező kereseti potenciál első házasságaik megkötésére ösztönzik a fiatal férfiakat. A nőknél viszont éppen ellenkezőleg hatnak ezek a jellemzők, hiszen számukra a párkapcsolatnak ára van; a foglalkozási karriertől vonja el az idejüket és az energiájukat. Mivel az élettársi kapcsolatok – a házasságokhoz hasonlóan – megkövetelik az anyagi önállóság bizonyos fokát, ezért azt feltételezhetjük, hogy az anyagi-gazdasági potenciál két indikátora – a képzettség és a kereset – hasonló módon befolyásolja ezen együttélési forma kialakítását is, mint a házasságkötést. Vagyis, a férfiaknál ösztönzi, a nőknél gátolja a nem házas kapcsolatok kialakítását.

A korábbiakban hivatkozott munka eredményei szerint a házasságkötési valószínűség és az iskolai végzettség közötti kapcsolat megfelel a közgazdasági megközelítés várakozásainak, de csak az idősebb születési kohorszok esetében (*Bukodi*; 2001). A nyolcvanas-kilencvenes évektől ezen összefüggés néminemű változásának vagyunk a tanúi: A férfiak mellett, a nőknél is egyre nagyobb hangsúlyt kap a képzettség a házassági döntések meghozatalakor. Ezeket az eredményeket figyelembe véve viszont az anyagi-gazdasági potenciál nem specifikus hatása helyett ezen tényezőknek inkább az esemény specifikus hatását várhatjuk. Vagyis, az élettársi kapcsolat – a benne rejlő érzelmi és anyagi bizonytalansági tényezők miatt – sokkal inkább a képzetlenek, a kedvezőtlen munkapiaci kilátásúak, a rossz keresetűek együttélési formája lehet, mintsem az iskolázottak, a magas presztízsű foglalkozásokban dolgozók partnerkapcsolati típusa. Más szóval, hipotézisünk szerint, az iskolai végzettség növekedésével és a jövedelmi helyzet javulásával csökken a nem házas és növekszik a házas együttélések kialakításának az esélye, mind a férfiaknál, mind a nőknél.

A különböző országokból származó kutatások eredményei azonban nem mutatnak egy koherens elméleti magyarázat irányába. A svéd és a norvég vizsgálatok nem találtak szignifikáns kapcsolatot az iskolázottság és az élettársi kapcsolatok kialakulásának esélye között (*Hoem*; 1986, *Blom*; 1994). Ugyanakkor, a nyugat-európai országok nagy részében a nők képzettsége és az élettársi kapcsolatok teremtése között pozitív reláció mutatkozik. Azaz, a házasság nélküli együttéléseket leginkább a magas iskolai végzettségűek vállalják (Franciaország vonatkozásában *Leridon–Toulemon*; 1995, Hollandiát illetően *Liefbroer*; 1991, Nagy-Britannia esetében *Kiernan–Lelièvre*; 1995). A kutatók szerint mindez azzal magyarázható, hogy – mivel a nem házas együttélés kevesebb beruházást és kisebb odaadást igényel, mint a házasság –, ezért jobban megfelel a képzett, munkapiaci karrierben gondolkodó fiatal nőknek és férfiaknak. Az egyesült államokbeli adatokon végzett elemzések viszont ezzel ellentétes eredménnyel szolgáltak. Itt az élettársi kapcsolatok választása az iskolázatlanoknál a leggyakoribb (*Bumpass–Sweet*; 1989, *Oppenheimer et al.*; 1995, *Thorton et al.*; 1995), megerősítve azt az érvelést, amely szerint a nem házas együttéléseket leginkább a bizonytalan karrierkilátású férfiak és nők választják.

Smock–Manning (1997) azt vizsgálta, hogy az élettársi kapcsolatban élők mikor konvertálják nem házas együttéléseiket házassággá. Eredményeik szerint, a férfiak gazdasági erőforrásainak – képzettségének, kereseti potenciáljának – a növekedésével nő annak az esélye, hogy az élettársi kapcsolatban élők előbb-utóbb a házasság mellett döntsenek. Azonban egy friss kanadai kutatás szerint, a nem házas párkapcsolatban élők – férfiak és nők egyaránt – egyéni keresetük növekedésével, egyrészt egyre kisebb valószínűséggel választják a házasságot, másrészt nagyobb valószínűséggel bontják fel élettársi együttéléseiket is. Ugyanakkor, a háztartás életszínvonalának csökkenése, az elszegényedés, a pár egyik tagjának a munkaerőpiacról való kikerülése szintén nagy eséllyel vezet az élettársi kapcsolat felbomlásához (*Wu–Pollard*; 2000). A nem házas párkapcsolatok sorsára vonatkozó vizsgálatok eredményei tehát korántsem egyöntetűek. Az empirikus kutatások egyik fele beleillik a közgazdasági családelméleti koncepcióba, amennyiben a férfiak karrierfejlődésével magyarázza az élettársi kapcsolatok házasságra váltását (lásd még *Sanchez et. al.*; 1998). Más vizsgálatok szerint viszont eltérő az egyéni és a háztartási szintű erőforrásváltozások hatása. Amíg az előbbi esetben a függetlenségi hatás, addig az utóbbiban a jelenre és a jövőre vonatkozó gazdasági bizonytalanságok vezetnek a kapcsolat házasság nélküli felbontásához.

A származási háttér hipotetikus hatása

Amíg a kutatások egyik tradíciója a gazdasági–anyagi és az egyéb egzisztenciális források meglétével, illetve hiányával magyarázza a házassági magatartás átalakulását és a partnerszelekciós minták megváltozását (lásd előbb), addig a másik jelentős kutatási irány az attitűdök, a normák elsődlegességét hangsúlyozza. Ezen utóbbi megközelítés szerint, a párválasztás legfontosabb meghatározói a közös értékek, a közös élmények, az ízlésbeli hasonlóság, az azonos kulturális háttér, hiszen ezen jellemzőkre épülnek a későbbiekben a mindennapi apróbb döntések éppúgy, mint az életút nagy választásai (*Kerckhoff*, 1964, *Epstein–Guttman*; 1984, *DiMaggio–Mohr*; 1985). Ezért tulajdonítanak kiemelkedő szerepet a szülői családnak, a szocializációnak a partnerszelekciós preferenciák kialakulásában.

A családalapítás előtt állók olyan értékeket, normákat, beállítódásokat hoznak magukkal otthonról, amelyek vagy természetessé, kívánalommá teszik a bizonyos életkor feletti házasságkötést, vagy éppen ellenkezőleg, megengedik a házasságok elmaradását, esetleg az alternatív együttélési formák – élettársi kapcsolatok, az együttélés nélküli kapcsolatok (Living Apart Together – LAT) – választását. Az is elképzelhető, hogy a környezet – a település, a szomszédság, a rokonság, a szűkebb értelemben vett család – részéről nem-hogy kívánalomként, de elvárásként jelenik meg a partnerkapcsolatok legalizálása.

A korábbi vizsgálatok eredményei szerint a párkapcsolat-formálódás egyik legfontosabb befolyásoló faktora, a szülők válási tapasztalata. Az elvált szülők gyermekei egyrészt korábban hagyják el a családi otthont, másrészt nagyobb gyakorisággal választják a nem házas együttéléseket, mint a teljes családban felnövekvők (*Michael–Tuma*; 1985, *McLanahan–Bumpass*; 1988, *Thornton*; 1991, *Cherlin et al.*; 1995). Sőt, egy legutóbbi amerikai kutatás szerint, amíg a származás egyéb komponenseinek – a gyermekkori anyagi és kulturális helyzetnek – az idősebb korban kialakított párkapcsolatoknál alig-alig jut szerep, addig a szülők válási tapasztalatainak a negatív hatása a késői házasságoknál, élettársi kapcsolatoknál éppúgy jelen van, mint a korábbiaknál (*South*; 2001). Az

egyszülős családban való nevelkedés ezen hatásának többféle magyarázata lehet. Egyrészt az, hogy ezek a férfiak és nők szüleik rossz tapasztalatából – sikertelen házasságából – kiindulva jobban félnek felvállalni egy házasságot, mint egy bármikor, bármelyik fél által könnyen felbontható élettársi kapcsolatot. Másrészt azt is feltételezhetjük, hogy a csonka családban felnövők anyagi erőforrásai szerényebbek, mint a teljes családban felnövő társaiké; ezért a házassági piacon gyengébb alkupozícióban vannak, így kénytelenek a bizonytalanabb élettársi kapcsolatot választani. Harmadrészt az is elképzelhető, hogy az elvált szülők gyermekei korábban lesznek felnőttek, korábban kikerülnek a szülői felügyelet alól, ezért partnerkapcsolataikat is korábban alakítják ki, és az esetek jelentős részében a kisebb elköteleződéssel járó élettársi kapcsolatot választják.

A szülői család befolyásoló szerepe nyilvánvalóan nemcsak demográfiai jellemzői révén érvényesül, hanem az általa közvetített értékek, attitűdök, gondolkodásmód révén is. A vallásos nevelés, a szülők tradicionális családszemlélete és materiális életfelfogása sokkal inkább ösztönzi a házasságkötést, mint az alternatív együttélési formák választását. Ugyanakkor a vallástalanság, a posztmodern értékek, az önmegvalósítás fontosságának hangsúlyozása nagyobb valószínűséggel vezet az élettársi kapcsolathoz és a szándékos gyermektelenséghez (*Lesthaeghe–Surkyn*; 1988, *Lesthaeghe–Moors*; 1995). Ezek közül a tényezők közül a vallási háttérnek tulajdonítanak különleges jelentőséget a kutatók. Habár a szekularizáció, a kulturális sokszínűség terjedésével a vallásos nevelés befolyásoló szerepe tompul, ennek ellenére még mindig azt feltételezhetjük, hogy a valamilyen felekezet oltalma alatt felnőtt fiatalok számára a nem házas együttélések kevésbé jelentik a házasságok alternatíváját, mint azoknál a fiataloknál, akik nem részesültek vallási szocializációban (*Axinn–Thorton*; 1993). Ezt az összefüggést sikerült megtalálni Hollandiában (*Liefbroer*; 1991), de az olyan szekularizált társadalmakban is, mint Svédország (*Bracher–Santow*; 1994). A holland és a svéd férfiak és nők jóval kisebb eséllyel választják az élettársi kapcsolatokat a házasságok ellenében akkor, ha vallási értelemben aktív szülők gyermekei, mint akkor, ha vallástalan családokban nőttek fel.

A PÁRKAPCSOLAT-TEREMTÉS VIZSGÁLATÁNAK ESEMÉNYTÖRTÉNETI MODELLJEI

A házasságok és a házasságkötés nélküli együttélések sajátosságainak oksági elemzésére legalább két út nyílik. A családformálódást tekinthetjük egy szekvenciális folyamatnak, amelyben az első döntés arról születik, hogy a potenciális partnerek akarnak-e együtt élni vagy sem; a második döntés viszont az együttélési forma milyenségére – házasság vagy élettársi kapcsolat – irányul. Ez a kétlépcsős elemzési modell azt feltételezi, hogy más oksági láncolat befolyásolja a hajadonok és nőtlenek döntését arról, hogy szeretnének-e párként együtt élni, és más összefüggésrendszer határozza meg azt, hogy ez a kapcsolat házasság vagy házasságkötés nélküli együttélés. A statisztikai módszertan nyelvére lefordítva ez azt jelenti, hogy először egy olyan ún. *eseménytörténeti* modellt futtatunk le, amelynek egy kétértékű függő változója van aszerint, hogy valaki kialakít-e partnerkapcsolatot életpályája során valamikor vagy sem (*Bukodi*; 2001); majd a második lépcsőben csak azokat szerepeltetjük elemzésünkben, akik valamilyen együttélési forma mellett döntöttek, és ezekben az esetekben vizsgáljuk a házasság és az élettársi kapcsolat közötti választás meghatározóit a logit elemzés segítségével (*Yamaguchi*; 1991, *Clarkberg et al.*; 1995).

Létezik azonban egy másik elemzési stratégia is. Eszerint a házasságkötés és a nem legális együttélés közötti döntést különböző oksági mechanizmusok irányítják, vagyis a két opció közül választás egyfajta versenymodellként definiálható. Szemben az előzővel, ez a megközelítés egy egylépcsős modell alkalmazását jelenti, amelyben azt vizsgáljuk, hogy a párkapcsolatban nem élők esetében mekkora annak az esélye, hogy életpályájuk során valamikor megházasodnak, illetve élettársi kapcsolatot létesítenek. Ebben az esetben, ha valamelyik esemény (például az élettársi kapcsolat) bekövetkezik a vizsgált személlyel, akkor ő természetesen kikerül a másik esemény (a házasság) bekövetkezésének kockázatából. Ezeket a modelleket a statisztika versenyző kockázati modelleknek (competing risks models) hívja, és legnagyobb előnyükként azt emeli ki, hogy lehetővé teszik a különböző magyarázó faktorok hatásának egyidejű vizsgálatát (*Allison*; 1982, *Hachan*; 1988). Nemzetközi elemzések sora alkalmazta ezen utóbbi módszert a házasságok és a házasságkötés nélküli együttélések választásának és időzítésének kutatására (*Hoem*; 1986, *Manting*; 1994, *Thorton et al.*; 1995, *Berrington–Diamond*; 2000). Ezeket a vizsgálatokat követve mi is ezt a módszertani megközelítést alkalmazzuk a házasságok versus élettársi kapcsolatok magyarországi elemzésére.

Vizsgálatunkban a nőtlen férfiak és hajadon nők életpályáját addig követjük nyomon, amíg 1. megházasodnak vagy 2. élettársi kapcsolatot alakítanak ki vagy 3. egyiket sem teszik, de elérik a 49. életévüket – az Életmód-időmérleg 2000 felvétel adatait alkalmazva – vagy a 29. életévüket – az Ifjúság 2000 felvétel adatait figyelembe véve. Mivel két vizsgálat adattömegével dolgozunk, ezért elemzésünket két ún. személy-év (person-year) adatállományon végezzük. Ezek az adatbázisok két lényeges dologban különböznek a társadalomstatistikában megszokott adatállományoktól. Egyrészt, amíg az utóbbiak általában annyi sorból állnak, ahány megkérdezett szerepel az adatgyűjtésben, addig az előbbieknél egy személyhez több sor is tartozhat aszerint, hogy a kérdezett milyen hosszú ideig tartózkodik az ún. kockázati periódusban. Tekintsünk egy példát. Tegyük fel, hogy valaki 22 éves korában élettársi kapcsolatot alakít ki, amelyet 25 éves korában házasságra vált át. Mivel minden egyes személyt 14 éves korában kezdünk el megfigyelni – ekkor indítjuk a párkapcsolat-formálódás kockázati időszakát –, ezért a példabeli egyén összesen 12 sorral szerepel az adatállományunkban, hiszen, 9 év telik el addig, amíg kialakítja élettársi kapcsolatát, majd ismét 3 év a házasságkötéséig. A másik lényeges dolog, amiben a hagyományos és a személy-év adatállományok különböznek egymástól az, hogy – mivel az utóbbiak az egyének életútját évről évre nyomon követik –, olyan, ún. időfüggő (time-varying) változókat is tartalmaznak, amelyek értéke az egyik időszakról a másikra megváltozhat. Térjünk vissza példánkhoz! Tételezzük fel, hogy a vizsgált személy 14 éves korában gimnáziumba jár, az érettségi után ugyan nem tanul azonnal tovább, de 20 éves korában főiskolai hallgatóként ismét visszatér az iskolába, és 24 éves korában befejezi tanulmányait. Ez esetben az iskolai végzettség változó értéke az egyén 14 éves korától 18 éves koráig 1 (általános iskola), 19 és 20 éves korában 3 (középfokú érettségi), majd 21 éves korától 4 főiskolai diploma.² De az időfüggő változók közé tartozik a munkaerő-piaci helyzet és a kereset is éppúgy, mint a különböző életkorú gyermekek száma.

² A felsőfokú végzettségűek közé nemcsak a diplomával már rendelkezőket soroltuk, hanem az egyetemek, főiskolák hallgatóit is. Ennek az oka, hogy feltételezésünk és eddigi kutatási eredményeink szerint a felsőfokú intézmények a leghatékonyabb párkapcsolati piacok közé tartoznak.

Elemzésünk első lépésében tehát arra vagyunk kíváncsiak, hogy a nem párkapcsolatban élők között mekkora az első házasságkötés és az első élettársi kapcsolat létesítésének az esélye, figyelembe véve mindazokat a magyarázó tényezőket, amelyekről az előző részben szó volt. A versenyző kockázati modell szerint annak a valószínűsége, hogy egy i személy egy t időpontban egy r típusú eseményt (például élettársi kapcsolatot) tapasztal meg, a következő kifejezéssel írható fel:

$$\log(p_{rit}/(1-p_{rit})) = \beta_{r0} + \beta_{r1}\mathbf{x}_{ri} + \beta_{r2}\mathbf{w}_{rit} + \varepsilon \quad /1/$$

Ebben a kifejezésben, ha az $r=1$, akkor az élettársi kapcsolat, ha az $r=2$, akkor a házasság bekövetkezésének az esélyéről beszélünk, adottnak véve azt a ténytet, hogy az egyén t időpontig nem alakított ki párkapcsolatot. A p_{rit} jelöli az r esemény t időpontban való megtapasztalásának a valószínűségét annak figyelembevételével, hogy az i egyén rendelkezik az \mathbf{x}_{ri} tulajdonságokkal, amelyek az időtényezőtől függetlenek (például a származás) és jellemezhető \mathbf{w}_{rit} sajátosságokkal, amelyek az időtényezőtől függőek (például az életkor, az iskolai végzettség). β -val a vonatkozó paramétereket jelöljük.

Öksági elemzésünk második részében arra a problémára összpontosítunk, vajon az élettársi kapcsolatot választók a későbbiekben legalizálják-e párkapcsolataikat vagy sem; valamint, hogy kik azok, akik a házasság mellett döntenek, illetve, hogy kik azok, akik hosszabb-rövidebb idő után megszüntetik házasság nélküli együttélésüket. Ebben az esetben is a versenyző kockázatok modelljével dolgozunk, a következő kifejezés szerint:

$$\log(p_{rit}/(1-p_{rit})) = \beta_{r0} + \beta_{r1}\mathbf{x}_{ri} + \beta_{r2}\mathbf{w}_{rit-1} + \varepsilon \quad /2/$$

A p_{rit} ebben az esetben annak az esélyét jelenti, hogy az i egyén az együttélés egy t időpontjában megszünteti élettársi kapcsolatát vagy úgy, hogy megházasodik ($r=1$) vagy úgy, hogy legalizálás nélkül felbontja partnerkapcsolatát ($r=2$), feltéve, hogy ez az életközösség a $t-1$ időpontig létezett. Az \mathbf{x}_{ri} itt is az értékükben az időtől független egyéni jellemzőket jelöli, a \mathbf{w}_{rit-1} pedig az időben változó tulajdonságok hatását jeleníti meg a $t-1$ időpontban.³

A 2. tábla azokat a magyarázó változókat mutatja be, amelyek alapján a párkapcsolat-formálódásra, az élettársi kapcsolatok megszűnésére vonatkozó elemzéseinket elvégeztük.

2. tábla

Az elemzésben szereplő magyarázó változók és előállításuk módja

Változók	Életmód-időmérleg 2000	Ifjúság 2000
Időfüggő változók		
Életkor	log (korév-14) és log (49-korév): ⁴ az egyéneket 14 és 49 éves koruk között figyeljük meg	log (korév-14) és log (29-korév): az egyéneket 14 és 29 éves koruk között figyeljük meg

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

³ Ebben az esetben az időtől függő változók $t-1$ időpontban érvényes értékének a hatását vizsgáljuk, mert egyébként nem tudnánk eldönteni, hogy az adott változó értékében történt változás okozta-e a párkapcsolat megszűnését vagy fordítva, az élettársi együttélés felbomlása vezetett a szóban forgó jellemző megváltozásához.

⁴ A mutató a demográfiaiában széleskörűen alkalmazott indikátor a párkapcsolat-formálódás életkor-függőségének az elemzésére részleteiben lásd Coale (1971) és Blossfeld és Rowher (1995).

(Folytatás.)

Változók	Életmód-időmérleg	Ifjúság 2000
Az iskolából a munkapiacra	a $t/t-1$ időpontban az egyén: 1 = nappali tagozatos iskolába jár és közben nem dolgozik 2 = iskolába jár (nappali+esti) és közben dolgozik 3 = nem jár iskolába és nem dolgozik 4 = nem jár iskolába és dolgozik (referencia)	a $t/t-1$ időpontban az egyén: 1 = nappali tagozatos iskolába jár és közben nem dolgozik 2 = iskolába jár (nappali+esti) és közben dolgozik 3 = nem jár iskolába és nem dolgozik 4 = nem jár iskolába és szerződéses-alkalmi munkát végez 5 = nem jár iskolába és állandó munkát végez (referencia)
Iskolai végzettség	az elvégzett osztályok száma a $t/t-1$ időpontban	az elvégzett osztályok száma a $t/t-1$ időpontban
Egyéni kereset	–	a havi nettó átlagkereset természetes alapú logaritmus ha az egyén nem rendelkezik munkapiaci jövedelemmel a $t/t-1$ időpontban, a változó értéke 0
Időtől független változók		
Vallási háttér	kétértékű változó, amely 1-es értéket vesz fel, ha az egyént megkezesztették vagy bejegyezték, egyébként 0	kétértékű változó, amely 1-es értéket vesz fel, ha az egyént megkezesztették vagy bejegyezték, egyébként 0
Csonka család	–	kétértékű változó, amely 1-es értéket vesz fel, ha a szülők az egyén 14 éves koráig elváltak, egyébként 0
Születési kohorsz	1 = 1951–1960, 2 = 1961–1970, 3 = 1971–1980	– ⁵
Életkor az élettársi kapcsolat létrejöttékor	– ⁶	Korév

Az első párkapcsolat kialakítása

1. Az iskolából a munkaerőpiacra – a karrierkezdés nehézségei. Az élettársi kapcsolatok és a házasságok hasonlítanak egymásra annyiban, amennyiben mindkét együttélési forma kialakítását gátolja az iskolarendszerű képzésben való részvétel; főleg akkor, ha ez nem párosul valamilyen típusú munkavállalással. Azok a nappali tagozatos tanulmányokat folytató férfiak, akiknek az adatfelvétel idejéig (2000-ig) nem volt munkaerő-piaci szerepvállalásuk, több mint feleakkora eséllyel létesítenek élettársi kapcsolatot és 70 százalékkal⁷ kisebb eséllyel kötnek házasságot, mint nem tanuló, de dolgozó társaik. (Lásd a 3. táblát.) Ugyaneköz a valószínűségkülönbségek a nőknél valamivel nagyobbak, mintegy 80 százalékosak.

⁵ Ebben az esetben csak az 1971–1980 között születetteket elemezzük.

⁶ Ez a változó természetesen az Életmód-időmérleg 2000 felvételben is szerepel, hiszen egyébként lehetetlen volna az eseménytörténeti analízis. Ugyanakkor mint magyarázó változót csak az élettársi kapcsolatok sorát vizsgáló elemzésünkben szerepeltetjük, amelyet az Ifjúság 2000 adatállományon hajtunk végre.

⁷ A százalékos érték számítási módja: $(e^{-1,197} - 1) * 100$, ahol a $-1,197$ -es érték a 3. tábla megfelelő – a férfiak házasságára vonatkozó – paraméterbecslése. A tanulmány további részében, ha a regressziós együtthatók százalékos értékéről beszélünk, minden egyes esetben ezt a számítási módot követjük.

3. tábla

*A különböző magyarázó változók hatása az első partnerkapcsolat formálódására 49 éves korig
(1951 és 1980 között születettek)*

Változó	Férfiak		Nők	
	Élettársi kapcsolat	Házasság	Élettársi kapcsolat	Házasság
Életkor				
log(kor-14)	1,483***	3,629***	0,819*	2,345***
log(49-kor)	0,407	7,763***	0,779	7,979***
Az iskolából a munkapiacra				
iskolába jár–nem dolgozik	-0,780*	-1,197***	-1,588***	-1,647***
iskolába jár–dolgozik	-0,497	-0,344***	-0,108	-0,259***
nem jár iskolába–nem dolgozik	-0,655	-0,428***	0,065	-0,290***
nem jár iskolába–dolgozik (referencia)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Iskolai végzettség	0,011	0,035*	-0,103	-0,013
Vallási háttér	-0,167	0,048	-0,082	0,282***
Születési kohorsz				
1951–1960 (referencia)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
1961–1970	0,657***	-0,117	1,429***	-0,025
1971–1980	1,105***	-1,319***	2,074***	-1,044***
Konstans	-10,18***	-35,18***	-9,80***	-32,54***
-2 log-likelihood	1421,07	10 452,64	1166,89	10 753,20
Az események száma	118	1 563	103	1 854
Az epizódok száma	28 102	29 488	20 909	22 660

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Megjegyzés. A versenyző kockázati elemzés eredményei – logisztikus regressziós együtthatók.

Forrás: 1999/2000. évi Életmód-időmérleg felvétel.

Ha a tanulási életszakasz közben munkavállalás is történik, akkor a párkapcsolat-teremtési hajlandóság jóval kisebb mértékben tér el a viszonyítási alapnak választott nem tanul–dolgozik kategóriától; sőt, a nem házas együttélések esetében nem is mutatkozik statisztikailag szignifikáns különbség a két csoport között. Ez az eredmény azt a hipotézisünket erősíti meg, amely szerint az iskolába járás és a párkapcsolat-teremtés közötti szerepkonfliktus kisebb a munkapiaci tapasztalattal rendelkező tanulóknál, mint azoknál, akiknél az oktatásban való részvétel nem párosul munkavállalással. Ez részben azzal is magyarázható, hogy az iskolai életútjuk során foglalkoztatottak legtöbbször a felsőoktatási intézmények hallgatója, tehát idősebb fiatal, akik már életkorukból adódóan is nagyobb valószínűséggel házasodnak vagy alakítanak ki élettársi kapcsolatokat, mint fiatalabb társaik.

Ami a nem tanulókat, de nem is dolgozókat illeti, a statisztikai becslések hasonló mintát jeleznek, mint az előző esetben. Vagyis, ezek a férfiak 35, a nők 25 százalékkal kisebb valószínűséggel kötik meg első házasságukat egy adott életkorban, mint az ugyanilyen korú nem tanuló, de aktív kereső nőtlenek, illetve hajadonok. Az élettársi kapcsolatok formálódását viszont gyakorlatilag nem befolyásolja az a tény, hogy valaki nem tud (vagy nem akar) a munkaerőpiac aktív szereplője lenni. Mindez arra utal, hogy amíg az erősebb párkapcsolati forma választásához az esetek többségében nélkülözhe

tetlenség a munkapiaci szerepvállaláson keresztül elérhető – anyagi és biztonsági – erőforrások, addig a gyengébb partnerkapcsolati forma esetében ez nem feltétlen kívánalom.

Ha csak a hetvenes években születettekre figyelünk, akkor az iskolából a munkaerőpiacra vezető út nehézségeinek – illetve típusainak – a hatása hangsúlyosabban jelentkezik. Ezt bizonyítja, hogy a statisztikai értelemben szignifikáns együttthatók (százalékos) értéke az esetek legtöbbszörében magasabb, mint az 1950 után született nemzedékek esetében volt.

4. tábla

A különböző magyarázó változók hatása az első partnerkapcsolat formálódására 29 éves korig (1971 és 1980 között születettek)

Változó	Férfiak		Nők	
	Élettársi kapcsolat	Házasság	Élettársi kapcsolat	Házasság
Életkor				
log(kor-14)	1,809***	3,352***	1,227***	2,270***
log(29-kor)	0,803***	1,249***	0,923***	2,214***
Az iskolából a munkapiacra				
iskolába jár–nem dolgozik	-1,651***	-2,082***	-1,214**	-3,876***
iskolába jár–dolgozik	-0,893	-1,298**	-0,840	-0,799**
nem jár iskolába–nem dolgozik	-0,270*	-0,293*	-0,178*	-2,301***
nem jár iskolába–dolgozik–az állás: szerződéses	0,060*	-0,178	0,181*	-0,074
nem jár iskolába–dolgozik–az állás: határozatlan idejű (referencia)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Gazdasági potenciál				
Iskolai végzettség	-0,085**	-0,043**	-0,062**	-0,041*
Kereset	-0,106*	0,053	-0,044*	-0,211***
Származás				
Vallási háttér	-0,010	0,552***	0,020	0,378***
Csonka család	0,150	-0,262	0,591***	-0,119
Konstans	-7,262***	-12,998***	-6,774***	-8,976***
-2 log-likelihood	3 761,49	4 159,67	4 833,14	6 443,67
Az események száma	398	514	564	917
Az epizódok száma	27 915	28 031	22 970	23 323

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Megjegyzés. A versenyző kockázati elemzés eredményei – logisztikus regressziós együttthatók.

Forrás: Ifjúság 2000 felvétel.

Az eredmény két jelenség eredőjeként adódik. Egyrészt annak az életkori hatásnak köszönhető, amelynek értelmében, minél idősebb korban elemezzük a párkapcsolatteremtési hajlandóságot – az Életmód-időmérleg kutatás esetében egészen 49 éves korig vizsgáltuk a partnerkapcsolat kialakításának esélyét –, annál kevésbé befolyásolja azt az iskolából a munka világába történő átmenet, tehát annál alacsonyabbak a vonatkozó paraméterbecslések értékei. A másik lehetséges magyarázat a születési kohorszok szerinti különbségekre vonatkozik. Mind a gazdasági–társadalmi változásokból adódó karrierkezdeti nehézségek, mind a gondolkodás- és érték váltást eredményező modernizációs folyamatok leginkább az 1970 után született nemzedéket érintették (Róbert–Bukodi;

2002). Ezért nyilvánvaló, hogy ezeknek a jelenségeknek a partnerkapcsolat-teremtésre gyakorolt hatásai is főként ennél a generációnál érhetőek tetten.⁸

Ami az iskolából a munkapiacra változók egyes kategóriáinak a hatását illeti, ezek a hetvenes években születetteknél is hasonlóak, mint a korábbi évjáratoknál. Vagyis, a nap-pali tagozatos tanulmányok az esetek többségében összeegyeztethetetlenek a párkapcsolat-formálódással, főleg a házasságkötéssel. Ez leginkább akkor igaz, ha a tanulmányok közben vagy azok mellett a fiatal nem akar vagy nem tud munkát vállalni.

Figyelemre méltó, hogy amíg az idősebbeket is magában foglaló elemzésünkben a nem tanul–nem dogozik státus hatása csak a házasságkötés esetében mutatkozott statisztikailag lényegesnek (lásd a 3. táblát), addig az 1970 után születettekre koncentrált vizsgálatunk eredményei szerint, ez az élettársi kapcsolat választására is igaz. (Lásd a 4. táblát.) Például, az otthon ülő nőtlenek 24 százalékkal kisebb eséllyel alakítanak ki nem házasi párkapcsolatokat, mint az iskolájukat befejezett, munkát vállaló társaik. Ez viszont azt jelenti, hogy maga a párkapcsolat-teremtés válik egyre nehezebbé azon fiatalok számára, akik képtelenek munkát vállalni, elindítani foglalkozási karrierjüket, és ezáltal megteremteni azt a minimális anyagi biztonságot, ami a családalapításhoz szükséges.

Lehetőségünk volt a munkaerő-piaci szerepvállalás árnyalására is, mégpedig a szerződéses és alkalmi munkavállalás, valamint a határozatlan idejű munkaszerződések megkülönböztetésével. Figyelemre méltó eltérés adódik a két foglalkoztatási státus hatásában. A szerződéses, illetve alkalmi munkavállaláshoz inkább az élettársi kapcsolat illik együttélési formaként, mintsem a házasság. (Lásd a 4. táblát.) Ezt bizonyítja, hogy – a határozatlan idejű foglalkoztatáshoz képest – a nem tanuló, szerződéses munkából élő nők 20 százalékkal nagyobb eséllyel választják a nem házasi együttélést, mint az egyedül élést. Ez a valószínűség-különbség a férfiaknál jóval kisebb, csak 6 százalékos. A házasságkötési hajlandóságot viszont nem befolyásolja a foglalkoztatás típusa.

2. *Az anyagi-gazdasági potenciál.* Ezen erőforrások hatását két mutató segítségével kíséreltük meg megragadni. Egyrészt az iskolázottság, másrészt a nettó átlagkereset befolyásoló szerepét vizsgáltuk. A 3. és a 4. tábla vonatkozó paraméterbecsléseit százalékos formában az 5. táblában foglaltuk össze.

5. tábla

*Az iskolaitőke-felhalmozás változó tiszta hatása
a párkapcsolat-teremtés valószínűségére 49, illetve 29 éves korig
(százalék)*

Kohorsz	Férfiak		Nők	
	Élettársi kapcsolat	Házasság	Élettársi kapcsolat	Házasság
29 éves korig (1971–1980-ban születettek)	-8	-4	-6	-4
49 éves korig (1951–1980-ban születettek)	n.s.	4	n.s.	n.s.

n.s.: nem szignifikáns becslés ($p > 0,05$)

Megjegyzés. A 3. és a 4. tábla megfelelő paraméterbecsléseinek százalékos értékei.

Forrás: 1999/2000. évi életmód- és időmérleg felvétel, Ifjúság 2000 felvétel.

⁸ A születési kohorszok szerinti különbségek igazán megfelelő bemutatása az lenne, ha az 1950 után született nemzedéket bontanánk kohorszokra, és ezen kohorszokra külön-külön futtatnánk le statisztikai modelljeinket. Az így adódó mintaelemszámok azonban olyan alacsonyak lennének, hogy ez megkérdőjelezné elemzésünk eredményeit.

Az iskolaitőke-akkumuláció csökkenti a párkapcsolat-teremtés esélyét, legalábbis 29 éves korig. Az elvégzett osztályok számának eggyel való emelkedésével 4 százalékkal esik vissza a házasságkötés valószínűsége, és a férfiaknál 6, a nőknél 8 százalékkal csökken a nem házas együttélések választásának az esélye. Ez azonban nem jelenti azt, hogy a képzettek körében kevésbé népszerű a házasság. Hiszen ha kiterjesztjük elemzésünket, és 49 éves korig vizsgáljuk a partnerkapcsolat-formálódást, arra az eredményre jutunk, hogy éppen az iskolázottabbaknál nagyobb a házasodás valószínűsége, legalábbis a férfiaknál. Mindez arra utal, hogy a magasabb iskolai végzettségűek házasodnak ugyan, csak későbbi életkorra tolják ki házasságkötésüket.

Annak érdekében, hogy a párkapcsolat-formálódás és az iskolázottság közötti kapcsolat életkorfüggőségét még pontosabban megvilágítsuk – csak az 1970 után születetteket vizsgálva – a 14–29 év közötti periódust felbontottuk három életkori szakaszra: a 14–19, 20–24 és a 25–29 éves korra. Ezután statisztikai modelljeinket ezen periódusok mindegyikére külön-külön futtattuk le. (Lásd a 6. táblát.) Tehát, az első modellünk csak 15 és 19 éves kor között vizsgálja a párkapcsolat-formálódást, a második 20–24, a harmadik 25–29 év között elemzi az első partnerkapcsolat kialakításának társadalmi hátterét. Az utóbbi két esetben természetesen csak azok szerepelnek a vizsgálatban, akik az adott életkorig még nem házasodtak meg vagy nem alakítottak ki élettársi kapcsolatot.

6. tábla

Az iskolázottság hatása az első partnerkapcsolat formálódására különböző életkorokban

Életkor (éves)	Férfiak		Nők	
	Élettársi kapcsolat	Házasság	Élettársi kapcsolat	Házasság
1971 és 1980 között születettek				
14–19	-0,124**	-0,123*	-0,113**	-0,143***
20–24	-0,053*	-0,048*	-0,046*	-0,035
25–29	-0,042*	0,014	-0,047*	0,024

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Megjegyzés. A versenyző kockázati elemzés eredményei – logisztikus regressziós együtthatók. A statisztikai becslések az iskolából a munkapiacra, a kereset, a vallási háttér és a csonka család változókkal kontrolláltak.

Forrás: Ifjúság 2000 felvétel

Statisztikai becsléseink szerint, minél későbbi életszakaszban vizsgáljuk a fiatalok házasodási hajlandóságát, annál kevésbé negatívak becslési értékeink. Például, amíg tizenéves korban az elvégzett osztályok számának emelkedése 12 százalékkal csökkenti a férfiak házasodási valószínűségét, addig a 25–29 éves nőtlenek között 1 százalékkal növeli azt. Igaz, ez az érték statisztikai értelemben nem szignifikáns. Az élettársi kapcsolatokat illetően más minta adódik. Az iskolaitőke-felhalmozás negatív hatása ugyan valamelyest visszaesik az életkor előrehaladtával, de korántsem olyan mértékben, mint a házasságok esetében. Ezt bizonyítja, hogy húsz éves kor alatt az iskolai végzettség még azonos módon és mértékben befolyásolja a párkapcsolat-teremtés mindkét formáját; 25–29 éves kor között viszont már másként: az élettársi kapcsolat választása a képzetlenebebnél valószínűbb.

Ezek az eredmények egyrészt azt sugallják, hogy nincsenek lényeges nemek közötti különbségek az iskolázottság hatását illetően, másrészt azt, hogy amíg a házasság esetében a képzettségnek időzítési hatása van – az iskolázottabbak később házasodnak –, addig az élettársi kapcsolat vonatkozásában az iskolai akkumuláció hiánya a párkapcsolatok ezen gyengébb formájának választására kényszerít.

A közgazdaságtani családelmélet szerint a kereseti–anyagi potenciál nagysága a férfiaknál egyenes, a nőknél fordított arányban áll a párkapcsolat-formálódás valószínűségével. Adataink azonban csak korlátozott mértékben támasztják alá ezt a hipotézist. A havi átlagkereset növekedésével a nőknél ugyan valóban visszaesik és a férfiaknál valóban növekszik – bár nem szignifikáns mértékben – a házassági hajlandóság (lásd a 4. táblát); a korcsoportok szerinti vizsgálódás azonban a hajadonoknál a házasságkötési valószínűség életkor-specifikus jellegére utal: vagyis, amíg tizenéves korban, illetve 20–24 évesen az alacsonyabb keresetűek kötnek házasságot, addig 25–29 éves korra eltűnik a kedvezőtlen kereseti státusúaknak ez az előnye, és – ha statisztikai értelemben nem is szignifikáns mértékben –, de a kedvezőbb anyagi viszonyok között élők között megugrik a házassági hajlandóság.

7. tábla

A kereset hatása az első partnerkapcsolat formálódására különböző életkorokban

Életkor (éves)	Férfiak		Nők	
	Élettársi kapcsolat	Házasság	Élettársi kapcsolat	Házasság
1971 és 1980 között születettek				
14–19	-0,011*	0,187*	-0,023*	-0,078*
20–24	-0,105*	0,033*	-0,068*	-0,323***
25–29	-0,206*	0,089	-0,875**	0,054

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Megjegyzés. A versenyző kockázati elemzés eredményei – logisztikus regressziós együtthatók. A statisztikai becslések az iskolából a munkapiacra, a az iskolai végzettség, a vallási háttér és a csonka család változókkal kontrolláltak.

Forrás: Ifjúság 2000 felvétel.

Ami a kereset és a nem házas együttélések választása közötti kapcsolatot illeti, ez esetben a nemek közötti hasonlóságot kell kiemelnünk. Azaz, a magas kereseti potenciál mind a férfiaknál, mind a nőknél csökkenti az élettársi kapcsolatok kialakításának az esélyét. Különösen figyelemre méltó, hogy ez a jelenség az életkor előrehaladtával egyre hangsúlyosabbá válik.

3. *A szülői háttér néhány eleme.* A fentebbiekben az egyének saját jellemzőinek tükrében vizsgáltuk a különböző párkapcsolati formák választásának az esélyét. A következőben két tényező – a megkeresztelés–bejegyzés és a csonka családban nevelkedés – figyelembevételével a szülői háttér hatását elemezzük.

A felekezeti hova(nem)tartozás nem befolyásolja statisztikailag szignifikáns mértékben az élettársi kapcsolat kialakításának az esélyét, legalábbis 29 éves korig. Nem így a házasság választását: a megkeresztelt–bejegyzett fiatal férfiak között 74 százalékkal nagyobb a házasságkötés valószínűsége, mint a vallási felekezethez nem tartozó társaiknál.

Ugyanez igaz a megkeresztelt–bejegyzett hajadonokra is. (Ebben az esetben 46 százalékkal nagyobb a házasságkötés esélye.) Statisztikai becsléseinkből úgy tűnik, hogy a szülői válás csak a fiatal nők párkapcsolat-formálódását befolyásolja. Vagyis, az elvált szülők gyermekeiként felnövekvő hajadonok között jóval (80 százalékkal) magasabb a nem házasság partnerkapcsolatok választásának az esélye, mint a kétszülős családban felnövekvő társaiknál.

Mindezek az eredmények előzetes várakozásainkat támasztották alá, amelyek szerint, egyrészt, a hagyományos értékrendű családokból származó fiatalok továbbviszik ezt a gondolkodásmódot azzal, hogy párválasztásukkor a hagyományos formát részesítik előnyben. Másrészt, a csonka családban felnőtt nők számára a szülők sikertelen házassága eltántorít a legalizált partnerkapcsolatok direkt választásától és az élettársi együttélések keretében megvalósuló próbaházasságra ösztönöz.

Az élettársi kapcsolatok lehetséges kimenetei: házasság vagy a kapcsolat megszűnése

Az első párkapcsolat típusán kívül arra is kíváncsiak voltunk, vajon kik és mikor fordítják át nem házasság együttéléseiket legális párkapcsolattá. Az Ifjúság 2000 felvétel adatai szerint, amíg az első párkapcsolatul az élettársi együttélést választó hetvenes években született férfiak csaknem fele még húszas éveik végén is ebben a partnerkapcsolatban élt, a nőknek csak egyötödéről mondható el ugyanez. A nőknek viszont több mint fele 29 éves koráig kilépett első tartós párkapcsolatából, és kevesebb mint 30 százaléuk konvertálta együttélését házassággá. Ez utóbbi csoportba tartozók aránya a férfiaknál még ennél is alacsonyabbnak mutatkozott, a 20 százalékpontot sem érte el. Ezek a nemek közötti differenciák azonban nem szükségképpen jelentik azt, hogy a férfiak élettársi kapcsolataik tartósabbak, inkább a párkapcsolat-formálódás időzítési különbségeire utalnak. A férfiak később létesítik élettársi kapcsolataikat, ebből következően, ezen együttélések nagy részével húszas éveik végéig nem történik semmi.

Oksági elemzésünk eredményei szerint, a házasság esélyét azoknak az egyéni jellemzőknek a megváltozása növeli meg igazán, amelyek milyensége az élettársi kapcsolat keletkezésekor még bizonytalanságot kelthetett mind az egyénben, mind potenciális partnerében. Ezen tényezők közé tartozik az iskolából a munkaerőpiacra vezető út és az iskolaitőke-felhalmozás.

Ahogy a 8. tábla is mutatja, az iskolai életút befejezése és egy viszonylag stabil munkapiaci karrier elindítása elsősorban a férfiaknál ösztönzi a nem házasság együttélés házasságra váltását. Ha a pár férfi tagja még nappali tagozaton tanul – az esetek többségében egyetemista vagy főiskolás –, akkor 100 százalékkal kisebb a valószínűsége a házasságkötésnek, szemben azokkal a partnerkapcsolatokkal, amelyekben a férfi már túl van iskolai pályafutásán és elkezdte foglalkozási életútját. Csaknem ugyanakkora esélykülönbség mutatkozik a nem tanuló–nem dolgozó és a nem tanuló–állandó státusban dolgozó férfiak élettársi kapcsolatainak átváltása között is, az utóbbiak javára. A határozott idejű munkaszerződéssel foglalkoztatott vagy alkalmi munkát végző fiatal férfiaknak szintén meg kell várniuk amíg olyan munkát találnak, amely a jövőre nézve biztosítja az egzisztenciális stabilitás érzését; együttéléseikből ekkor nagyobb valószínűséggel lehet házasság. A nők esetében ez a minta csak annyiban érvényesül, amennyiben náluk is szükség van az iskolai életpálya lezárására ahhoz, hogy élettársi együttéléseiket házasságra váltsák.

*A különböző magyarázó változók hatása
az első élettársi kapcsolat alakulására 29 éves korig (1971 és 1980 között születettek)*

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	Megszűnés	Házasság	Megszűnés	Házasság
Életkor az élettársi kapcsolat létrejöttékor	-0,008	-0,095	-0,075	-0,073
Az iskolából a munkapiacra				
iskolába jár–nem dolgozik	-1,017*	-5,627*	-1,144*	-1,451*
iskolába jár–dolgozik	0,667	-4,568	0,351	-1,189
nem jár iskolába–nem dolgozik	0,230	-4,900*	0,673	-0,438
nem jár iskolába–dolgozik–az állás: szerződéses	0,307	-0,903*	0,439	0,190
nem jár iskolába–dolgozik–az állás: határozatlan idejű (referencia)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Gazdasági potenciál				
Iskolai végzettség	0,128	0,111*	0,133	0,155***
Kereset	0,033	-0,443	0,113	-0,051
Származás				
Vallási háttér	0,049	0,085	-0,235	0,317
Csonka család	0,097	-0,598	0,374	-0,666*
Konstans	-3,055*	-3,248*	-2,675**	-1,455*
-2 log-likelihood	902,34	574,15	1109,68	1154,02
Az események száma	133	74	307	159
Az epizódok száma	1669	1608	2504	2518

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Megjegyzés. A versenyző kockázati elemzés eredményei – logisztikus regressziós együtthatók.

Forrás: Ifjúság 2000 felvétel.

Figyelemre méltó az iskolázottság hatása is. Azok a párok, amelyek az élettársi együttélés ideje alatt növelni tudták ilyen típusú felhalmozásaikat, jóval nagyobb eséllyel házasodnak meg 29 éves korukig, mint azok a társaik, akinek a képzettsége nem változott az adott időszak alatt. Ezt bizonyítja, hogy a férfiaknál az elvégzett osztályok számának eggyel való emelkedése 12 százalékkal növeli meg a házasságkötés esélyét; a nőknél ez a valószínűség-növekedés még ennél is nagyobb, 17 százalék.

Ami a származási jellemzők befolyásoló szerepét illeti, statisztikai becsléseink csak egyetlen esetben jeleznek lényeges hatást. Az elvált szülők gyermekeiként felnövekvő fiatal nők óvatossága nemcsak abban jelentkezik, hogy inkább választják a nem házas együttélést első párkapcsolatul, hanem abban is, hogy élettársi kapcsolataikat kisebb valószínűséggel váltják házasságra, mint a kétszülős családban felnövekvő társaik.

KÖVETKEZTETÉSEK

Az egyéni erőforrások szerepe a párkapcsolat-formálódásban. Eredményeink szerint, a házas és a nem házas együttélések hasonlóan egymásra annyiban, amennyiben mindkét kapcsolati forma az iskolai karrier lezárását igényli. Ugyanakkor különböznek is egymástól annyiban, amennyiben a házasság megköveteli a viszonylag stabil foglalkozási

– és ebből következően kereseti, anyagi – karrier megteremtését. Az élettársi kapcsolat inkább az iskolából a munkapiacra történő átmenet és ezen átmenetet kísérő karrierbizonytalanságok együttélési formája. Az anyagi potenciál és a párkapcsolat-formálódás közötti kapcsolat vonatkozásában a következőket emelhetjük ki. A képzetlenek vagy kedvezőtlen kereseti státusúak, ha a házasságot választják első párkapcsolatként, ezt korábban teszik, mint magasabb keresetű társaik. Ugyanakkor, ha húszas éveik közepéig nem sikerül megházasodniuk, ez a későbbiekben egyre nehezebbé válik számukra, és megfelelő anyagi kapacitások hiányában kénytelenek lesznek a nagyobb bizonytalanságot magában rejtő élettársi kapcsolatot választani első partnerkapcsolati formaként.

A származási tényezők szerepe a párkapcsolat-formálódásban. A saját jellemzőkön kívül az otthonról hozott tényezőknek is igen nagy szerepe van a párkapcsolati formák közötti döntésben. A vallásos háttérrel rendelkező fiatalok inkább a házasságot választják, semmint az élettársi kapcsolatot; jelezve, hogy a tradicionális gondolkodás számára még ma is nehezen elfogadható a partnerkapcsolatok nem legális formája. Figyelemre méltó a szülők családi státusának a hatása is. A csonka családból jövő nők sokkal óvatosabbak párválasztásukkor, mint azok, akik kétszülős családban nőttek fel. Ez megmutatkozik abban, hogy az előbbi csoporthoz tartozóknál valószínűbb az élettársi kapcsolat választása, mint az utóbbinál. Mindez azt jelzi, hogy a szülők rossz házassági tapasztalata a gyermekeket is eltántoríthatja a partnerkapcsolat legális vállalásának a felelősségétől.

Az élettársi kapcsolat és a házasság időzítésében meglevő különbségek. Az élettársi együttélések formálódásának életútbeli lefutása valamelyest különbözik a házasságkötések időzítésétől. Ha a fiatalok tizenéves korban párkapcsolatot alakítanak ki, akkor az esetek többségében a nem házas együttélés mellett döntenek; majd, 25-26 éves korig többé-kevésbé stagnál az élettársi kapcsolatok kialakításának a valószínűsége; ezek után pedig fokozatosan visszaesik. A házassági hajlandóság görbéje annyiban különbözik ettől, hogy, egyrészt, mind a felívelő szakasz, mind a visszaesés meredekebb, másrészt, a görbék maximuma is fiatalabb életkorra esik.

Az időzítés ezen mintázata a párkapcsolatokat kialakítók egyéni jellemzőivel függ össze. Nagyon fiatalon az iskolából korán kikerülő, képzetlen, többségükben elhelyezkedni nem tudó fiatalok döntenek a partnerkapcsolat-teremtés mellett. Mivel ezeknek a férfiaknak és nőknek a jelenbeli anyagi helyzete és jövőbeni karrierkilátása meglehetősen bizonytalan, ezért nagy részük az élettársi kapcsolatok választására kényszerül. A húszas éveik közepére-második felére egyedül élők azonban már egy meglehetősen heterogén csoportot alkotnak. Egy részük iskolázatlan, gazdaságilag inaktív vagy olyan munkapiaci pozíciókban van, amelyek lehetetlenné teszik a megfelelő erőforrások összegyűjtését. Más részük viszont még vagy tanul vagy éppen befejezte tanulmányait és foglalkozási karrierje elindításán dolgozik. Mindkét csoportba tartozók esetében az élettársi kapcsolat választása a racionális viselkedési forma. A kedvező munkapiaci kilátásokkal rendelkezők számára azért, mert átmeneti megoldást nyújt egy olyan időszakban, amely tanulmányaik befejezésével, foglalkozási életútjuk elindításával telik; a képzetlenek számára azért, mert mivel képtelenek bármiféle jelét adni jövőbeni karrierfejlődésüknek, kénytelenek a párkapcsolatok gyengébb formáját választani.

Az élettársi kapcsolatok sorsa. Az élettársi kapcsolatok házasságra váltása akkor a legvalószínűbb, ha a párok férfi tagjának sikerül olyan viszonylag stabil foglalkozási pályára állnia, amely legalább középtávon kiszámíthatóvá és tervezhetővé teszi a jövőt; illetve ha

sikerül olyan képzettséget szereznie, amelynek segítségével biztosítható a család jóléte. (Ez utóbbi követelmény egyébként a párok nő tagja számára is érvényes.) A származási tényezőknek ez esetben elenyészőbb a szerepe, mint az első párkapcsolat kialakításakor. A csonka családból jövő nők félelme a házasságtól azonban itt is jelen van, hiszen náluk jóval kisebb a házasságkötés esélye, mint a kétszülős családokból származóknál.

Férfi-női különbségek a két párkapcsolati forma választásában. Eredményeink szerint, az első párkapcsolat kialakítását és annak időzítését kevésbé a férfi-női különbségek határozzák meg, mintsem az aktivitási státuszban, a képzettségben, a kereseti potenciálban meglévő eltérések. Ha valaki képzetlen és képtelen elhelyezkedni vagy esetleg csak nagyon bizonytalan foglalkoztatási formákban tud munkát vállalni, akkor kénytelen a kisebb anyagi és érzelmi biztonságot nyújtó élettársi kapcsolatot választani; függetlenül attól, hogy nőről vagy férfiről van szó. Az egyéni erőforrások gyarapodásával, a karriert érintő bizonytalansági tényezők megfogyatkozásával azonban lehetővé válik a nem legális párkapcsolatok házasságra váltása; habár ebben az esetben már élesebbek a nemek közötti különbségek. Összefoglalóan: a fiatal nemzedék partner(kapcsolat)-választását feltehetőleg egyre kevésbé a férfi-női szerepek családon belüli különbözőségének az igénye fogja vezérelni, inkább ezen szerepek kombinációjának a szükségessége.

IRODALOM

- ALLISON, P. D. (1982): Discrete-time methods for the analysis of event-histories. *Sociological Methodology*, 12. évf. 64–98. old.
- AXINN, W. G. – THORNTON, A. (1993): Mothers, children and cohabitation: The intergenerational effects of attitudes and behavior. *American Sociological Review*, 58. évf. 233–246. old.
- BECKER, G. S. (1981): *A treatise on the family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- BENNET, N. G. – BLANC, A. K. – BLOOM, D. E. (1988): Commitment and the modern union: Assessing the link between premarital cohabitation and subsequent marital stability. *American Sociological Review*, 53. évf. 127–138. old.
- BERK, R. A. – BERK, S. F. (1983): Supply-side sociology of the family: the challenge of the New Home Economics. *Annual Review of Sociology*, 9. évf. 375–395. old.
- BERRINGTON, A. – DIAMOND, I. (2000): Marriage or cohabitation: a competing risks analysis of first-partnership formation among the 1958 British birth cohort. *Journal of Royal Statistical Society*, 163. évf. 127–151. old.
- BLOM, S. (1994): Marriage and cohabitation in a changing society: Experience of Norwegian men and women born in 1945 and 1960. *European Journal of Population*, 9. évf. 143–173. old.
- BLOSSFELD, H-P. – ROHWER, G. (1995): *Techniques of event history modeling. New approaches to causal analysis*. Lawrence Erlbaum Associates, Publishers Mahwah, New Jersey.
- BLOSSFELD, H-P. – KLIJZING, E. (2001): *Globalization and the transition from youth to adulthood. A conceptual framework for comparative analysis*. Faculty of Sociology, University of Bielefeld. Bielefeld.
- BRIEN, M. J. – LILLARD, L. A. – WAITE, L. J. (1999): Interrelated family-building behaviors: cohabitation, marriage and non-marital conception. *Demography*, 36. évf. 535–551. old.
- BUKODI E. (2001): A házasság időzítése az egyéni életútban. *Statistikai Szemle*, 79. évf. 4–5. sz. 312–334. old.
- BUMPASS, L. – SWEET, J. (1989): National estimates of cohabitation. *Demography*, 26. évf. 615–625. old.
- CARLSON, E. – KLINGER, A. (1987): Partners in life: Unmarried couples in Hungary. *European Journal of Population*, 3. évf. 85–99. old.
- CHERLIN, A. – KIERNAN, K. E. – CHASE-LANSDALE, P. L. (1995): Parental divorce in childhood and demographic outcomes in young adulthood. *Demography*, 32. évf. 299–318. old.
- CLARKBERG, M. – STOLZENBERG, R. M. – WAITE, L. J. (1995): Attitudes, values, and entrance into cohabitational versus marital unions. *Social Forces*, 74. évf. 609–634. old.
- COALE, A. (1971): Age patterns of marriage. *Population Studies*, 25. évf. 193–214. old.
- CERNÁK J. – PONGRÁCZ T. – S. MOLNÁR E. (1992): Élettársi kapcsolatok Magyarországon. *Népeségtudományi Kutató Intézet Kutatási Jelentései*, 46. sz. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- DAVIS, K. (1984): Wives and work: consequences of the sex-role revolution. *Population and Development Review*, 10. évf. 397–417. old.
- DIMAGGIO, P. – MOHR, J. (1985): Cultural capital, educational attainment, and marital selection. *American Journal of Sociology*, 90. évf. 1231–1258. old.
- EPSTEIN, E. – GUTTMAN, R. (1984): Mate selection in men: evidence, theory, and outcome. *Social Biology*, 31. évf. 243–278. old.
- ERMISCH, J. – FRANCESCO, M. (2000): Cohabitation in Great Britain: not for long, but here to stay. *Journal of Royal Statistical Society*, 163. évf. 153–171. old.

- HACHNEN, D. S. (1988): The Competing Risks Model. A method for analyzing process with multiple types of events. *Sociological Methods and Research*, 17. évf. 21–54. old.
- HOEM, J. M. (1986): The impact of education on modern family-union initiation. *European Journal of Population*, 2. évf. 113–133. old.
- KERCKHOFF, A. C. (1964): Patterns of homogamy and the field of eligibles. *Social Forces*, 42. évf. 289–297. old.
- KIERNAN, K. E. (1996): Partnership behaviour in Europe: recent trends and issues. In: COLEMAN, D. (szerk.): *Europe's Population in the 1990s*. Oxford University Press, Oxford, 62–91. old.
- KIERNAN, K. E. – LELIÈVRE, E. (1995): Great Britain. In: BLOSSFELD, H-P. (szerk.): *The new role of women. Family formation in modern societies*. Boulder: Westview Press. 126–149. old.
- KLIJZING, E. (1992): 'Weeding' in the Netherlands: First-union disruption among men and women born between 1928 and 1965. *European Sociological Review*, 8. évf. 53–70. old.
- KLINGER A. (1996): Magyarország népességfejlődése. *Statisztikai Szemle*, 74. évf. 8–9. sz. 629–661. old.
- LERIDON, H. (1990): Extra-marital cohabitation and fertility. *Population Studies*, 44. évf. 469–487. old.
- LERIDON, H. – TOULEMON, L. (1995): France. In: BLOSSFELD, H-P. (szerk.): *The new role of women. Family formation in modern societies*. Boulder: Westview Press. 77–101. old.
- LESTHAEGHE, R. – SURKYN, J. (1988): Cultural dynamics and economic theories of fertility change. *Population and Development Review*, 14. évf. 1–46. old.
- LESTHAEGHE, R. – MOORS, G. (1995): *Ideational trends and the stages of family formation*. Előadás az Európai Népesedési Konferencián, Milánó, szeptember 4–8. sz.
- LIEFBROER, A. C. (1991): The choice between a married or unmarried first union by young adults: A competing risks analysis. *European Journal of Population*, 7. évf. 273–298. old.
- MANTING, D. (1994): *Dynamics in marriage and cohabitation. An inter-temporal, life course analysis of first union formation and dissolution*. Thesis Publishers, Amsterdam.
- MCLANAHAN, S. – BUMPASS, L. (1988): Intergenerational consequences of family disruption. *American Journal of Sociology*, 94. évf. 130–152. old.
- MICHAEL, R. T. – TUMA, N. B. (1985): Entry into marriage and parenthood by young men and women: The influence of family background. *Demography*, 22. évf. 515–545. old.
- OPPENHEIMER, V. K. – BLOSSFELD, H. P. – WACKEROW, A. (1995): New developments in family formation and women's improvement in educational attainment in the United States. In: BLOSSFELD, H. P. (szerk.): *Family formation in modern societies and the new role of women*. Boulder: Westview Press. 150–173. old.
- RINDFUSS, R. R. – VAN DEN HEUVEL, A. (1990): Cohabitation: A precursor to marriage or an alternative to being single? *Population and Development Review*, 16. évf. 703–726. old.
- RÓBERT P. – BUKODI E. (2002): *The effects of the globalization on the transition to adulthood in Hungary*. GLOBALIFE Working Paper, 27. University of Bielefeld.
- SANCHEZ, L. – MANNING, W. D. – SMOCK, P. J. (1998): Sex-specialized or collaborative mate selection? Union transitions among cohabitators. *Social Science Research*, 27. évf. 280–307. old.
- SANTOW, G. – BRACHER, M. (1994): Change and continuity in the formation of first marital unions in Australia. *Population Studies*, 48. évf. 475–496. old.
- SMOCK, P. J. – MANNING, W. D. (1997): Cohabiting partners' economic circumstances and marriage. *Demography*, 34. évf. 331–341. old.
- SOMMER, T. – KLIJZING, E. – MILLS, M. (2000): *Partnership formation in globalizing world: the impact of uncertainty in East and West Germany*. GLOBALIFE Working Paper, University of Bielefeld. Bielefeld.
- SOUTH, S. J. (2001): The variable effects of family background on the timing of first marriage: United States, 1969–1993. *Social Science Research*, 30. évf. 220–242. old.
- SZUKICSNÉ, SERFŐZŐ K. (2000): A termékenység változásának néhány jellemzője a legutóbbi nyolc évtizedben. *Demográfia*, 4. sz. 445–476. old.
- THORNTON, A. (1991): Influence of the marital history of parents on the marital and cohabitational experiences of children. *American Journal of Sociology*, 96. évf. 868–894. old.
- THORNTON, A. – AXINN, W. G. – TEACHMAN, J. D. (1995): The influence of school enrollment and accumulation on cohabitation and marriage in early adulthood. *American Sociological Review*, 60. évf. 762–774. old.
- TOULEMON, L. (1997): Cohabitation is here to stay. *Population*, 9. évf. 11–46. old.
- TÓTH O. (1997): Családformák és együttélési minták a mai magyar társadalomban. In: LÉVAI K. – TÓTH I. GY.: *Szerepelvárások*. Társasági Minisztérium, Budapest, 86–103. old.
- UTASI, Á. (1996): Házasság és válás középszintű identitással – praxis és attitűdök. *Szociológiai Szemle*, 2. sz. 57–70. old.
- WU, Z. – POLLARD, M. S. (2000): Economic circumstances and the stability of nonmarital cohabitation. *Journal of Family Issues*, 21. évf. 303–328. old.
- YAMAGUCHI, K. (1991): *Event history analysis*. Newbury Park: Sage.

SUMMARY

Increasing uncertainty on entry into the labour force, flexible forms of employment as well as their financial consequences such as unfavourable or doubtful material prospects have all strong influence on family formation. Compared to previous cohorts, more men and women remain single even at older ages. And if they do form a first partnership, the probability of that being a non-marital cohabitation is much larger. The findings of the research led to several insights in the effect of temporal and economic insecurity on family formation. Con

sistently with her hypotheses, the author found that partnership initiation requires from both potential partners some kind of economic independence. However, school enrolment affects less the hazard of entering into cohabitation than that of getting married, indicating that educational participation – accompanied by greater financial uncertainties – is more compatible with consensual unions. A strong event-specific effect was found for the type of employment contract. Individuals in fixed-term jobs are more likely to choose cohabitation rather than marriage because they need time to reduce their career uncertainties. The results of the research also provide interesting insights in the influence of economic resources. Youngsters with less education and earnings tend to substitute cohabitation for marriage, particularly at later ages. In order to get married it is important to minimise these different kinds of uncertainties supported by the additional result indicating that the establishment of a steady employment career and the accumulation of educational capital accelerate the conversion of pre-marital to marital cohabitation.

ÁRVIZEK ÉSZAK-MAGYARORSZÁGON*

DR. KAPROS TIBORNÉ

Az Északkelet-Magyarországot egyre gyakrabban elárasztó, ismétlődő árvizek arra utalnak, hogy nem egyszeri rendkívüli helyzetről, hanem tendencia jellegű vízszintemelkedésről van szó. A dolgozat az 1999. és 2000. évi észak-magyarországi árvizek történetét mutatja be. Ismerteti a meteorológiai előzményeket, a keletkezett károkat, a védekezéshez felhasznált erőforrásokat.

A tapasztalatok azt mutatják, hogy a belvizek az árvízhez hasonló nagyságrendű veszélyt és kárt okoznak, a védekezés költségei is egyre tetemesebbek. A tiszai árvízvédelem alapos újragondolása elkerülhetetlen.

TÁRGYSZÓ: Környezetstatisztika. Észak-magyarországi régió.

Az utóbbi években egyre nagyobb árvizek árasztották el Északkelet-Magyarországot. 1998 novembere óta négy olyan méretű árhullám vonult le a Tiszán, amely a védvonalakat meghaladta, jóllehet azokat a száz évben egyszer várható rendkívüli árhullám számított magasságához tervezték. A rendkívüli méretű áradások ráirányították a figyelmet a Tisza-szabályozás kérdéseire, fellángoltak a viták a különböző nézeteket valló szakértők között.

A TISZAI ÁRVIZEK TÖRTÉNETE

A XIX. század első felében Magyarország mai területének negyedét rendszeresen elöntötték a szabályozatlan folyók. A vízjárta területnek több mint fele, mintegy 2 millió hektár a Tisza és mellékfolyóinak árterületére esett. A mocsaras, ingoványos alföldi rész halászsoknak, pákászsoknak, rideg állattenyésztést folytató pásztoroknak biztosított megélhetést. A Tisza vidéke valóságos vadvízország volt évszázadokon keresztül. A vízjárta területek népességeltartó képessége nyilvánvalóan gyengébb volt, mint a gabonatermő területeké, s az egyre kiszámíthatatlanabb viszonyok is veszélyt jelentettek az itt élőknek. A Tiszának és mellékfolyóinak hegyvidéki vízgyűjtő területéről ugyanis hatalmas erdőterületeket irtottak ki, ennek hatására a letarolt hegyoldalak már nem tartották vissza a nagy esőzések és hóolvadások vizét, ezáltal egyre nagyobb árhullámok érkeztek az Alföldre.

* Az Észak-Magyarországra vonatkozó adatok az Észak-magyarországi Vízügyi Igazgatóság működési területére értenődök. Az adatokat az Észak-magyarországi Vízügyi Igazgatóság és a Megyei Katasztrófavédelmi Igazgatóság bocsátotta rendelkezésre.

Korábban árvízbiztosnak vélt községek és városok váltak veszélyeztetetté. A vármegyék már a XVIII. században szövetkezni kezdtek az árvizek pusztításainak mérséklésére – egy-egy szakasz feltérképezésére, töltések építésére – átfogó tervek azonban ekkor még nem születtek. Végül a XIX. század közepén *Széchenyi István* egységesítette az elképzeléseket és eredményes lépéseket tett a pénzügyi források megteremtése érdekében is. *Vásárhelyi Pál* tervei alapján, 1846 augusztusában kezdték meg a Tisza szabályozását. A vízügyi szakemberek ma is sikeresnek tartják a szabályozás első szakaszát, amelynek eredményeként a Tisza hossza csaknem negytedével, 452 kilométerrel rövidebb lett, ártere pedig a korábbinak alig huszadára csökkent. A területnyerés következtében megnyílt a lehetőség a nagyobb hasznot hozó gabona termesztésére, egyúttal elhárultak az akadályok a közlekedés fejlesztése előtt is. Megépülhetett a vasút, az Alföld bekapcsolódhatott az ország gazdasági vérkeringésébe.

A Tisza szabályozása és az árvízvédelmi töltések megépítése az Alföldet átalakító nagy beavatkozásnak csak az első lépcsőjét jelentette. A töltések ugyan megakadályozták az árvizeket, de gátolták a mentesített területek időszakos vizeinek lefolyását is. Így az Alföld mélyebb részein belvizek keletkeztek, amelyeknek elvezetése képezte a nagy természetátalakító munka második szakaszát. A belvízvédelmi munkákat az 1880-as években kezdték el, az első szivattyútelep 1878-ban épült fel. A belvízcsatornák vizét a védőtöltéseken keresztülvezetett zsilipek viszik a folyóba, árvíz esetén a belvizeket szivattyúval emelik át a védvonalakon.

A Tisza-szabályozás árnyoldala ökológiai jellegű: a mocsári erdők kiszáradtak, nagy területek elszikesedtek. A mocsári erdők, tavak és nádasok gazdag növény- és állatvilága megtizedelődött. Megnőtt a belvízveszély, a fölös víz elvezetése sok költséget emészt fel. Sok helyen épültek házak a védelem nélküli nyílt ártérre, vagy a hullámtérben, ezzel is növelve a potenciális árvízkárosultak számát. Maga a gátrendszer – igaz folyamatosan magasítani kellett – olyan biztonság bizonyult, hogy a Tisza fő védelmi vonalán az elmúlt száz évben csak egyszer fordult elő gátszakadás, 1947 telén, Tivadarnál.

ÁRVIZEK A KILENCVENES ÉVEKBEN

A kilencvenes években az országot sokáig elkerülték az időjárás okozta katasztrófák, mindössze 1995-ben vonult le említésre méltó árhullám a Körösökön. Az első jelentősebb áradással 1998 novemberében kellett szembenézni a Tiszán és mellékfolyóin. Ezt követően szinte menetrendszerűen érkeztek a rendkívüli árhullámok a Tiszán és mellékfolyóin: 1998 november, 1999. március-április, 2000. április-május, 2001. március havában. A rendkívüli méretű árhullámok sorozata több tényezővel magyarázható.

– A legfontosabb tényező az éghajlat lassú változása, amely az utóbbi években a vízgyűjtő területeken hirtelen lezúdult nagy mennyiségű csapadékot okozta.

– Az időjárás megváltozásához társultak a civilizációs hatások. Megváltozott a területhasználat, a hullámtereken a rét- és legelőgazdálkodásról sok helyen áttértek a nagyobb hasznot hozó szántógazdálkodásra. A korábban nyílt ártereket sok helyen töltések építésével kezdték védeni, ennek következtében csökkentek a tározóterek, nőtt az árvizek intenzitása. A hosszú, árvízmentes évtizedek után a civilizáció egyre nagyobb területeket vont el a Tisza árteréből, elfelejtkezve a várható következményekről. A Tisza mintegy százezer hektáros hullámtérének fele szántó, amely árvízmentes években jól jövedelmez.

– Meg kell említeni a hullámtér vízszállító képességének romlását is, amely az eliszaposodásból, a növényzet betelepedéséből ered.

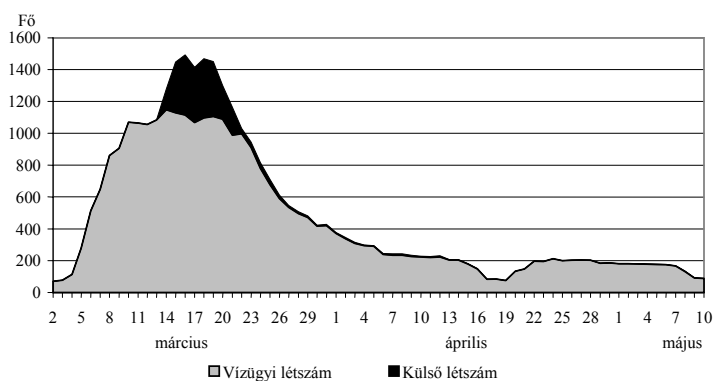
Az 1999. évi árvíz

Két évtizedes szárazság után 1998 tavaszán kezdődött az a csapadékos időszak, amely a térségben teljesen szokatlan időjárási viszonyokat teremtett. Aprilistól kezdve egyre csapadékosabbá vált a Kárpát-medence időjárása, szinte minden hónapban a sokéves átlagot meghaladó csapadék hullott. November elején hatalmas esőzés volt Kárpátalján, amely a Felső-Tisza addigi legnagyobb árhullámát indította el. (Az árhullám rendkívülségét mutatja, hogy a Tisza Tivadar térségében 93 centiméterrel haladta meg az 1970-ben mért korábbi legmagasabb szintet.) A novemberi nagy árvíz levonulása után a beköszönő tél kiadós havazással kezdődött, s a csapadékos időjárás 1999 februárjában is folytatódott a felső-magyarországi folyók vízgyűjtő területén. A Kárpát-medence észak-keleti síkvidékein ritkán tapasztalható 50-100 centiméter vastagságú hótakaró alakult ki, a Kárpátok 1000-1500 méter magas vidékein pedig a hóréteg vastagsága elérte a 200-250 centimétert.

A vízügyi és polgári védelmi szervek már januárban-februárban a Tiszán és a Bodrogon várható árvízre készültek. A februári havazást követően elvégezték a töltéskoronák és a védvonalakat megközelítő utak hótalanítását. Az előrejelzések alapján egyértelművé vált, hogy a Tisza jobb partján és a Bodrog menti védvonalakon tartós, az eddig mért legnagyobb vízszint feletti vízmagasságra kell készülni. Számolni kellett azzal is, hogy a Ronyvazugi – szükségtározásra kijelölt – terület töltésének koronaszintje annak idején a szükséges +1 méter biztonság nélkül épült ki. Az előrejelzések arra engedtek következtetni, hogy a töltések egyes szakaszain a tetőző vízszint meghaladja a koronaszinteket, így a terület kiürítése szükségessé válhat. A vízszint csökkentése érdekében a tározótér töltésének megnyitása is felmerülhetett.

Március 2. és május 10. között folyamatos volt az árvízi védekezés, különböző készülségi fokozatok mellett. Az egy időben készülségben levő védelmi szakaszok hossza megközelítette a 600 kilométert.

1. ábra. Az árvízi védekezésben foglalkoztatott létszám, 1999

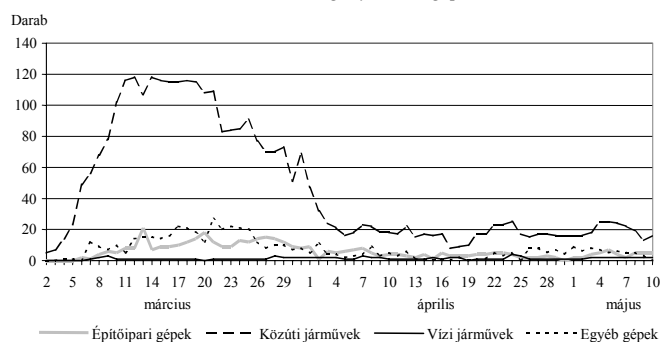


Megjegyzés. Az Észak-magyarországi Vízügyi Igazgatóság adatai a polgári védelem és a lakosság nélkül.

Az ár elleni védekezés tetemes emberi és anyagi erőforrást igényelt. (Lásd az 1. és a 2. ábrát.) A védekezés során 3900 köbméter homokot, 129 ezer darab homokzsákot, 6900

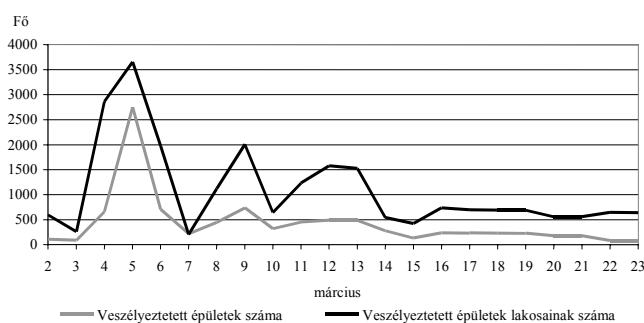
tonna terméskövet, 3700 négyzetméter fóliát, 10 ezer darab rőzsekévé, 6400 tonna kavicsot és meddőt, 106 köbméter pallódeszkat, 13 ezer darab fáklyát használtak fel. A legnehezebb időszakban napi 1000-1100 vízügyi dolgozó, 150-400 fő külső, főleg honvédségi állomány vett részt a védekezésben. A kritikus napokon 100-120 közúti jármű szállította a homokzsakokat, fóliát, a védekezéshez szükséges technikát és személyi állományt.

2. ábra. Az árvízvédelemben igénybe vett gépek száma, 1999

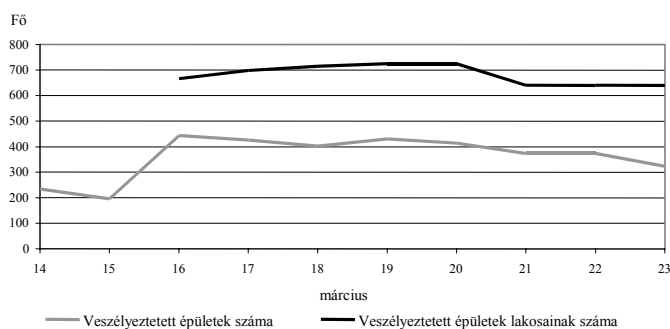


Megjegyzés. Az Észak-magyarországi Vízügyi Igazgatóság adatai.

3. ábra. A belvíz által veszélyeztetett épületek és lakók száma, 1999



4. ábra. Az árvíz által veszélyeztetett épületek és lakók száma, 1999



Megjegyzés. A polgári védelem adatai.

Az árral való küzdelem mellett állandósult a harc a belvízzel. A belvízzel elöntött területek nagysága már az árvizet megelőzően, február végén elérte a 25 ezer hektárt. Az olvadás miatt keletkező vízfolyások pincéket öntöttek el, utak váltak járhatatlanná. A veszélyeztetett házakat homokzsákgátakkal védték, a vízfolyások elterelésével, az árkok tisztításával, szivattyúzással lefolyatták az utakat elöntő belvizeket. A patakok egyre-másra léptek ki medrükből, házak kerültek veszélybe. Általános problémát okoztak az elhanyagolt vízelvezető árkok, amelyeket most kellett kitisztítani, hogy utat engedjenek a belvíz lefolyásának. A belvíz méreteire jellemző, hogy március közepén 49 ezer hektár mezőgazdasági területet borított belvíz. Legnagyobb kár a legtöbbit szenvedő Bodrogközben keletkezett: itt több, mint 26 ezer hektár került víz alá (további 5500 hektár a Taktaközben és 4900 hektár Dél-Borsodban, 1300 hektár a hevesi részen). A belvíz és az árvíz egész márciusban fenyegette a lakosság javait. A legkritikusabb napon, március 5-én a belvíz 2700-nál több épületet és csaknem 3700 lakost sodort közvetlen veszélybe. (Lásd a 3. ábrát.) Március 14. és 23. között az árvíz által veszélyeztetett épületek száma napi 200-400 között, a lakóké 600-700 között alakult. (Lásd a 4. ábrát.)

A rendkívüli helyzetben különleges veszélyhelyzetek is előálltak:

- Hollóházán megcsúszott a föld, 20 házat fenyegetett összeomlással;
- meghibásodott a Bódva zsilipje, elöntés fenyegette az edelényi kastély kertjét;
- az emelkedő vízszint több helyen veszélyeztette az ivóvíz-nyomócső épségét;
- Bodrogkisfaludon horgászás közben eltűnt két ember, később csak a holttestüket sikerült kiemelni;
- Telkibányán egy régi, bezárt bánya aknája beszakadt és egy körülbelül 5 méter átmérőjű, meghatározhatatlan mélységű (100 méterre becsült) lyuk keletkezett.

A járványveszély leküzdésére megtörténtek az ilyenkor szükséges intézkedések: tífusz és más fertőző betegségek ellen közel hétszáz személyt oltottak be, állategészségügyi felügyelet alá kerültek az állattartó telepek, a döggutak, a vágóhidak, a húsfeldolgozók és a takarmánytárolók. Lépfene elleni védőoltást kaptak a szarvasmarhák, juhok és kecskék. Megkezdődtek a fertőtlenítő munkák, az árvíz levonulása után pedig elindult a károk felmérése és a helyreállítás.

A 2000. évi árvíz

Az 1999. évi tavaszi árvíz után az egész évet végigkísérte a csapadékos időjárás. 2000-ben szokatlanul csapadékos tél következett: a Tisza Szegedig terjedő vízgyűjtőjén hóban tárolt vízkészlet január végére megközelítette az 1998-1999-es tél végére felhalmozódott – évszázados rekordot döntő árvizet okozó – hó mennyiségét. A száraz tavaszt ígérő előrejelzések ellenére változatos és csapadékos tavasz következett, amely már áprilisban előrevetítette egy soha nem látott méretű árvíz kialakulását.

Az előző két év tapasztalatai alapján készülhetett fel az árvízvédelem a 2000. év tavaszán menetrendszerűen érkező árhullámokra. Számítani lehetett arra, hogy – az előző évvel egyezően – a Ronyvazugi tározó töltéseinek a tetőző vízszint meg fogja haladni a koronaszinteket és intézkedni kell a terület kiürítésére, a tározóterek töltésének megnyitására is. Ugyanilyen felkészülést igényelt a Borsóhalmi tározó. Az előrejelzések szerint a Bodrogon és a Tiszán egyidejűleg levonuló árhullámok miatt minden eddiginél magasabb vízállást vártak, amely a folyómenti településeket, köztük Szolnokot

is veszélyeztette. Ezért felvetődött az inérhái terület szükségtározásra való igénybevételek lehetősége is.

Az első jelentősebb árhullám a Bodrogon érkezett, ezt követően a Sajó, a Hernád, a Tisza és a Takta kezdett áradni. A Bodrog és a Tisza megemelkedett vízszintje rendkívüli helyzetet teremtett. Ugyancsak rendkívüli állapotok alakultak ki a Sajó és a Takta alsó szakaszán. A Bodrog Felsőbereckinél 12 centiméterre, Sárospataknál 1 centiméterre közelítette meg az eddigi legmagasabb vízszintet. A Tisza és a Sajó vízszintje rekordokat döntött: az előbbi Tokajnál 34 centiméterrel, az utóbbi Kesznyétennél 30 centiméterrel haladta meg a korábbi legmagasabb vízszintet. (Lásd a táblát.) Az egy időben készülségben levő szakaszok hossza megközelítette a 600 kilométert.

*A legmagasabb vízszintek alakulása
(centiméter)*

Település	A korábbi legmagasabb vízszint	1998	1999	2000
Tisza				
Dombrád	890	815	758	833
Tiszabercel	878	839	831	882
Tokaj	888	872	894	928
Tiszalök	785	748	795	831
Tiszapalkonya	733	725	774	804
Tiszakeszi	713	711	770	811
Tiszadorogma	797	779	840	883
Bodrog				
Felsőberecki	747	712	795	783
Sárospatak	686	682	738	737
Sajó				
Sajópüspöki	400	194	297	303
Sajószentpéter	390	242	321	330
Felsőszolca	512	225	390	382
Kesznyéten	586	575	626	656
Bódva				
Hídvégardó	281	176	281	155
Szendrő	286	147	257	186
Hernád				
Hidasnémeti	410	159	335	300
Gesztely	423	207	370	326
Takta				
Kesznyéten	533	392	582	478
Taktaföldvár	331	265	335	266

Megjegyzés. Az Észak-magyarországi Vízügyi Igazgatóság adatai.

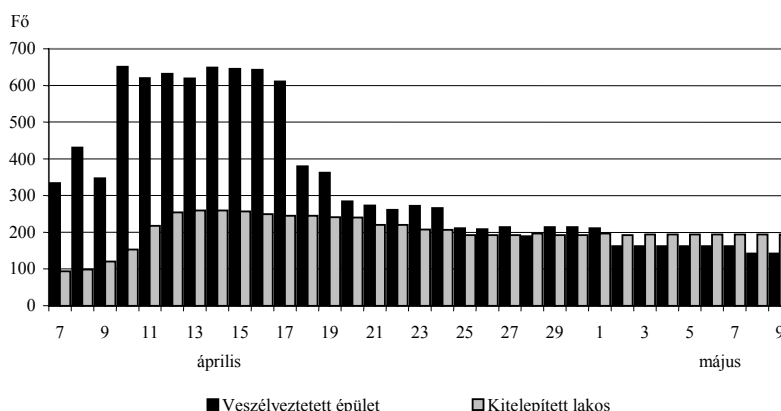
A korábbi legmagasabb vízszintnél nagyobb vízmagasságokat csak megfeszített védekezéssel lehetett kordában tartani. Elkerülhetetlenné vált a Ronyvazugi szükségtározó töltésének megnyitása, feltöltése. A Borsóhalmi öblözetet is fel kellett használni szükségt-

tározóként, mert a Tarna áradása a járszági települések biztonságát fenyegette. Az előbbibe 14,6, az utóbbiba 3,4 millió köbméter vizet tároztak be. A Bodrog jobb partján fekvő településeken (Sárospatak, Sáradsadány, Bodrogolaszi, Olaszliszka, Vámosújfalú, Bodrogszegi, Bodrogkisfalud, Sátorajújhely) minden korábnál nagyobb előntések keletkeztek, a lakosság megkezdte ingóságait, háziállatait menteni. Kiürítésre, mentésre került sor Zalkodon, Sátorajújhely térségében a ronyvazugi töltések által védett területeken, Sárospatakon, a Bodrog jobb parti nyílt ártéri területére eső településrészekben, Tokajban és a Borsóhalmi öblözet területén.

A védekezés az 1999. évinél nagyobb erőfeszítéssel, több emberrel folyt és nagyobb anyagfelhasználással járt. A vízügyi szervek kimutatása szerint 40 ezer köbméter homokot, 56 ezer fáklyát, 18 ezer tonna zúzott követ, 49 ezer négyzetméter fóliát, 785 ezer földes zsákot, 15 ezer karót, 39 ezer tonna meddőt, 7100 tonna terméskövet, 14 ezer köbméter földet használtak fel a védekezés során. A vízügyi szervezet által irányított létszám április közepén meghaladta a 2000 főt, csúcsidőben mintegy ezer főt tett ki a külső létszám. A legnagyobb igény a szállító járművek iránt mutatkozott, április 7–21 között napi átlagban, több, mint 200, de volt olyan nap, amikor több, mint 350 jármű dolgozott a védekezési munkáknál. Egyre több polgári védelmis, rendőr, határőr és önkéntes hordta a homokzsákokat, erősítette a gátakat, mentette a lakosságot és a gátakat. A legnagyobb veszély idején – a vízügyi szervek irányítása alá tartozó létszámon kívül – 1600–1800 fő vett részt a védekezésben. Áprilisban és május elején állandóan szükség volt a szivattyúk működésére, a kritikus napokon 40–60 darab dolgozott folyamatosan.

Az önkormányzatok – különösen a Bodrog jobb partján fekvő településeken – erejüket sokszorosan meghaladó védekezésre kényszerültek. Közvetlenül 48, közvetve további 30–35 település került veszélybe, a veszélyeztetett lakosok száma 80 ezer körül alakult. Mintegy ezer épületet fenyegetett a víz, ebből majd 864 károsodott kisebb-nagyobb mértékben. Összesen 270 főt telepítettek ki. (Lásd az 5. ábrát.) Gátszakadásra – a jól szervezett, intenzív védekezés eredményeként – nem került sor.

5. ábra. A veszélyeztetett épületek és a kitelepített lakosok száma, 2000



Megjegyzés. A Katasztrófavédelmi Igazgatóság adatai.

EMBEREK A GÁTAKON

A vízügyi szervek és a polgári védelem erőin kívül az ár- és belvív sújtotta lakosság kitartó küzdelmet folytatott a vízzel. A belvív olykor még nagyobb gondot okozott, mint az árvíz, főleg a Bodroglközben és a Taktaközben. Mindenki összefogott a bajban, sokszor egész éjszaka hordták a homokzsákokat. A veszélyeztetett házakból csónakkal, traktorral hordták ki bútorokat, mentették a teheneket, hízókat, padlásra költöztették a szárnyasokat. Voltak, akik nem voltak hajlandók kiköltözni vízzel körülvett házaikból. Azon a két férfin kívül, akik a megáradt folyóban akartak horgászni és elsodorta őket a víz, más halálos áldozata nem volt az árvizeknek. Mindez a jól szervezett munkának, az emberek összefogásának és helytállásának volt köszönhető.

Az árvizek károsultjainak megsegítésére bel- és külföldről egyaránt érkeztek adományok. A köztársasági elnök a károsultak megsegítését szolgáló gyűjtésre és a segélyek szétosztásának lebonyolítására a Máltai Szeretetszolgálatot kérte fel. A lakosság személyi jövedelemadójának 1 százalékával is segíthette a károsultakat. Több segélyszervezet is kezdeményezett segítő akciókat, nemzetközi vállalkozások, külföldi államférfiak adományoztak a rászorultaknak.

AZ ÁR- ÉS BELVÍZ OKOZTA KÁROK
ÉS A HELYREÁLLÍTÁS KÖLTSÉGEI

Az árvizek hatalmas károkat okoztak az árvízvédelmi berendezésekben, a lakossági és az önkormányzati vagyonban. Országos adatok szerint a rendkívüli védekezés költségei 1998-ban a Felső-Tiszán 1,5 milliárd, 1999. március-áprilisban a teljes Tiszán 9,9 milliárd, 2000. április-májusban 13,2 milliárd forintot tettek ki. Az ár- és belvív okozta károk helyreállítása is tetemes összegeket emésztett fel: a magántulajdonú házak helyreállítására 6,2 milliárd, közintézmények részére 3,1 milliárd, mezőgazdasági károk felszámolására pedig 2,8 milliárd forintot fordítottak. Mindent összevetve 38 milliárd forintot tett ki a védekezés és a helyreállítás költsége. A tényleges károkat százmilliárdos nagyságrendűnek becsülik a szakértők.

Észak-Magyarországon az árvízvédelmi berendezésekben keletkezett kár mellett az 1999. évi rendkívüli időjárás következtében összesen 23 óvoda, 38 iskola, 22 egészségügyi és szociális intézmény, igazgatási épület, 20 szolgálati lakás és 44 egyéb épület rongálódott meg. Az árvíz és belvív pusztításai következtében 2500 lakás helyreállításáról kellett gondoskodni. A helyi közúthálózatban keletkezett károk nagyságát mutatja, hogy 276 kilométer hosszúságban kellett utakat, árkokat helyreállítani, 769 ezer négyzetmétert tett ki a megrongálódott út-, illetve hídfelület.

A 2000. évi ár- és belvív Észak-Magyarországon az épületvagyonban az előző évinél kisebb károkat okozott (40 önkormányzati tulajdonú és 816 lakossági tulajdonú épület károsodott), a védekezés költségei azonban az előző évi többszörösére rúgtak. A károk többnyire azokon a településeken történtek, amelyeket az előző évi árvíz is sújtott.

*

Áttekintve az elmúlt évek nagy árvizeit, néhány tanulság levonható. Az ismétlődő árvizek immár azt látszanak igazolni, hogy egy-egy tiszai árvíz már nem száz évben egyszer

előforduló jelenség, a vízszintemelkedés tendenciaként érvényesül. Feltehető, hogy háttérben tartós időjárás-változás áll. Mindez szükségessé teszi, hogy az árvízvédelmi munka olyan felfogásban szerveződjék, amely ezt a folyamatot helyesen értékeli. A legutóbbi árvizek ráirányítják a figyelmet a belvíz sokszor lebecsült, nem valódi súlya szerint kezelt problémájára is. Az elemzések ugyanis azt mutatják, hogy a belvíz okozta károk – bár kevésbé látványosak, mint az árvízé – hatalmasak. A védekezés költségei is egyre tetemesebbek: a 2000. évben a Tisza egész vonalán meghaladták a 13 milliárd forintot.

Az utóbbi évek egymást követő tiszai árvizei nyomán a szakemberek körében egyre másra fellángolnak a viták az árvízvédelem kérdéseiről. Az egyik felfogás szerint erősíteni kell a gátakat, s javítani az árvizek lefolyási viszonyait. Vannak azonban, akik az ártéri, természet közeli gazdálkodás felélesztését is megfontolásra ajánlják. Bár az ártéri gazdálkodás sokaknak adna megélhetést, vagy lehetőséget jövedelmük kiegészítésére, s a természetszerű gazdálkodást támogatná az Európai Unió is, az eredeti, vagy ahhoz közeli természeti viszonyok visszaállítását a szakértők többnyire nem tartják reálisnak. Tény azonban, hogy a szakemberek is új, a víznek szabadabb utat engedő folyamszabályozási megoldásokat kívánnak alkalmazni. A Tisza és a többi folyó gátjainak állandó magasítása ugyanis nem járható út.

A vízügyi szervek az 1998–2000. évi rekordok ellenére továbbra is az úgynevezett mértékadó árvízhez igazodva kívánják óvni a védvonalakat. Az árvizek szintjének csökkentésére szolgálhat a hullámtér vízszállító kapacitásának növelése, illetve vésztározásra alkalmas területek kialakítása. Emellett a gátak megerősítése, a hiányzók megépítése, valamint a természetszerű gazdálkodás ötvözése lehet a megoldás. Mára teret nyert az ökológiai szempontokat elfogadó közgondolkodás, a természetvédelmi és vízügyi szakmai szempontok összeilleszthetők.

SUMMARY

The repeating floods overflowing North Hungary imply that rising of the water surface is not a special case but a tendency-like phenomena. The paper introduces the history of the floods of the year 1999 and 2000 in Northern Hungary. It presents the meteorological preliminaries the damages arose and the resources used for the defence. Experiences show that the inland waters cause similar extent dangers and damages while the expenditure of the defence is rising. The re-thinking of the concept of the flood-prevention of the river Tisza is inevitable.

A BINÁRIS LOGIT MODELLEK HASZNÁLATÁNAK ÉS TESZTELÉSÉNEK ESZKÖZEI

FÜLÖP PÉTER

A bináris logit modellek az alkalmazott közgazdasági problémák esetében is igen hasznos eszköznek bizonyulnak. Használatuk azonban alapos körütekintést igényel. A cikkben áttekintjük a modellek tesztelésének néhány, a szakirodalomban megtalálható hasznos eszközét.

TÁRGYSZÓ: Bináris logit modell. Regresszió. Modellépítés.

Mint ismeretes, a mikroökonómia legegyszerűbb döntési (optimalizációs) modelljeiben általában feltételezzük, hogy a döntéshozó folytonosan helyettesíthető javak közül választ. Ezt a feltételezést feloldva, akkor beszélünk diszkrét döntési modellekről, ha a modellben szereplő javak nem oszthatók fel tetszőlegesen kis részekre. Ilyen esettel találkozhatunk például akkor, ha a háztartások által vásárolt autók számát próbáljuk magyarázni: egy háztartás – ha vásárol – vehet egy, két stb. autót, de például eléggé elképzelhetetlen 1,4 autó vásárlása. A gyakorlati alkalmazások során kitüntetett szerepet játszik a logisztikus eloszláson alapuló ún. MNL- (multinomial logit) modell. Sokszor találkozhatunk a diszkrét döntési modellek azon speciális esetével is, amikor a magyarázni kívánt változó csak két értéket vehet fel: például vásárolt-e a háztartás egy adott időszak alatt telefont. Ilyen esetekben szokás az ún. bináris modelleket használni. A bináris modelleken belül szintén kitüntetett szerepet kap a logisztikus eloszláshoz kapcsolható modell, az ún. bináris logit modell. Becslésére már szinte minden statisztikai programcsomag képes. Ahogy azonban az az alkalmazott kutatások során gyakran előfordul, a modellépítést nem mindig követi a modellek megfelelő tesztelése. Mivel az alkalmazásokhoz szükséges ismeretek összefoglalva nem találhatók meg, jelen cikk a bináris logit modellt az alkalmazott kutatásokban használóknak kíván segítséget nyújtani, a használatához szükséges legfontosabb ismeretek összegyűjtésével és a vonatkozó szakirodalom ismertetésével.

A következőkben először röviden áttekintjük a bináris logit modellek származtatását és becslésük módszerét, a mintavétel egyes kérdéseit, majd megkíséreljük összefoglalni a szakirodalomban fellelhető legfontosabb és az alkalmazott kutatások során leghasznosabbnak vélt teszteket. Végül kitérünk az individuális szintű adatokhoz kapcsolódó előrejelzési módszerre és a reziduumok vizsgálatának egy grafikus módszerére is.

1. A BINÁRIS LOGIT MODELLEK SZÁRMAZTATÁSA, BECSLÉSÜK ÉS A MINTAVÉTEL EGYES KÉRDÉSEI

A bináris logit modelleknek számos származtatási módja létezik. Mi most az ún. látens változón alapuló megközelítést tekintjük át. Ez az alkalmazott közgazdasági és marketing célú elemzések esetében azért hasznos, mert közvetlenül kapcsolható a sztochasztikus hasznossági függvényeket használó optimalizációs módszerekhez (erről bővebben lásd Train; 1986, Anderson et al.; 1992). Ez a megközelítés egyúttal azt is jelenti, hogy egyedi (individuális) vagy más néven döntéshozói szintű adatokat tételezünk fel, tehát nem az eredményváltozó előfordulásának relatív gyakoriságát magyarázzuk, hanem minden egyes döntéshozóról külön-külön rendelkezünk megfigyelésekkel.

A bináris modellek esetében az eredményváltozó csak két értéket vehet fel. Legyen az n -edik eredményváltozó y_n ($n=1, \dots, N$, ahol N a minta elemszáma), \mathbf{x}_n pedig jelentse az n -edik magyarázó változó k elemű oszlopvektorát, valamint legyen $\boldsymbol{\beta}$ a paraméterek k elemű vektora és u_n egy adott eloszlású hibtag. Mivel a magyarázott változó bináris:

$$y_n = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}$$

A bináris modellek látens változón keresztüli levezetésekor feltételezünk egy ún. látens eredményváltozót (jelöljük ezt y^* -gal). Ezt tekinthetjük például egy adott termék megvásárlása, illetve meg nem vásárlása közötti hasznosság különbségének. A latens változó két nagyon fontos tulajdonsággal rendelkezik: egyszerű lineáris regresszióval kifejezhető¹ az eredeti modell magyarázó változói segítségével (a hibtagok természetesen egymástól függetlenek), és attól függően, hogy értéke egy bizonyos küszöbszám (jellemzően 0, hisz modellünkben a konstans is szerepel) felett vagy alatt van, eredeti modellünk bináris magyarázandó változója az 1 vagy a 0 értéket veszi fel. Formálisan:

$$\begin{aligned} y_n^* &= \mathbf{x}_n' \boldsymbol{\beta} + u_n \\ E(u_n | \mathbf{x}_n) &= 0 \\ \text{Var}(u_n | \mathbf{x}_n) &= \sigma^2 \\ y_n &= \begin{cases} 1 & \text{ha } y_n^* > 0 \\ 0 & \text{ha } y_n^* \leq 0. \end{cases} \end{aligned}$$

Feltételezve, hogy u_n szimmetrikus eloszlású:

$$Pr(y_n = 1 | \mathbf{x}_n) = Pr(y_n^* > 0 | \mathbf{x}_n) = Pr(\mathbf{x}_n' \boldsymbol{\beta} + u_n > 0 | \mathbf{x}_n) = G(\mathbf{x}_n' \boldsymbol{\beta}),$$

ahol $G(\cdot)$ a véletlen tag eloszlásfüggvénye.

¹ Mivel a lineáris regresszió által megragadott összefüggést indexfüggvénynek is hívják, az általunk ismertetett megközelítésmódot indexfüggvényen alapuló modellnek is nevezik.

Mint ismeretes a μ várható értékű és σ^2 szórásnégyzetű logisztikus eloszlás eloszlásfüggvénye:

$$G(s) = \frac{1}{1 + e^{-\frac{(s-\mu)\pi}{\sigma\sqrt{3}}}}.$$

Amennyiben a várható érték nullával, a szórásnégyzet pedig $\pi^2/3$ -mal egyenlő, akkor standard logisztikus eloszlásról beszélünk és az eloszlásfüggvényt általában Λ -val jelöljük. Standard logisztikus eloszlás esetén tehát az eloszlásfüggvény:

$$\Lambda(s) = \frac{1}{1 + e^{-s}}.$$

Ha tehát bináris modellünk esetében feltételezzük, hogy $G(s) = \Lambda(s)$, akkor bináris logit modellről beszélünk. Ekkor:

$$Pr(y_n = 1 | \mathbf{x}_n) = G(\mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}) = \Lambda(\mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{1 + e^{-\mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}}.$$

A logit modell paramétereinek a becslése a maximum likelihood elv segítségével történik² (ML-becslés). A logisztikus eloszlásfüggvénynek köszönhetően, a becslés a leg egyszerűbb Newton–Raphson módszer segítségével is elvégezhető,³ így szükség esetén akár már minimális programozói ismeretek birtokában is írhatunk a logit modell becslésére szolgáló programot.⁴ A statisztikai és ökonometriai programcsomagok közül leginkább a LIMDEP használatát javasoljuk.

A becsült kovarianciamátrix

A modellépítés elengedhetetlen feltétele a paraméterek kovarianciamátrixának becslése. Mint ismeretes, maximum likelihood becslés esetén a becsült paraméterek aszimptotikus kovarianciamátrixát háromféleképp számíthatjuk ki: 1. a Hesse-féle mátrix várható értéke alapján, 2. a Hesse-féle mátrixnak a becsült paraméterek segítségével számolt értéke alapján, 3. a gradiens vektorok segítségével. Mivel a logit modell esetében a Hesse-féle mátrix nem tartalmazza az y_n -t, az aszimptotikus kovarianciamátrix első két számítási módszere megegyezik. Így a következő két képlet segítségével számíthatjuk ki az aszimptotikus kovarianciamátrixokat:⁵

1. a Hesse-féle mátrixon alapuló becslés, ahol $\hat{p}_n = \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\boldsymbol{\beta}})$:

$$\mathbf{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = - \left(\sum_{n=1}^N \hat{p}_n (1 - \hat{p}_n) \mathbf{x}_n \mathbf{x}'_n \right)^{-1};$$

² A becslés konzisztens, aszimptotikusan torzítatlan és hatásos, valamint a becsült paramétervektor aszimptotikusan normális eloszlású.

³ Lásd például *Cramer* (1991).

⁴ Ismert még számos más algoritmus is, amelyről jó áttekintést ad például *Long* (1997).

⁵ Lásd például *Lechner* (1991).

2. a gradiens vektorok külső szorzatán alapuló becslés, amit Berndt–Hall–Hall–Hausmann- (BHHH) féle vagy OPG („outer product gradient”) kovarianciamátrixnak is szokás nevezni:

$$\mathbf{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \left(\sum_{n=1}^N (y_n - \hat{p}_n)^2 \mathbf{x}_n \mathbf{x}_n' \right)^{-1},$$

ahol $\hat{p}_n = \Lambda(\mathbf{x}_n' \hat{\boldsymbol{\beta}})$.

Mivel a becült kovarianciamátrix a becült információs mátrix (\mathbf{I}) inverze, a fenti képletek segítségével az információs mátrix is meghatározható. Így a kétféleképp kiszámított információs mátrix a következő:

– a Hesse-féle mátrixon alapuló becslés:

$$\mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = - \sum_{n=1}^N \hat{p}_n (1 - \hat{p}_n) \mathbf{x}_n \mathbf{x}_n',$$

ahol $\hat{p}_n = \Lambda(\mathbf{x}_n' \hat{\boldsymbol{\beta}})$,

– a gradiens vektorok külső szorzatán alapuló becslés:

$$\mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \sum_{n=1}^N (y_n - \hat{p}_n)^2 \mathbf{x}_n \mathbf{x}_n',$$

ahol $\hat{p}_n = \Lambda(\mathbf{x}_n' \hat{\boldsymbol{\beta}})$.

Mintavétel: exogén és endogén minta

A gyakorlati alkalmazások során gyakran előfordul, hogy mintánkat valamilyen szempont szerint rétegezzük.

Az alkalmazott kutatásokban általában kétfajta egyszerűbb módon rétegzett mintával találkozhatunk: az egyik a magyarázó változón keresztül rétegzett minta (ezt szokás exogén mintának is nevezni), a másik az eredményváltozón keresztül rétegzett minta (ezt szokás endogén mintának is nevezni). Ha például a vezetékes telefon vásárlását befolyásoló tényezőket kívánjuk egy bináris logit modell segítségével meghatározni, akkor exogén mintának tekinthetjük a jövedelem szerinti rétegzést, endogén mintának pedig a telefon vásárlása szerinti rétegzést, azaz egy olyan mintát, ahol külön mintát veszünk a telefont vásárlók, illetve nem vásárlók alapsokaságából. Ez az eset általában akkor fordul elő, ha az alapsokaságban az eredményváltozó két kimenetele nagyságrendileg is különböző arányban fordul elő.

Általános eredmény, hogy a diszkrét döntési modellek esetében⁶ ha exogén mintát használunk, akkor nem kell módosítani az egyszerű véletlen mintára kidolgozott becslési módszert, míg az endogén minta esetében igen (McFadden; 1983). Ez utóbbi esetében a leggyakrabban használt módszer a Manski–Lerman (1977) által javasolt ún. súlyozott exogén mintán alapuló maximum likelihood függvény WESML (Weighted exogenous

⁶ Empirikus munkákhoz – a diszkrét döntési modellek általános esetére vonatkozólag – leghasznosabb áttekintést Ben-Akiva–Lerman (1985) ad.

sample maximum likelihood) alkalmazása.⁷ A súlyozott maximum likelihood becslés konzisztens, de aszimptotikusan nem feltétlenül hatásos. Mivel azonban nem lehet egyértelműen meghatározni, hogy az alternatív – szintén konzisztens – becslési eljárásokkal összevetve melyik becslés az aszimptotikusan hatásosabb, az empirikus munkákban – tekintettel könnyű kiszámíthatóságára – a súlyozott maximum likelihood becslést alkalmazzák (*Manski–McFadden*; 1981, *Pudney*; 1989).

Míg a fenti állítások általában érvényesek a diszkrét döntési modellekre, addig a logit modellek esetén szerencsére sokkal egyszerűbb a helyzet. Megmutatható ugyanis, hogy az egyszerű véletlen mintavételhez tartozó becslésünk – a konstans leszámítva – a paraméterek konzisztens becslését adja.⁸ Így logit modellek esetén endogén minta esetében is használhatjuk az egyszerű maximum likelihood becslést, csupán a konstansra – kettőnél több elemű döntési halmaz (MNL-modellek) esetén pedig az alternatíva-specifikus konstansokra – vonatkozó becslésünket kell módosítani.

Nézzük most meg, bináris logit modellek esetében mit is jelent a konstansnak a fentebb említett korrekciója.⁹ Az alapsokaságot bontsuk két részre aszerint, hogy az endogén változó milyen értéket vesz fel. Pontosan ilyen eset a fentebb említett példánk: a vezetékes telefon vásárlását meghatározó modell becsléséhez külön-külön veszünk mintát a telefont vásárlók, illetve nem vásárlók alapsokaságából. A magyarázott változó vegye fel az 1-es és a 0 értéket aszerint, hogy az adott háztartás vásárol, illetve nem vásárol telefont. Vegyünk tehát egyszerű véletlen mintát külön-külön az alapsokaságnak a csak 1-es értékű endogén változókat tartalmazó első és a csak 0 értéket tartalmazó második csoportjából. Tételezzük fel, hogy az első csoport esetén a keresett arány p_1 , a második csoport esetén pedig p_2 , tehát a mintába kerülés valószínűsége az első csoportból p_1 , a második csoportból pedig p_2 . Ebben az esetben a mintában

$$Pr(y_n = 1 | \mathbf{x}_n) = \frac{p_1 \frac{e^{x'_n \beta}}{1 + e^{x'_n \beta}}}{p_1 \frac{e^{x'_n \beta}}{1 + e^{x'_n \beta}} + p_2 \frac{1}{1 + e^{x'_n \beta}}} = \frac{p_1 e^{x'_n \beta}}{p_2 + p_1 e^{x'_n \beta}},$$

$$Pr(y_n = 0 | \mathbf{x}_n) = \frac{p_2 \frac{1}{1 + e^{x'_n \beta}}}{p_1 \frac{1}{1 + e^{x'_n \beta}} + p_2 \frac{1}{1 + e^{x'_n \beta}}} = \frac{p_2}{p_2 + p_1 e^{x'_n \beta}}.$$

Legyen most $p = \frac{p_2}{p_1}$. Ez esetben a fenti két összefüggést átírhatjuk a következő alakra:

$$Pr(y_n = 1 | \mathbf{x}_n) = \frac{e^{x'_n \beta}}{p + e^{x'_n \beta}}, \quad Pr(y_n = 0 | \mathbf{x}_n) = \frac{1}{1 + \frac{e^{x'_n \beta}}{p}}.$$

⁷ *Manski–Lerman* (1977) másfajta terminológiát használ, ezért szerepel a WESML-ben az exogén szó.

⁸ Lásd *Manski–Lerman* (1977) 1986–1987. old.

⁹ A korrekciót *Maddala* (1983) alapján szemléltetjük.

Legyen a továbbiakban $\gamma = -\ln p$, azaz $p = e^{-\gamma}$. Ekkor a fenti valószínűségek a következőképp írhatók fel:

$$Pr(y_n = 1 | \mathbf{x}_n) = \frac{e^{\mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}}{e^{-\gamma} + e^{\mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}} = \frac{e^{\gamma} e^{\mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}}{e^{\gamma} e^{-\gamma} + e^{\mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}} = \frac{e^{\gamma + \mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}}{1 + e^{\gamma + \mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}},$$

$$Pr(y_n = 0 | \mathbf{x}_n) = \frac{1}{1 + e^{\gamma + \mathbf{x}'_n \boldsymbol{\beta}}}.$$

Ez utóbbi két kifejezés viszont azt jelenti, hogy egy endogén minta esetében – amennyiben ismerjük a megfelelő mintavételi arányokat – egy olyan modellt becsülünk, amelynek paraméterei a konstans kivéve megegyeznek az egyszerű véletlen mintához tartozó modell paramétereivel. Így használhatjuk a szokásos maximum likelihood becslést, csupán a konstansra vonatkozó becslésünket kell korrigálnunk. Mivel a konstansra endogén minta esetén γ -val nagyobb értéket kapunk, ezért egyszerűen le kell vonnunk a konstans becslt értékéből az

$$\ln p_1 - \ln p_2$$

kifejezés értékét.¹⁰

Térjünk most röviden vissza a vezetékes telefon vásárlását befolyásoló tényezők becslésére vonatkozó példához. Ha a vonalat nem vásárlókhoz képest elenyésző a vonalat vásárlók száma, egyszerű véletlen mintavétel esetén nyilvánvalóan gazdaságtalanul nagy mintával kellene dolgoznunk. Ha azonban külön veszünk egyszerű véletlen mintát a vásárlókból és a nem vásárlókból, akkor lényegesen kisebb mintával dolgozhatunk, ráadásul – a konstans korábban említett korrekcióját leszámítva – használhatjuk a standard becslési eljárást.

2. A BINÁRIS LOGIT MODELLEK TESZTELÉSÉNEK ESZKÖZEI

A következőkben összefoglaljuk a bináris logit modellek építése során a szerző által leghasznosabbnak vélt eszközöket. Természetesen nem áll módunkban az egyes tesztek, mutatók teljes, részletekbe menő bemutatása. Ezért minden esetben megadjuk a kapcsolódó legfontosabb irodalmat. A különösen bonyolult számításokat feltételező tesztek esetében szintén eltekintünk a számítások részletes ismertetésétől.¹¹

Mivel a logit modelleket maximum likelihood elven alapuló függvény segítségével becsüljük, a tesztelés során leginkább alkalmazott eszközök az ML-becslésre vonatkozó standard specifikációs tesztek: a Lagrange-multiplikátor (LM), a likelihood arány (LR) és a Wald-típusú tesztek. Mindegyik fajta tesztet egy, a modell adott specifikációjához kapcsolható null- és ellenhipotézis (H_0 és H_1). A legegyszerűbb példa szerint

¹⁰ Megjegyezzük, hogy *Maddala* (1983. 91. old.) alapján – tévesen – növelni kellene a becslt konstans értékét.

¹¹ Az ilyen tesztek iránt érdeklődőknek a szerző javasolja az általa írt GAUSS-programot, amely tartalmazza a felsorolt tesztekhez szükséges számításokat. Amennyiben az olvasó a részleteiben is át kívánja tekinteni a bináris logit modellek építése során alkalmazott eszközöket, akkor első lépésként a következő irodalmat ajánljuk: *Ben-Akiva-Lerman* (1985), *Lechner* (1991) és *Long* (1997).

nullhipotézis lehet, hogy egy adott exogén változó paraméterértéke nullával egyenlő, az ellenhipotézis pedig az, hogy ez az érték nem egyenlő nullával. A különböző típusú tesztek mögött más-más elgondolás áll, ezért a tesztstatisztikák kiszámítása is különbözik. A Lagrange-multiplikátor elven alapuló tesztek esetében azt vizsgáljuk, vajon a log-likelihood függvény meredeksége szignifikánsan különbözik-e nullától a nullhipotézis fennállása esetén. Az LM-tesztet tehát akkor érdemes használni, ha a tesztstatisztika kiszámítása egyszerűbb a nullhipotézis fennállása esetén. Például heteroszkedaszticitás tesztelésekor képesek vagyunk olyan LM-teszt készítésére, melynek nullhipotézise a homoszkedasztikus modell, akkor a heteroszkedaszticitás teszteléséhez felhasználhatjuk a homoszkedaszticitást feltételező modelltől származó eredményeket. A likelihood arány elven alapuló tesztek esetén ki kell számítanunk a log-likelihood függvény értékét mind a nullhipotézis, mind az ellenhipotézis esetére és ezeket kell összevetnünk egymással. A Wald-típusú tesztelv pedig azt vizsgálja, hogy modellünk adott specifikációja szignifikánsan különbözik-e a nullhipotézishez tartozó specifikációtól. Ebben az esetben tesztstatisztikát csak az ellenhipotézishez kapcsolódó specifikáció mellett kell kiszámítanunk. A Wald-teszt használata tehát akkor előnyös, ha a tesztstatisztika értékét könnyebb az ellenhipotézis mellett kiszámítani. Ilyen eset a felesleges változó tesztelésének az esete: a H_1 hipotézis szerint az adott változó nem felesleges, így modellünket becsülhetjük az adott változóval is, majd ezt a becslést felhasználva tesztelhetjük a változó felesleges voltát. Az általunk ismertetettek kivül természetesen számos más, az alkalmazott kutatásokban meglehetősen ritkán használt, specifikációs teszt is rendelkezésre áll, amelyekről jó összefoglalót ad *Maddala* (1995).

A következőkben a modellépítés kiindulópontjaként, először a magyarázó változókra és azok kombinációjára vonatkozó teszteket ismertetjük. Ezt követően – a véletlen tag eloszlásához kapcsolódóan – a keresztmetszeti adatok esetén gyakran előforduló heteroszkedaszticitásnak és a véletlen tag szimmetriájának tesztelését tekintjük át. A modell általános jóságára vonatkozó tesztek és az általános jósági mutatók ismertetése után egy, az előrejelzéshez kapcsolódó tesztet, illetve az individuális szintű adatokra vonatkozó előrejelzési módszert mutatunk be. Áttekintésünket egy a reziduumok eloszlásának grafikus vizsgálatára vonatkozó módszer ismertetésével zárjuk. Ahogy az ebből a rövid összegzésből is kitűnik – a bináris logit modellekhez kapcsolható alkalmazások nagy részéhez igazodva – a tesztek áttekintésekor alapvetően a keresztmetszeti adatokat felhasználó modellépítés eszközeire koncentráltunk.

Magyarázó változókra és azok kombinációira vonatkozó tesztek

A magyarázó változókra vonatkozó tesztek legfontosabbika bináris logit modellek esetén az aszimptotikus z -teszt, amely az egyes magyarázó változók tesztelésének legfontosabb eszköze. Mi ezt a tesztet a felesleges változókra általánosan vonatkozó Wald-teszt speciális eseteként tárgyaljuk. Itt tekintjük át ugyanezen problémának az LM-tesztek „kifordított” változatát, a hiányzó változók tesztelésének lehetőségét.

a) *Felesleges változó(k) és a magyarázó változókra vonatkozó lineáris változók tesztelése* (Long; 1997). Felesleges változók esetén az ML-becslés konzisztens, de nem hatásvos. Vizsgálatát a Wald-teszt segítségével végezzük el, és a teszt H_0 hipotézise szerint az

adott magyarázó változó vagy változók feleslegesek. A Wald-tesztet – hasonlóan a lineáris modell teszteléséhez – használják a magyarázó változókra vonatkozó lineáris feltételek tesztelésére is. A teszthez kapcsolódó H_0 hipotézist a következőképp írható fel:

$$\mathbf{Q}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{r},$$

ahol $\boldsymbol{\beta}$ a tesztelendő paraméterek vektora, \mathbf{Q} és \mathbf{r} a nullhipotézishez tartozó mátrix és vektor. Ha például a $\boldsymbol{\beta}' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ paramétervektor esetén a $\beta_1 = 0$ és $\beta_2 = 0$ feltételeket akarjuk tesztelni – azaz feltételezzük, hogy ez a két magyarázó változó fölösleges – akkor a H_0 -hoz tartozó feltétel:

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}.$$

A tesztstatisztika kiszámítása a H_1 hipotézis mellett történik, ennek értéke:

$$W = [\mathbf{Q}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{r}]' [\mathbf{Q}\text{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}})\mathbf{Q}'] [\mathbf{Q}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{r}],$$

ahol a W a feltételeknek megfelelő számú (példánkban: 2) szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ.

A teszt egy paraméterre vonatkozó speciális esete megfeleltethető a modellépítés során leggyakrabban használt aszimptotikus z -tesztnek.¹² Ha ugyanis nullhipotézisünk például a $\beta_1 = \beta_1^*$, akkor az aszimptotikus z -teszt alapján a

$$z = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1^*}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_1)}}$$

aszimptotikusan standard normális eloszlású. A nullhipotézisnek megfelelő Wald-statisztika:

$$W = \frac{(\hat{\beta}_1 - \beta_1^*)^2}{\text{Var}(\hat{\beta}_1)},$$

ami pontosan a négyzete az aszimptotikus z -teszthez tartozó statisztikának. Ha z standard normális eloszlású valószínűségi változó, akkor $z^2 \sim \chi^2(1)$, így nemcsak a két tesztstatisztika kiszámítása, hanem aszimptotikus eloszlása is megfeleltethető egymásnak.

b) *Hiányzó változó(k)* esete. Az ML-becslés ekkor nem konzisztens. Tesztelését az LM-teszt segítségével végezzük. A teszt H_0 hipotézise szerint az adott magyarázó változó

¹² Egyes helyeken ezt aszimptotikus t -tesztnek nevezik (Ben-Akiva–Lerman; 1985).

zók nem szerepelnek a modellben. A tesztstatisztika kiszámítása a H_0 hipotézis mellett történik. A teszt használatát bináris logit modell esetén nagyban megkönnyíti *Lechner* (1991) 184. oldalán található formula. Tapasztalataink szerint a teszt használata ritka, a modellépítés során inkább a felesleges változók tesztelésére szoktak koncentrálni.

Heteroszkedaszticitás

Heteroszkedasztikus esetben – ellentétben a lineáris modell klasszikus esetével – a logit modell ML-becslése nem lesz konzisztens (*Yatchew–Griliches*; 1984). A heteroszkedaszticitás azért merül fel komoly problémaként, mert egyrészt keresztmetszeti adatok esetén gyakran előfordul, másrészt nem korrigálható olyan könnyedén, mint lineáris modell esetében. Mivel logit modell esetében a véletlen tag szórásnégyzete $\frac{\pi^2}{3}$, a heteroszkedaszticitás teszteléséhez feltesszük, hogy

$$\sigma_n^2 = \frac{\pi^2}{3} e^{2z_n' \tau},$$

ahol z_n a reziduumok szórását magyarázó változót jelöli, τ pedig a megfelelő paraméter(ek)e)t. A H_0 hipotézis szerint $\tau = \mathbf{0}$, azaz a modellünk homoszkedasztikus, hisz ekkor $\sigma_n^2 = \frac{\pi^2}{3}$ ($n = 1, \dots, N$). Az LM-teszt sokszor hangsúlyozott előnye, hogy a teszt statisztikát a H_0 hipotézis mellett kell kiszámítanunk, azaz a homoszkedasztikus esetben ($\tau = \mathbf{0}$). Ezért a heteroszkedaszticitást LM-teszttel érdemes vizsgálni. A megfelelő tesztstatisztika kiszámítása azonban még így is meglehetősen körülményes. Szerencsére az LM-statisztika értékét kétféleképpen is kiszámíthatjuk.

Első lehetőségként *Davidson–MacKinnon* (1984) többfajta ún. mesterséges lineáris regressziót javasol, amelyeknek a lényege az, hogy az LM-tesztstatisztikák megkaphatók különböző (az ML-függvény gradiens vektorához, illetve az információs mátrixhoz kapcsolódó) lineáris regressziók NR_{uc}^2 értékeként, ahol az R_{uc}^2 az ún. nemcentrális R^2 -ként értelmezendő,¹³ N pedig a megfigyelések száma. Az R_{uc}^2 definíciója alapján az R^2 konstans nélkül becsült modellekre vonatkoztatott változata: egy adott magyarázott változó becsült, \hat{y} , és tényleges értékeihez, y , tartozó négyzetösszegek hányadosa, azaz $R_{uc}^2 = \frac{\hat{y}'\hat{y}}{y'y}$. Így az LM-teszt végrehajtható a közönséges legkisebb négyzetek módszeré-

nek segítségével. *Davidson–MacKinnon* (1984) több ilyen „mesterséges” regressziót mutat be. Az egyik esetében például mesterséges regresszióink eredményváltozója egy N elemű egységvektor, a magyarázó változók $N \times k$ elemű mátrixa pedig a homoszkedaszticitást feltételező H_0 hipotézis mellett kiszámított modell (azaz egyszerűen a becsült modellünk) log-likelihood függvényének első deriváltjához tartozó értékek.

¹³ Az „uncentered” R^2 mutatóról bővebben lásd például *Darnell* (1997).

Ehhez a konstans nélküli regresszióhoz tartozó R_{uc}^2 értéket használjuk a tesztstatisztika kiszámításához. A számítások sajnos meglehetősen körülményesek lehetnek és nehezen végezhetőek el automatikusan, ezért inkább a második számítási módszert javasoljuk.

A heteroszkedaszticitásra vonatkozó teszt kiszámításának második módszere kihasználja, hogy a bináris logit modell analitikusan nagyon jól kezelhető és az LM-statisztika – definíciója alapján – egyszerűen a

$$\left(\frac{\partial \ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0})}{\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0}} \right)' [\mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0})]^{-1} \left(\frac{\partial \ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0})}{\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0}} \right)$$

képlet alapján számítható ki, ahol \mathbf{I} az információs mátrixot, $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0}$ pedig a paramétervektor becült értékét jelöli a H_0 hipotézis, azaz a homoszkedaszticitás feltételezése mellett. A számítás körülményes ugyan, de szerencsére *Lechner* (1991)-ben rendelkezésre állnak a szükséges formulák, lehetőséget adva a képletek beprogramozására és a tesztelés automatikussá tételére. Így a heteroszkedaszticitás egyszerűen tesztelhető.

Aszimmetrikus eloszlás tesztelése

Számos esetben felmerülhet az a kérdés, hogy adott probléma vizsgálatokor helyes-e a logisztikus eloszlás szimmetrikus voltát feltételezni (*Smith*; 1988). Szerencsére létezik olyan eloszlás, amelynek speciális esete a szimmetrikus standard logisztikus eloszlás. Az erre vonatkozó LM-teszt esetén az ún. Burr-eloszlást használjuk:

$$\Pr(y_n = 1 | \mathbf{x}_n) = \frac{1}{(1 + e^{-\mathbf{x}_n' \boldsymbol{\beta}})^\alpha}, \quad \alpha > 0.$$

Amennyiben $\alpha < 1$, az eloszlásfüggvény negatív irányba, $\alpha > 1$ esetén pedig pozitív irányba „húzott”. A szimmetrikus eloszlásra vonatkozó H_0 hipotézist ($\alpha = 1$) LM-teszttel érdemes vizsgálni, hisz H_0 teljesülése esetén modellünk megegyezik a logit modellel. Az LM-statisztika kiszámításához érdemes a *Lechner* (1991)-ben található bonyolult, de jól követhető és programozható képletet használni.

A modell általános jóságára vonatkozó tesztek

A modell általános jóságára vonatkozó tesztek szintén a modellépítés legfontosabb eszközei közé tartoznak. Az alábbiakban áttekintjük a szokásos LR-tesztet, az információs mátrixhoz kapcsolható – kevésbé elterjedt – LM-teszteket, majd bemutatjuk a becült modell reziduumaikat felhasználó – igen elterjedt – Pearson-féle χ^2 -statisztikát és a folytonos magyarázó változók esetében inkább használható Hosmer–Lemeshow-féle statisztikát.

a) Az LR-teszt (*Ben-Akiva–Lerman*; 1985) a $\beta_1 = \dots = \beta_k = 0$ fennállására vonatkozó H_0 hipotézis esetén az $LR = -2(\ln L(c) - \ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}}))$ $k-1$ szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ,

ahol az $L(c)$ és $L(\hat{\beta})$ a log-likelihood függvény értékét jelöli, amennyiben csak a konstans (azaz $\beta_0 \neq 0$), illetve az általunk becsült $\hat{\beta}$ vektor a magyarázó változó. Ez a bináris logit modell esetében azt jelenti, hogy az eredményváltozó bekövetkezésének valószínűségére minden egyes esetben ennek a változónak a mintabeli arányát becsüljük. Ha a $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$ fennállására vonatkozó H_0 hipotézist akarjuk tesztelni, akkor az $LR = -2(\ln L(0) - \ln L(\hat{\beta}))$ k szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ, ahol $L(0)$ az ML-függvény értékét jelöli a $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$ esetén.

b) Az információs mátrixra vonatkozó LM-tesztek (White; 1982, Orme; 1988) azon alapulnak, hogy a becsült modell helyességére vonatkozó H_0 hipotézis mellett az információs mátrix kétféleképpen kiszámított értékei (a Hesse-féle mátrix, illetve a gradiens vektorok segítségével kiszámított mátrixok) szignifikánsan nem különbözhetnek egymástól, hisz a maximum likelihood elven alapuló becslések esetén:

$$E[\mathbf{d}(\beta)\mathbf{d}(\beta)'] = E\left[-\frac{\partial^2 L}{\partial \beta \partial \beta'}\right],$$

ahol $\mathbf{d}(\beta)$ a log-likelihood függvény k elemű gradiens vektora. Az információs mátrixra vonatkozó tesztek azért hasznosak, mert tekinthetjük őket a helytelen specifikációkkal szembeni általános tesztként (például rossz magyarázó változók, rosszul feltételezett eloszlásfüggvény, heteroszkedaszticitás, megfigyelésenként változó paraméterek¹⁴). Noha a szakirodalom általános esetben (lásd Orme; 1988) – a heteroszkedaszticitás teszteléséhez hasonlóan – „mesterséges” regressziókat használ a próbafüggvény kiszámítására, bináris logit modell esetén érdemesebb kihasználni, hogy ez analitikusan jól kezelhető, és tesztstatistika kiszámítására a Lechner (1991)-ben található képleteket alkalmazni.

c) Pearson-féle χ^2 -statisztika (Hosmer–Lemeshow; 1989) kiszámításához először ki kell számolnunk az ún. Pearson-féle reziduumokat, r_n , ahol $r_n = \frac{y_n - \hat{p}_n}{\sqrt{\hat{p}_n(1 - \hat{p}_n)}}$. A

Pearson-féle χ^2 -statisztika szerint, a becsült modell helyességére vonatkozó H_0 hipotézis mellett, a $\sum r_n^2$ összeg $J - (k+1)$ szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ, ahol J a kovariánsok¹⁵ számát jelenti. Meg kell azonban jegyeznünk, hogy abban az esetben, ha a kovariánsokhoz csak kevés számú megfigyelés tartozik, a Pearson-féle χ^2 -statisztika alkalmazása meglehetősen félrevezető lehet, így használatuk ebben az esetben nem ajánlott (McCullagh–Nelder; 1989. 120–121. old.).

d) Hosmer–Lemeshow-féle statisztika (Hosmer–Lemeshow; 1989, Verdes; 2001) előnye a Pearson-féle χ^2 -statisztikával szemben az, hogy abban az esetben is alkalmazható, amikor a kovariánsokhoz csak egy megfigyelés tartozik. Kiszámításához a becsült való-

¹⁴ Angol elnevezése: random coefficient variation.

¹⁵ A magyarázó változók egymástól különböző kombinációjának a mintában előforduló számát jelenti. Ha tehát van folytonos magyarázó változónk, akkor ez megegyezik a minta elemszámával, az N -nel.

színúségeket sorrendbe állítjuk és belőlük g számú megközelítőleg azonos nagyságú csoportot képezünk (a gyakorlatban általában $g = 10$, egy csoportban azonban nem lehet 5-nél kevesebb megfigyelés). Az egyes csoportokban a megfigyelések számát n'_j -vel jelöljük ($j = 1, \dots, g$). Ezt követően kiszámítjuk az alábbi mutatót:

$$\hat{C} = \sum_{j=1}^g \frac{(o_j - n'_j \bar{\pi}_j)^2}{n'_j \bar{\pi}_j (1 - \bar{\pi}_j)},$$

ahol $o_j = \sum_{l=1}^{n'_j} y_l$ és $\bar{\pi}_j = \frac{\sum_{l=1}^{n'_j} \hat{p}_l}{n'_j}$. A becült modell helyességére vonatkozó H_0 hipotézis teljesülése mellett \hat{C} értéke $(g-2)$ szabadságfokú χ^2 eloszlást követ.

Általános jóságai mutatók

Ezek a mutatók a tesztek mellett a modellépítésnek szintén nagyon fontos eszközei, a modell általános jóságára utaló mutatók értékeinek értelmezése mégis sok esetben meglehetősen bizonytalan. Értékük ugyanis nagyban függ az adatok jellegétől. Ahogy *Veall–Zimmermann* (1996) megjegyzi, keresztmetszeti adatok esetén például 0,1 körüli R^2 érték mellett sem kell feltétlenül elvetni a modellünket. Ez természetesen nem jelenti azt, hogy modellépítés során alacsony mutatókra kell törekednünk vagy akár ettől függetlenül dönthetünk modellünk jóságát illetően (*Hunyadi*; 2000). Figyelembe kell azonban vennünk, hogy az alkalmazott kutatások célja az adott lehetőségek mellett leginkább jónak, illetve – borulatóbban fogalmazva – a legkevésbé rossznak tűnő modell megtalálása. Így járható útnak tűnik az, hogy egyrészt komolyan vesszük a modellépítéshez kapcsolódó specifikációs tesztek, másrészt összevetjük a modellünk által produkált jóságimutató-értékeket a szakirodalomban megtalálható hasonló modellek értékeivel. Amennyiben nagyságrendbeli eltérést tapasztalunk akár pozitív, akár negatív irányban, érdemes elgondolkodnunk és megkísérelni megmagyarázni annak okát.

Itt tekintjük át a log-likelihood függvényhez kapcsolódó pszeudó- R^2 , a McKelvey–Zavoina-féle R^2 , az Akaike's Information Criterion (AIC) és a Bayesian Information Criterion (BIC) mutatókat. Ide soroljuk tehát azokat a mutatókat is, amelyek különböző, egymásból nem származtatható (non-nested) modellek összehasonlítására szolgálnak.

a) *A log-likelihood függvényen alapuló pszeudó- R^2 mutatók* a likelihood függvény maximalizált értékét hasonlítják valamilyen bázisértékhez, például ahhoz az értékhez, amikor csak egy konstans van a modellben, ezzel próbálva megragadni azt, hogy a magyarázó változók mennyit „javítanak” a modellen. Jó összefoglalót ad a mutatókról *Hagle–Mitchell* (1992) és *Veall–Zimmermann* (1996). A leginkább használt mutató a McFadden-féle korrigált pszeudó- R^2 mutató:

$$\bar{\rho}^2 = 1 - \frac{\ln L(\hat{\beta}) - (k+1)}{\ln L(0)}.$$

b) A reziduumokon alapuló McKelvey–Zavoina-féle pszeudo- R^2 kiszámítási módja:

$$\frac{\sum_{n=1}^N (\mathbf{x}'_n \hat{\boldsymbol{\beta}} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_n)^2}{\sum_{n=1}^N (\mathbf{x}'_n \hat{\boldsymbol{\beta}} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_n)^2 + N\hat{\sigma}^2}$$

A mutató számlálója – a mögöttes látens változóra vonatkoztatva – a modell által magyarázott eltérésnégyzet összegeként értelmezhető. Mivel az $N\hat{\sigma}^2$ felfogható¹⁶ e modell által nem magyarázott varianciának, a mutató a modell által magyarázott varianciának a teljes varianciához viszonyított arányát fejezi ki. A különböző R^2 mutatókon közül ezt a mutatót ajánlja Veall–Zimmermann (1996), mert leginkább ez közelíti meg a mögöttes látens változóhoz kapcsolódó R^2 mutatót.

c) Az „Akaike’s Information Criterion” (AIC) (lásd Long; 1997) kiszámítási módja:

$$AIC = \frac{-2 \ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}}) + 2(k+1)}{N}$$

Mivel alacsonyabb $-2 \ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ magasabb ML-függvény értéket jelöl, a több magyarázó változó növeli, míg a mintanagyság növelése csökkenti az AIC-mutató értékét, ezért az alacsonyabb érték jobb illeszkedésre utal. Az AIC-mutatót használják a különböző egymásból nem származtatható, illetve különböző mintákból becsült modellek összehasonlítására.

d) A „Bayesian Information Criterion” (BIC) (Raftery; 1996) kiszámítási módja:

$BIC = 2(\ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}}) - \ln L(c)) - k \ln(N)$ vagy $BIC = -2 \ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}}) - (N - (k+1))$. A mutatót egymásból nem származtatható modellek összevetésére használjuk mégpedig úgy, hogy a különböző modellekhez tartozó értékeket kiszámítjuk és a kisebb értékkel rendelkező modellt tekintjük jobbnak. Általában kettőnél nagyobb különbség esetén már tekinthetjük a kisebb értékkel rendelkező modellt jobbnak (Long; 1997. 112. old.).

Előrejelzési teszt

Az LR-teszt segítségével lehetőségünk van a modell előrejelzési erejének a tesztelésére (Anderson; 1987). A teszt használatakor modellünket először a teljes mintát ($n=1, \dots, N$), majd csak a minta egy részét ($n=1, \dots, N_1$) felhasználva becsüljük ($\ln L_N(\hat{\boldsymbol{\beta}})$, illetve $\ln L_{N_1}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$). A log-likelihood függvény két becsüléséhez tartozó értékeinek segítségével pedig kiszámítjuk az $LR = 2(\ln L_{N_1}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) - \ln L_N(\hat{\boldsymbol{\beta}}))$ kifejezés értékét. A megfelelő előrejelzési erőre vonatkozó H_0 hipotézis mellett az LR ($N - N_1$) szabadságfokú χ^2 eloszlást követ. Noha az előrejelzési tesztek általában idősorokhoz kötik, esetünkben jól használható keresztmetszeti adatok esetén is. A tesztet Anderson (1987) alapvetően strukturális változás tesztelésére ajánlja. A teszt hasznos lehet akkor is, ha

¹⁶ Tekintettel arra, hogy bináris logit modell esetében a standard logisztikus eloszlást használjuk, $\hat{\sigma}^2 = \frac{\pi^2}{3}$.

meg akarunk győződni arról, hogy modellünk mennyire érzékeny a megfigyelések számára.

Döntéshozói szintű előrejelzés bináris logit modell esetében

A modellépítés során gyakran vizsgáljuk az általunk becsült modell találati pontosságát, azaz azt, hogy modellünket használva milyen arányban tudjuk „eltalálni” az endogén változó kimeneteleit. Ennek a módszernek a használata kapcsán két – az alkalmazott kutatásokban gyakorta előforduló – problémára kell felhívunk a figyelmet.

a) A szakirodalomban két okból többen is csak informális eszközként ajánlják ezeket a mutatókat. Egyrészt a modell paramétereinek becslésekor nem a találati arányt maximalizáljuk, így ez a modell jószágának a mérésére sem feltétlenül adekvát eszköz (lásd *Greene*; 1993), másrészt a találati arány nagyban függ az eredményváltozó mintabeli eloszlásától (*Ben-Akiva–Lerman*; 1985).

b) Számos esetben a döntéshozói szintű előrejelzés intuitív döntési szabálya az, hogy a modellünk által becsült valószínűség 0,5-nél nagyobb-e vagy kisebb. Legyen \hat{y}_n és $\hat{\beta}$ az általunk becsült y_n és β . Ekkor az intuitív előrejelzési szabály a következő:

$$\hat{y}_n = \begin{cases} 1 & \text{ha } \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) > 0,5 \\ 0 & \text{ha } \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) \leq 0,5. \end{cases}$$

Mivel bináris logit modell esetén $E(y_n | \mathbf{x}_n) = \Lambda(\mathbf{x}'_n \beta)$, joggal várhatjuk el, hogy ez a döntéshozói szintű előrejelzés esetén is így legyen, azaz az $E(\hat{y}_n | \mathbf{x}_n) = \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta})$ feltétel teljesüljön. Ha azonban előrejelzésünk során a fenti szabályt használjuk, ez a feltétel nem fog teljesülni. Ugyanis:

$$E(\hat{y}_n | \mathbf{x}_n) = \Pr(\Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) > 0,5 | \mathbf{x}_n) \neq \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}).$$

A döntéshozói szintű előrejelzések esetén tehát nem érdemes az intuitív döntési szabályt alkalmaznunk. Az $E(\hat{y}_n | \mathbf{x}_n) = \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta})$ feltételt teljesítő előrejelzési módszer a következő. Legyen ε_n egyenletes eloszlású valószínűségi változó és legyen igaz, hogy $0 \leq \varepsilon_n \leq 1$. Az előrejelzési szabályt határozzuk meg a következőképp:

$$\hat{y}_n = \begin{cases} 1 & \text{ha } \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) > \varepsilon_n \\ 0 & \text{ha } \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) \leq \varepsilon_n. \end{cases}$$

Ebben az esetben

$$\begin{aligned} E(\hat{y}_n | \mathbf{x}_n) &= \Pr(\hat{y}_n = 1 | \mathbf{x}_n) * 1 + \Pr(\hat{y}_n = 0 | \mathbf{x}_n) * 0 = \\ &= \Pr(\Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) > \varepsilon_n | \mathbf{x}_n) * 1 + \Pr(\Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) \leq \varepsilon_n | \mathbf{x}_n) * 0 = \\ &= \Pr(\varepsilon_n < \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\beta}) | \mathbf{x}_n). \end{aligned}$$

Mivel ε_n egy $[0,1]$ intervallumú egyenletes eloszlásból származik,

$$Pr(\varepsilon_n < \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\boldsymbol{\beta}}) | \mathbf{x}_n) = \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\boldsymbol{\beta}}).$$

Így, ha egyenletes eloszlású valószínűségi változót használunk a döntéskor küszöb-számként, teljesülni fog az $E(\hat{y}_n | \mathbf{x}_n) = \Lambda(\mathbf{x}'_n \hat{\boldsymbol{\beta}})$ feltétel.

A modellépítésben az egyéni szintű előrejelzések „pontosságának” használatakor körültekintően kell eljárunk. Az általában használt ilyen jellegű mutatók: az R_{Count}^2 és az $R_{AdjCount}^2$. Az R_{Count}^2 kiszámításakor egyszerűen megnézzük előrejelzésünk találati arányát. Könnyen belátható, hogy az így kiszámított érték nagyban függ az eredményváltozó eloszlásától. Ezért szokás használni az $R_{AdjCount}^2$ mutatót, amely modellünk helyes előrejelzéseit viszonyítja ahhoz az esethez, amikor minden megfigyelés esetében a mintában gyakrabban előforduló kimenetelt tekintjük a becslésünknek (Long; 1997. 106–109. old.).

	Előrejelzett kimenetel			Sor összesen
		$\hat{y} = 1$	$\hat{y} = 0$	
Tényleges kimenetel	$y = 1$	$n(11)$	$n(12)$	$n(1+)$
	$y = 0$	$n(21)$	$n(22)$	$n(2+)$
Oszlop összesen		$n(+1)$	$n(+2)$	

Felhasználva a jelöléseket a két mutató kiszámítási módja a következő:

$$- R_{Count}^2 = \frac{1}{N} \sum_j n(jj);$$

$$- R_{AdjCount}^2 = \frac{\sum_j n(jj) - \max_r(n(r+))}{N - \max_r(n(r+))}.$$

Grafikus módszerek

A modellépítés során használt grafikus módszerek nagyban hasonlítanak a lineáris regresszió során alkalmazottakra. Itt is lehetséges a becslést leginkább befolyásoló megfigyelések meghatározására használatos módszerek alkalmazása (jó áttekintés erről Hosmer–Lemeshow; 1989). Érdemes még megemlíteni Fowlkes (1987)-et, amely még számos más, a modellépítés során hasznos eszközt mutat be. Az alkalmazott kutatásokban leginkább elterjedt módszer a reziduumok Landwehr-féle ábrázolása (Landwehr et al.; 1984). A továbbiakban ezt ismertetjük.

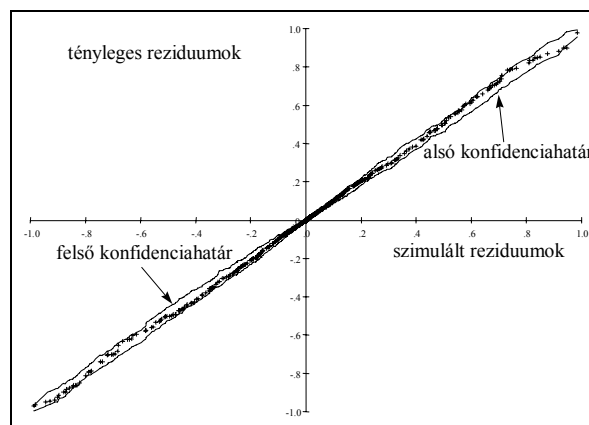
Ennél az ábrázolási módnál a becslt modell sorba rendezett tényleges reziduumait ($r_n = y_n - \hat{p}_n$, $n = 1, \dots, N$) vetjük össze a becslésünk során felhasznált magyarázó változók és becslt paraméterek segítségével generált modelltől kapott, szintén sorba rendezett, szimulált reziduumokkal (\hat{r}_n , $n = 1, \dots, N$). A szimulált reziduumokat a következő-

képp kapjuk. A modell magyarázó változói és az általunk becsült paraméterek ($\hat{\beta}$) alapján előrejelzést készítünk a modell eredményváltozójáról, az \hat{y}_n -ről ($n = 1, \dots, N$). Az előrejelzést a fentebb ismertetett előrejelzési módszer segítségével végezzük (lásd döntéshozói szintű előrejelzés bináris logit modell esetében). A szimulált reziduumok kiszámítása pedig úgy történik, hogy az eredményváltozó ilyen módon előrejelzett értékéből kivonjuk a becsült valószínűségeket, azaz $\hat{r}_n = \hat{y}_n - \hat{p}_n$. Az így kapott értékeket a tényleges reziduumokhoz hasonlóan sorba rendezzük. A szimulált reziduumokat kellően sokszor számítjuk ki¹⁷ és rendezzük sorba ahhoz, hogy képezhessük azok valamilyen tipikus értékét (például medián) az alsó és felső konfidenciahatárát (például eltekintünk a legmagasabb és legalacsonyabb 2,5 százaléktól). Az így kiszámított tényleges reziduumokból, a szimulált reziduumok tipikus értékéből, valamint azok alsó és felső konfidenciahatárából a következőképp készítünk ábrát. A vízszintes tengelyen a szimulált reziduumok tipikus értékét, a függőleges tengelyen pedig a becsült modellünk tényleges reziduumait és a szimulált reziduumok alsó és felső „konfidenciahatárát” ábrázoljuk. Megfelelően működő modell esetében becsült modellünk reziduumainak az alsó és felső konfidenciahatár közé kell esnie. Noha a módszer nagyon látványos, hátránya viszont, hogy nem mindig alkalmas az illeszkedési hibák okainak feltárására a modellnél. Tapasztalataink szerint a konfidenciahatárt nem véletlenszerűen átlépő, tényleges reziduumok esetén biztos nem megfelelő a modellünk. Nem megfelelő specifikációval rendelkező modell azonban sajnos produkálhat konfidenciahatárok közé eső reziduumokat.

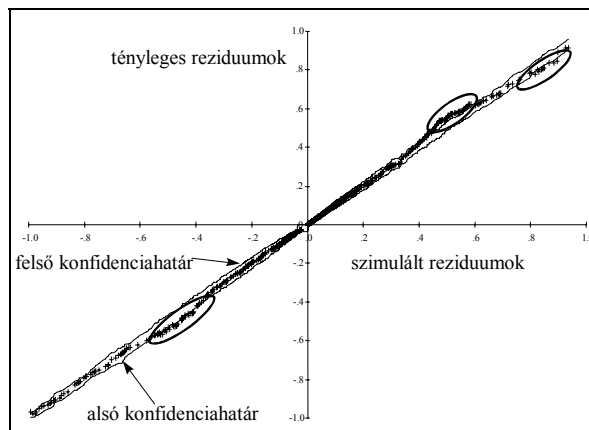
A reziduumok Landwehr-féle ábrázolását egy általunk generált bináris logit modell segítségével szemléltetjük. Az általunk generált bináris logit modell ötelemű paramétervektora $\beta' = (5 -1 \ 2 \ 3,5 \ 0,5)$. A magyarázó változók a következők: x_1 0 és 10 közé esik egyenletes eloszlásban, x_2 , x_3 és x_4 dummy változók, amelyek 0,4, 0,3 és 0,4-es valószínűséggel veszik fel az 1-es értéket. A minta elemszáma 1500, a szimulációk száma 40.

Reziduumok Landwehr-féle ábrázolása generál bináris logit modellel

a) Négy magyarázó változóval



¹⁷ Landwehr et al. (1984) 25 szimulációt alkalmaz.

b) x_3 magyarázó változó nélkül

Az a) ábrán mind a négy magyarázó változó segítségével becsült modellhez tartozó reziduumokat láthatjuk, míg a b) ábrán a modellt az x_3 magyarázó változó nélkül becsültük (hiányzó változó esete). Az ábrán külön jelöltük azokat a tartományokat, ahol a tényleges reziduumok a konfidenciahatárokon kívülre esnek.

*

A cikkben áttekintettük a bináris logit modellek származtatását és tesztelésük eszközeit. Az áttekintés, remélhetőleg, meggyőzően mutatja, hogy ezeknek a modelleknek az esetében is rendelkezésre állnak a specifikáció teszteléséhez a megfelelő eszközök. Használatuk lehetővé teszi, hogy a bináris logit modelleket biztonsággal és széleskörűen használjuk az alkalmazott kutatásokban.

IRODALOM

- ANDERSON, G. J. (1987): Prediction tests in limited dependent variables models. *Journal of Econometrics*, 34. sz. 253–261. old.
- ANDERSON, S. P. – PALMA, A. – THISSE, J. F. (1992): *Discrete choice theory of product differentiation*. MIT Press, Cambridge, MA.
- BEN-AKIVA, M. – LERMAN, S. R. (1985): *Discrete choice analysis: theory and application to travel demand*. MIT Press, Cambridge, MA.
- CRAMER, J. S. (1991): *The logit model for economists*. Edward Arnold, New York.
- DARNELL, A. C. (1997): *A dictionary of econometrics*. Edward Elgar, Cheltenham.
- DAVIDSON, R. – MACKINNON, J. G. (1984): Convenient specification tests for logit and probit models. *Journal of Econometrics*, 25. évf. 241–262. old.
- FOWLKES, E. D. (1987): Some diagnostics for binary logistic regression via smoothing. *Biometrika*, 74. sz., 503–515. old.
- GREENE, W. H. (1993): *Econometric analysis*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- HAGLE, T. M. – MITCHELL, G. E. (1992): Goodnes-of-Fit measures for probit and logit. *American Journal of Political Science*, 36. sz. 762–784. old.
- HOSMER, D. W. – LEMESHOW, S. (1989): *Applied logistic regression*. JohnWiley and Sons, New York.
- HUNYADI, L. (2000): A determinációs együtthatóról. *Statistikai Szemle*, 78. évf. 9. sz. 753–765. old.
- LANDWEHR, J. M. – PREGIBON, D. – SHOEMAKER, A. C. (1984): Graphical methods for assessing logistic regression. *Journal of the American Statistical Association*, 79. sz. 61–71. old.
- LECHNER, M. (1991): Testing logit models in practice. *Empirical Economics*, 16. sz. 177–198. old.
- LONG, S. J. (1997): *Regression models for categorical and limited dependent variables*. SAGE Publications, New York.
- MADDALA, G. S. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- MADDALA, G.S. (1995): Specification tests in limited dependent variable models. In: MADDALA, G. S. – PHILLIPS, P.C.B. – SRINIVASAN, T. N. (szerk.), *Advances in econometrics and quantitative economics: essays in honor of C.R. Rao*. Basil Blackwell, Oxford.

- MANSKI, C. F. – LERMAN, S. T. (1977): The estimation of choice probabilities from choice based samples. *Econometrica*, 45. sz. 1977–1988. old.
- MANSKI, C. – MCFADDEN, D. (1981): Alternatives estimates and sample design for discrete choice analysis. In: MANSKI, C. – MCFADDEN, D. (szerk.), *Structural analysis of discrete data with econometric applications*. MIT Press, Cambridge, MA.
- McCULLAGH, P. - NELDER, J.A. (1989): *Generalized linear models*. Chapman Hall, London.
- MCFADDEN, D. (1983): Econometric models for probabilistic choice. In: MANSKI, C. – MCFADDEN, D. (szerk.), *Structural analysis of discrete data with econometric applications*. MIT Press, Cambridge, MA.
- ORME, C. (1988): The calculation of the information matrix test for binary data models. *The Manchester School*, 60. sz. 370–376. old.
- PUDNEY, S. (1989): *Modelling individual choice: the econometrics of corners*. Kinks and Holes, Basil Blackwell, Oxford.
- RAFTERY, A. E. (1996): Bayesian model selection in social research. In: MARSDEN, P.V. (szerk.), *Sociological Methodology*. Basil Blackwell, Oxford.
- SMITH, J. R. (1988): *On use of distributional misspecification checks in limited dependent variable models*. Discussion Paper ES203, Department of Econometrics and Social Statistics, University of Manchester.
- TRAIN, K. E. (1993): *Qualitative choice analysis*. MIT Press, Cambridge, MA.
- VEALL, M. R. – ZIMMERMANN, K. F. (1996): Pseudo-R² measures for some common limited dependent variables models. *Journal of Economic Surveys*, 10. sz. 241–259. old.
- VERDES, É. (2002): *The π^2 -index: computation, characterisation and application of a new goodness of fit measure*. PhD-disszertáció, Debreceni Egyetem.
- WHITE, H. (1982): Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica*, 50. sz. 1–25. old.
- YATCHEW, A. – GRILICHES, Z. (1984): Specification error in probit models. *Review of Economics and Statistics*, 66. sz. 134–139. old.

SUMMARY

Binary logit models proved to be useful statistical methods in applied economics. These models, however, require careful usage. In this paper an overview of statistical methods and tests is given, primarily from practical point of view.

A NEMZETKÖZI STATISZTIKAI INTÉZET SZÖULI ÜLÉSSZAKA

Az 1987. évi tokiói, illetve az 1995. évi pekingi ülészak után 2001-ben újra a Távol-Kelet adott otthont a Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) kétévenkénti konferenciájának. A legutóbbi, sorrendben 53. ülészakot ugyanis a Dél-Koreai Köztársaság fővárosában, Szöulban rendezték meg augusztus 22. és 29. között.

A koreai szervezők közlése szerint az ISI szakmai rendezvényein 2439 fő részvételét regisztrálták, így a megjelentek száma ismét rekordot döntött. (Összehasonlításképpen: 1997-ben Isztambulban 1531 fő, ebből 1211 külföldi, 1999-ben Helsinkiben valamivel több mint 2000 fő, ebből közel száz országból mintegy 1500 külföldi vett részt a konferencián.) A 116 különböző országból Szöulba érkezettek között a legnagyobb számban ugyan szintén a koreai szakemberek szerepeltek (1095 fő), de kiemelkedő volt a részvétel az Amerikai Egyesült Államokból (204 fő), Japánból (194 fő) és Kínából (127 fő) is. Az Egyesült Királyság, Kanada, valamint Németország résztvevőinek száma egyaránt meghaladta a negyven főt. A német szakemberek korábbinál nagyobb arányú részvétele feltehetően avval is összefüggött, hogy a következő, 2003-ban Berlinben sorra kerülő ISI-konferencia sikeres előkészítéséhez minél több helyszíni tapasztalatot kívántak megszerezni.

A külföldi résztvevők mintegy 35 százalékát egyetemi oktatók, 28 százalékát kormányzati szervek munkatársai tették ki, a különböző intézetek, bankok, vállalatok képviselői mintegy 20, az egyetemi hallgatók 12, a különböző nemzetközi szervezetek munkatársai pedig 5 százalékos aránnyal szerepeltek. A rendezvényen a magyar Központi Statisztikai Hivatalt *Mellár Tamás* elnök, a Magyar Statisztikai Társaságot *Laczkó Sándorné*, az MST főtitkára képviselte. ISI tagként részt vett az ülészakon *Tűi Lászlóné*, a KSH ny. osztályvezetője is.

Az ülészak tudományos programja

A kétévenkénti konferencia fő feladata, hogy felhívja a világ statisztikusainak figyelmét a statisztikai elmélet, illetve a gyakorlati alkalmazás azon területeire, ahol a közelmúltban jelentős eredmények születtek, ahol új felfogások körvonalazódtak, vagy korszerűbb módszerek, eljárások nyertek teret. A tanácskozási előkészítő Programbizottság ezeket a követelményeket szem előtt tartva választotta ki a konferencia gerincét képező aktuális témákat. A szöuli ülészak tudományos programja végül 84 meghívott (Invited Paper Meeting – IPM), illetve 105 kiegészítő (Contributed Paper Meeting – CPM) témakört foglalt magába. Ezek keretében összesen 938 előadás hangzott el, mégpedig 250 a meghívott előadók részéről, 688 pedig a saját kezdeményezésű (CPM) megbeszélések keretében.

A témakörök nagy száma lehetetlenné teszi tételes felsorolásukat. Jól megfigyelhető volt az informatikai tárgyú, valamint a pénzügy-statisztikai témák térnyerése, az Internet, valamint a tömegkommunikációs kapcsolatok iránti élénk érdeklődés. Általánosságban az mondható el, hogy a meghívott előadók többnyire átfogóbb, a fejlődési irányokat hosszabb távon kijelölő kérdésekkel foglalkoztak. A saját kezdeményezésű (CPM) előadások között nagyobb arányban szerepeltek a módszertani vizsgálatok eredményeinek ismertetései, új adatfelvételi vagy elemzési részlejárások bemutatása.

A konferencia több előadása is foglalkozott – a szakmai nemzetközi konferenciákon –, olyan „sláger témának” nevezhető kérdésekkel, mint a statisztikai adatok minősége, illetve az adminisztratív és egyéb adatforrások statisztikai felhasználhatóságának problémái. A szakterületek közül a környezetvédelemmel, az egészségügyi ellátás különböző területeivel, az életminőséggel, illetve a szegénység mérésével foglalkozott viszonylag sok előadó.

A legnagyobb érdeklődést kiváltó előadások

Új vonása volt a rendezők utólagos beszámolójának, hogy a hallgatók számát regisztrálva a főbb témakörök iránt megnyilvánuló érdeklődés intenzitását is megkísérelték érzékeltetni. A pálmát ebből a szempontból kétségtelenül a 2000. év két Nobel-díjas közgazdásza nyerte el: *James J. Heckman*, valamint *Daniel McFadden*, akik az ISI elnöke, *Jean-Louis Bodin* személyes meghívására tartottak előadást (s ezek mintegy 1050 hallgatója teljesen megtöltötte a legnagyobb előadótermet). *James J. Heckman*, a Chicagói Egyetem professzora előadásában a kauzális paraméterek, a strukturális egyenletek és a kezelési hatások problémáival foglalkozott. A mikroökonómiai programok értékelésére két közelítés használatos, nevezetesen: a tudományos modelleken alapuló strukturális egyenletek, illetve a kezelési hatásokra támaszkodó eljárások alkalmazása. Az előadó demonstrálta, hogy a statisztikai irodalomban Rubin-modellként (1978) szereplő, függetlenül definiált kauzalitás félrevezető eredményekre vezethet. *Daniel McFadden*, a Kaliforniai Egyetem Ökonometriai Laboratóriumának igazgatója a statisztikai szimulációs modellekkel kapcsolatban a statisztikai tulajdonságokat figyelmen kívül hagyó kalibrálás veszélyeire mutatott rá, ismertetve az ezek kivédésére ajánlható eljárásokat.

Széles körű érdeklődést és meglepően éles vitát váltottak ki – főleg a fejlődő országok szakemberei köréből – a több mint 400 hallgató jelenlétében A statisztikai kapacitások bővülése a fejlődő-átalakuló országokban címmel rendezett IAOS-fórum előadásai. A vitaindító előadások legnevesebb előadói: egyrészt *Herman Habermann*, az ENSZ Statisztikai Igazgatóságának vezetője Technikai együttműködés, honnan tudjuk, hogy mikor érkezünk meg című előadásában, másrészt *Carol Carson*, a Nemzetközi Pénzügyi Alap vezető munkatársa A statisztikai kapacitások kiépítésének néhány kihívása című előadásában igen imponáló képzet festett a műszaki és tudományos együttműködési programok volumenéről és az ezek eredményeként a támogatott országok statisztikai szolgálatainál tapasztalható fejlődésről. Ettől lényegesen eltérő hangvétellel tárgyalta viszont a kérdést *Sid David*, (Fülöp-szigetek) Miért járnak olyan kevés sikerrel a fejlődő országok statisztikai kapacitását növelő erőfeszítések? című előadása. A legsúlyosabb bírálat szerint – amelyhez egyébként több hozzászóló is csatlakozott konkrét példák említésével – a támogatások jelentős részénél nem veszik figyelembe az érintett fejlődő ország prioritásait, ezért több éves együttműködés után önállósulás helyett még erősebben rá vannak szorulva a támo-

gatásra. A donor országok abban érdekeltek, hogy saját módszereiket, a részükre átengedhető műszaki berendezéseket, feldolgozási programokat fogadtassák el a támogatott országokkal, tekintet nélkül arra, hogy részükre az egyszerűbb eljárások könnyebben elsajátíthatók és hatékonyabban alkalmazhatók lennének. Az éppen rendelkezésre álló nyugati tanácsadók sem bizonyultak minden esetben az adott feladat szakértőinek. Főleg ezek az okok játszottak közre abban, hogy – néhány dicséretes kivételtől eltekintve – a jelentős összegeket felemésztő nemzetközi támogatási programok a szükségesnél és az elvárhatónál is kevesebb hosszú távú eredménnyel jártak. Figyelemre méltó ellentétként említem meg, hogy a hasonló témakörű CPM-vita keretében sokkal pozitívabb reagálásokkal találkozhattunk. Úgy tűnik, hogy a kisebb, de a fejlesztési programok lebonyolítását igen jó statisztikai szakemberekre bízó európai országok (Hollandia, Finnország, Svájc, Franciaország) lényegesen hatékonyabb kétoldalú együttműködést tudtak kiépíteni az általuk támogatott fejlődő, illetve átalakuló országokkal.

A statisztikai szolgálatok hosszú távú fejlesztési törekvéseinek megértéséhez nyújtott lényeges segítséget (és vonzott több mint 250 hallgatót) a Minőségi programok a statisztikai intézményekben című IPM-előadássorozat.

Heli Jeskanen Sundström előadása öt évre visszatekintve ismertette a Finn Statisztikai Hivatal tapasztalatait és elgondolásait, amelyek az átfogó minőségi irányítás (Total Quality Management – TQM) kiegyensúlyozott rendszerének kiépítéséhez kapcsolódtak. Az új felfogású, minőségileg teljesen összehangolt irányítás szükségessége tette a stratégiai elgondolások átalakítását, a figyelem fokozottabb összpontosítását a statisztika felhasználóira, a működés összefüggő folyamataira és ezek végrehajtóira: a munkatársakra. A felhasználókkal kapcsolatban mindenekelőtt partneri kapcsolat kialakítására törekedtek, amely egyúttal a vélemények, igények megismerését is biztosította. A működés alapkövetelményévé vált a rendszer-szemléletnek megfelelő tervezés és végrehajtás, amelynek összehangolását az egységes dokumentációs rendszer megteremtése, az eljárásokat pontosan rögzítő kézikönyvek kidolgozása támasztotta alá. A munkatársak tekintetében az új ismeretek folyamatos elsajátításának követelménye (ideértve a korszerű szervezési ismereteket is), a csoportmunka bevezetése, a teljesítmények rendszeres értékelése, a vezetői képességek következetes fejlesztése jelentette a minőségi irányítás fontosabb új elemeit. A munkatársak véleményének, innovatív javaslatainak kikérése szintén alapkövetelménnyé vált. Ebből a szempontból például különösen tanul

ságos, hogyan ítélték meg a munkatársak a fejlesztések prioritását. A többség a következő fontossági sorrenddel értett egyet: 1. vezetés-irányítás, 2. gazdálkodás az emberi erőforrásokkal, 3. termelő folyamatok, 4. belső kooperáció, 5. a stratégiai célok egyértelmű tisztázása. A legfontosabb szemléleti változást mindenestre az jelenti, hogy az egyes területekre koncentrált minőségjavítás helyett összehangolt, a teljes működési rendszert átfogó egyenletes fejlesztés kell megvalósítani.

Az EUROSTAT által a minőségi vezetés irányában tett lépéseket Yves Franchet főigazgató előadása foglalta össze (amelyet távollétében a társ-szerző, Werner Grünewald ismertett). Az EUROSTAT, amióta közel hét éve hozzáfogott a TQM elveinek és gyakorlatának érvényre juttatásához, nagymértékben támaszkodott a tagországok által már megszerzett tapasztalatokra. Felfogásuk szerint a statisztikai tevékenység minőségének hét dimenziója van: megbízhatóság, pontosság, időbeni elkészülés (határidő-érzékenység), hozzáférhetőség (és átláthatóság), összehasonlíthatóság, az összefüggések biztosítása (koherencia) és teljesség. Néha természetesen dönteni kell, melyik követelmény kapjon elsőbbséget. (Erre leggyakrabban az időbeni elkészülés és a pontosság követelményének ütközése esetén kerülhet sor.)

A napi munka minőségi átalakítása során két közelítést alkalmaztak. Egyrészt kialakítottak és a munkatársak rendelkezésére bocsátottak egy sor minőségfejlesztési eszközt (ilyenek például az egységek szintjére lebontott testületi terv, a külső és belső felhasználók igényeit és elégedettségi szintjét tükröző megfigyelések eredményei, a vezetési folyamatok összehangolt dokumentációja, a teljesítmények rendszeres értékelése, a munkatársak motiváltságát és elégedettségét kifejező mutatók, speciális képzési kurzusok, Interneten alapuló belső információs lehetőségek, a legjobb eljárások rendszeres ismertetése stb.) A második közelítést konkrét akciók szervezése jelentette, amelyek az említett minőségjavító eszközök vagy más hasonló célú források hasznosításán alapultak. Kétségtelen, hogy még számos összehangolási, fejlesztési feladat vár megoldásra, hogy az egyes folyamatok között jelenleg még előforduló hézagokat is meg lehessen szüntetni. Az előrehaladás érdekében mindenekelőtt a rendszerszemléletű gondolkodást kell érvényre juttatni az EUROSTAT egész tevékenysége során.

A statisztikai tevékenység etikai követelményei

Az ülészak megkülönböztetett figyelemmel kísért kérdései közé tartozott a *statisztika szakmai eti-*

kájának értelmezése. Az ISI konferenciákon már a hetvenes évektől szerepelt ez a témakör, amelynek első összefoglalását *Szakmai etikai nyilatkozat* címmel az 1985. évi amszterdami ISI-ülésszakon fogadták el. A jelenleg is folyó viták a statisztikának a társadalommal, az adatszolgáltatókkal, a statisztika felhasználóival, illetve a más adatforrások felelőseivel, a megfigyelt adatok bizalmas kezelésével, a személyiségi jogok védelmével stb. kapcsolatos kötelezettségeket hivatottak tisztázni. A hivatalos statisztika területén nemzeti szinten (például elsősorban az Egyesült Államok, Franciaország, Hollandia, Egyesült Királyság, Svájc), illetve nemzetközi téren, kormányzati viszonylatokban az ENSZ Statisztikai Igazgatósága által irányított munkálatokat jól egészítik ki az ISI kötetlenebb vitafórumai. A Helsinkii konferencia kezdeményezésére külön Szakmai etikai bizottság alakult Eckart Elsner professzor vezetésével. Hasznos elképzelésük a követendőként javasolható, gyakorlati példák összegyűjtése, illetve az etikátlan eljárások ugyancsak példaszzerű bemutatása.

A szöuli konferencián Jean-Louis Bodin, az ISI soros elnöke volt a szervezője annak az IPM-vitának, amely a statisztikával szemben támasztott követelményeket az erkölcsi normák szemszögéből vette vizsgálat alá.

Denise Lievesley professzor (UNESCO) a statisztikai társaságok társadalmi szerepével foglalkozó előadásában többek között azt hangsúlyozta, hogy a statisztika csak akkor számíthat hitelesnek, ha megőrzi függetlenségét a kormányzati befolyással vagy a szűkebb munkáltatói érdekekkel szemben. A statisztikai társaságoknak fel kell vállalniuk azon tagjaiknak védelmét, akik a statisztikai szolgálatok részeseiként, az adatgyűjtéseken alapuló véleményük közlése miatt konfliktusba keverednek állami intézményekkel vagy tulajdonosi érdekképviseletekkel. A szakmai etikai követelményeknek már az egyetemi statisztikai oktatásba is következetesen be kellene épülniük, lehetőleg konkrét, anonim példákon keresztül.

Carlo Malaguerria, a Svájci Szövetségi Statisztikai Hivatal főigazgatója a statisztika, a fejlődés és a emberi jogok kapcsolatát tárgyaló előadásában arról a nagyszabású kutatásról adott számot, amelynek első fontos fázisát a hasonló címmel 2000. szeptember 4. és 8. között Montreux-ben tartott konferencia jelentette. A konferencián 123 ország és 37 nemzetközi szervezet képviselőjében 740 személy vett részt: nemzeti statisztikai hivatalok, minisztériumok, fejlesztő intézetek, egyetemek, emberi jogi bizottságok munkatársai, az emberi jogok védelmében tevékenykedő nemzetközi, illetve nem kormányzati szervezetek küldöttei. A konferencia eredményeként

a következő három területen fejlesztik tovább az emberi jogokat sértő cselekmények statisztikai eszközökkel való megfigyelését: *a)* az erőszakos cselekmények nagyságának statisztikai becslése, *b)* az adatgyűjtést vagy a kapott eredményeket torzítóan befolyásoló tényezők feltárása, *c)* az elkövetők viszonylagos felelősségének meghatározása. A kapott eredményeket összehasonlítási alapként (benchmark) kívánják kezelni a jogsértések időbeli változásának mérésénél is.

A másik nagy kutatási területet az emberi jogokon alapuló fejlődés konzisztens mutatórendszerének kialakítása jelenti. Belátható ugyanis, hogy az egészséghez való jog nem azonos pusztán az egészséggel. A statisztikai információknak és mutatószámoknak olyan politikai orientációjú mérőeszközökké kell válniuk, amelyek segítségével közvetlenül megállapítható, hogy történik-e diszkrimináció, illetőleg érvényesül-e az egyenlő elbírálás elve az adott gazdasági területen vagy társadalmi kérdésben.

A statisztikának pártatlan központi szereplőként kell részt vennie a demokratikus fejlődésre vonatkozó vitákban, ehhez viszont olyan statisztikai szabványokra és elemző eljárásokra van szükség, amelyek alkalmasak végső soron a kormányzati működés folyamatos nyomon követésére és hatékonyságának mérésére. A Svájci Szövetségi Statisztikai Hivatal hozzákezdett a fejlődés és az emberi jogok komplex vizsgálatát szolgáló figyelőrendszer (Development and Human Rights Observatory – DHRO) létrehozásához és köszönettel fogadja az ISI-család bármely tagjának bekapcsolódását a munkálatokba.

Pierre V. Tournier, egy francia társadalomtudományi kutatóintézet kriminológiával foglalkozó igazgatója Fény és árnyék, avagy a statisztika helyes használata a nyilvános vitákban című előadása témájául a statisztikának azt a kötelességét választotta, hogy helyreigazítsa a sajtóban tévesen közzétett adatokat, illetve segítsen helyesen értelmezni a statisztikai mutatószámok félreérthető interpretációját. Franciaországban ugyanis már közel tíz éve tevékenykedik ezzel a céllal a Penumbra elnevezésű kötetlen (nem intézményi) csoport, mely mintegy 500 tagot számlál a statisztikák készítőinek és felhasználóinak köréből. Működésük jelszava, hogy nem akarnak pusztán szemlélők lenni, hanem javítani szeretnék a nyilvános véleménycserék, demokratikus viták tényszerű megalapozottságát. A helyreigazításokat, vagy tartalmi magyarázatokat olvasmányos, néha humoros formában teszik közzé folyóiratukban, Internet honlapjukon, esetenként könyv formájában is. A lehetőségekhez képest televíziós vagy rádiós fórumokat is igénybe vesznek a közönség figyelmének felkeltésére, a félreértések eloszlatására.

A tömegtájékoztató baklövésai korántsem tekinthetők francia specialitásnak, ezért az ISI-konferencián szeretnék megismerni más országok hasonló gyakorlatát, módszereit, tapasztalatait is.

A korszerű eljárások iránti élénk érdeklődésre jellemző, hogy több mint 230 hallgató vett részt azon az esti órákba nyúló konzultációs előadáson, amely során *William DuMouchel* tudományos kutató ismertette az adatbányászat (data mining) főbb módszertani elveit, s azokat a példákkal alátámasztott adatkezelési, valamint elemzési előnyöket, amelyeket az adatbányászat tud nyújtani a hagyományos statisztikai megoldásokhoz képest.

Magyar vonatkozású témák

A hivatalos statisztikák feladataival foglalkozó egyik CPM keretében *Kovács Károly* (az ENSZ Statisztikai Igazgatóságának osztályvezetője, ezt megelőzően a KSH főosztályvezetője) tartott előadást A nonprofit szektor elszámolása az 1993-as Nemzeti Számlák Rendszerében címmel. A szektor tartalmi definíciójának kifejtése mellett rámutatott az elszámolások teljeskörűségének biztosításánál betöltött sajátos szerepére, az egységek jelentős részének háztartási kötődésére, a besorolásuknál irányadó megfontolásokra. Az előadás rávilágított a nonprofit szervezetek jelenlegi elszámolási hiányosságaira, s röviden ismertette a nonprofit szervezetek teljes körére vonatkozó szatellit számlákat. Felhívta a figyelmet arra, hogy – a John Hopkins Egyetemmel együttműködve – egy 2002-ben megjelenő kézikönyv összeállításán dolgoznak, amely részletes irányelvek közzétételével fogja segíteni a nonprofit szervezetek kezelését és a rájuk vonatkozó adatgyűjtések tartalmának és adatforrásainak világmeretű összehangolását.

Az ISI első alkalommal foglalkozott kiemelten a nemzeti statisztikai társaságokkal. Helyzetük részletesebb megismerése érdekében kérdőívet szerkesztettek számukra, s képviselőiket az ülészak keretében speciális összejevetelre hívták meg. Ez alkalmat teremtett arra, hogy 15 nemzeti társaság (valamint a francia nyelvterülethez tartozók statisztikai társaságának) illetékesei bemutassák az általuk képviselt szervezetet, feltárják esetleges problémáikat, nehézségeiket is. Az elhangzottak alapján a Magyar Statisztikai Társaságot képviselő Laczka Sándorné főtitkár úgy látta, hogy mindenütt közös gond a fiatal korosztályok alulreprezentáltsága, s több társaság nehézségnek találja a felhasználói kör bevonását tevékenységébe. Közös törekvés a nemzetközi kapcsolatok bővítése is. Ugyanakkor jó példákkal is találkozott olyan társaságok esetében, amelyek tanfo

lyamok szervezése útján vagy egyéb módon figyelemre méltó eredményeket tudtak elérni a statisztikai műveltség terjesztésében.

A Nők a statisztikában elnevezésű bizottság

Az ISI keretében 1995-ben megalakult állandó bizottság – a Nők Negyedik Világkonferenciáján Pekingben elfogadott akcióprogramot saját területére adaptálva – a következő célokat tűzte maga elé:

- elősegíti a női statisztikusok számarányának növekedését és aktívabb szerepvállalását az ISI keretében és társ-szervezeteiben;
- információkat gyűjt a különböző országokban statisztikai munkakörben dolgozó nőkről, lehetőséget teremt számukra a rendszeres információcserére;
- a statisztika iránti érdeklődés felkeltésére törekszik a nők körében, elősegíti, hogy minél több nő végezzen közép-, illetve felsőfokú statisztikai tanulmányokat;
- támogatja a nemek szerint tagolt statisztikai adatgyűjtések körének bővítését, lehetőséget teremtve ezzel a különböző tevékenységet folytató nők helyzetének nemzetközi összehasonlítására.

E célok megvalósításának első lépéseként *Lelia Boeri de Cervetto* (Argentína) irányításával és az általa kidolgozott egységes szempontok szerint 18 országra kiterjedő vizsgálat készült a statisztikusnők helyzetéről.¹ Míg a munkacsoport Helsinkiben előterjesztett jelentése lényegében változtatás nélkül foglalta össze a 18 országtól érkezett információkat, addig a szövi ülészekon már a női statisztikusok képzettségi struktúrájára, működési területére, betöltött pozíciójára stb. jellemző közös vagy eltérő vonásokat is igyekeztek feltárni a gazdaságilag fejlett és a kevésbé fejlett országok vonatkozásában. A további vizsgálat szempontjából – a módszertani tapasztalatokat értékelve – azt a megoldást fogadták el célravezetőbbnek, hogy a nemzetközi összehasonlítás konkrétan definiált, homogénebb foglalkozási csoportokra (például a felső szintű statisztikai oktatókra) vonatkozzék. Ily módon lehetőség nyílna olyan változók hatásának tanulmányozására is, mint a képzettségi szint, az életkor és a szakmai gyakorlat, a foglalkoztatás folytonossága, a családi körülmények, a gyermekek száma stb.)

A vizsgálat egyik fontos tanulsága volt, hogy az ISI-tagság iránti érdeklődés alacsony szintje jórészt arra vezethető vissza, hogy még szakmai körökben is igen kevesen és keveset tudnak az ISI tevékenységéről, a korszerű statisztikai ismeretek fejlesztésében és terjesztésében játszott lényeges szerepéről. E

¹ Az erről szóló beszámolót lásd *Tüü Lászlóné dr.* (2000): *A Nemzetközi Statisztikai Intézet Helsinkii ülészekon. Statisztikai Szemle*. 78. évf. 1. sz. 53–58. old.

helyzet javítása érdekében az Állandó Munkacsoport határozatot fogadott el női információs hálózat létrehozásáról, első lépésként a Latin-Amerikát, illetve a Karib-tengeri térséget átfogó területen. A hálózat folyamatos működtetésekor az előzőkben említett nemzetközi vizsgálat céljaira szervezett helyi (országokkénti) koordinátorokra és az általuk irányított munkacsoportokra kívánnak támaszkodni, rendszeresen tájékoztatást kérve tőlük a statisztikusnőket érintő aktuális szakmai eseményekről, kutatási eredményekről, publikációkról, előadásokról, stb. Az információs hálózat létrehozásának szervezési munkáiban az oroszánrészt *Beverley Carlson*, az állandó munkabizottság új vezetője vállalta.

Beszámoló az ISI működéséről és taglétszámáról

A Végrehajtó Bizottság által a közgyűlés elé terjesztett beszámoló összeállításakor, azaz 2001. júniusban az ISI keretébe összesen 2163 tag tartozott, akik közül 2014 a megválasztott rendes, illetve tiszteletbeli tag. Az egyes földrészek népességéhez képest eléggé aránytalan tagösszetétel javítása érdekében főleg Dél-Amerika, Afrika és Ázsia országaiból lenne kívánatos újabb, kvalifikált statisztikai szakemberek bekapcsolódása az ISI tevékenységébe. Aggasztó jelenségként észlelhető az is, hogy az újonnan megválasztott tagok nem elhanyagolható hányada (több mint 10 százalék) 3–4 év után lemond tagságáról. A Végrehajtó Bizottság emiatt szükségesnek tartotta egy ad hoc bizottság létrehozását, amely feltárja a lemorzsolódás okait, s javaslatokat dolgoz ki – esetleg a tagság részére nyújtott szolgáltatások bővítése útján – ezek megszüntetésére.

A fiatalok fokozottabb bevonását különösen sürgetővé teszi az ISI-tagság egyre érezhetőbbé váló idősödése is. Az átlagos életkor 1996. júniusban még 55 év volt, 2001 közepéig pedig már 59 évre emelkedett. Ugyanezeket az időszakokat tekintve az 50 évnél fiatalabb tagok aránya 28,1 százalékról 16,5 százalékra esett vissza, míg a 60 év felettiek aránya 34,2 százalékról 45,2 százalékra, a 70 évnél idősebbek aránya pedig 14,6 százalékról 17,2 százalékra emelkedett. További erőfeszítésekre lenne szükség a nők ISI-tagságon belüli tartósan alacsony hányadának emelése érdekében is.

A Végrehajtó Bizottság beszámolója részletesen kitér azokra a kezdeményezésekre, amelyekkel szorosabbra kívánják fűzni a tagság és az ISI kapcsolatot. A legutóbbi két évben például – a Holland Statisztikai Hivatal támogatásának is köszönhetően – lényegesen fejlesztették az Interneten elérhető (<http://www.cbs.nl/isi>) információk körét. Ez jelenleg tartalmazza a legutóbbi Hírlevél anyagát, az

1985. évi Szakmai etikai nyilatkozat szövegét, a várható események naptárát, információkat a társ-szervezetek tevékenységéről, továbbá az ISI Fejlesztési Alapról és más aktuális témákról.

A közgyűlés Helsinkiben határozott az ISI Fejlesztési Alap létrehozásáról, azzal a kifejezett céllal, hogy számottevő anyagi segítséget tudjanak nyújtani a fejlődő, valamint az átalakuló országok statisztikusai számára abban, hogy előadást tarthassanak az ISI vagy társegyesületeinek konferenciáin. Erre a célra 100 ezer amerikai dollárt különítettek el az 1999. augusztustól 2001. augusztusig terjedő időszakra. A pályázóknak tervezett előadásuk tartalmi összefoglalását s egy mértéktartó költségvetési javaslatot kellett benyújtaniuk (két tag írásos ajánlását is mellékelve). Az évente legfeljebb egy alkalommal igénybe vehető támogatás az utazási és szállásköltségre, a konferencia regisztrációs díjára és némi költőpénzre nyújt fedezetet, de a pályázónak kötelezettséget kell vállalnia arra, hogy e költségek 10 százalékát saját forrásaiból fedezi. Az ISI Végrehajtó Bizottsága összességében igen sikeresnek ítélte e kezdeményezést, melynek eredményei – a 2001. június 30-i helyzet szerint – a következők voltak: összesen 88 pályázatot nyújtottak be, amelyek közül 4 nem felelt meg a követelményeknek, 26 pedig az alap kimerülése után érkezett be. (A feltételek között szerepel, hogy az elbírálás az érkezési sorrendnek megfelelően történik.) Végző soron 58 pályázatot

fogadtak el, ezekre átlagosan 1725 amerikai dollár támogatást folyósítottak. A sikeres pályázók közül 31 ázsiai volt (közülük 18 indiai), 9 afrikai, 3 pedig latin-amerikai országból, illetve a karibi térségből származott. A Kelet-Európából elfogadott 15 pályázat a következőképpen oszlott meg országok szerint: Románia 5, Oroszország 3, Csehország 3, Litvánia 2, Szlovákia 1, illetve Ukrajna 1 fővel részesült a konferenciárszveteli támogatásokból. A szülői ISI-ülésszaki részvételhez 27 fő kapott támogatást, míg a többi 31 alkalom az ISI-társzervezetek különböző rendezvényei között oszlott meg. A ki nem elégített igények viszonylag magas hányada alapján az ISI Végrehajtó Bizottság egyrészt arra a következtetésre jutott, hogy a Fejlesztési Alap létrehozása valós célokat szolgál, s e kezdeményezést feltétlenül folytatni kell, másrészt, hogy a szállásköltségek, illetve a költőpénz eddigi térítési összegét indokolt ésszerű mértékben korlátozni, hogy minél több pályázat támogatására nyíljon lehetőség. Hazai szempontból eléggé elgondolkodtató a magyar részvétel hiánya. Ezért főleg a fiatalabb szakemberek figyelmét szeretném felhívni arra, hogy szakmailag megalapozott, pénzügyileg mértéktartó és mindenekelőtt időben benyújtott pályázattal az ISI Fejlesztési Alaptól lényeges segítséget kaphatnak tudományos vizsgálataik, vagy más kutatási eredményeik nemzetközi fórumon történő bemutatására.

Tűű Lászlóné dr.

MAGYAR SZAKIRODALOM

LÖKKÖS JÁNOS:

TRIANON SZÁMOKBAN

Püski Kiadó Kft. Budapest, 2000. 383 old. + 4 térkép.

A szerző „Az 1910. évi magyar népszámlálás anyanyelvi adatainak elemzése a történelmi Magyarországon” alcímű kötet olvasóhoz szóló bevezetésében több célt jelöl meg könyve megírása okán. „...Elsődleges célja ... elősegíteni a tisztánlátást...” a trianoni kérdésben. „Álmokat, illúziókat illúzióként szembeesíteni a valósággal a realitásokkal a számok nyelvén is.” (11. old.) További cél a különböző kiadványokban megjelent, sokszor pontatlan területi és lélekszámadatok pontosítása, a hibás adatok szóvá-tétele. Ugyancsak célja az eredeti forrásokban, a népszámlálási kötetekben levő adatok újszerű csoportosításban való közzététele, amely egyúttal az ismeretterjesztést is célul tűzi ki. „...ugyanis az elmúlt évtizedekben nemzedékek nőttek fel, akiknek a történelmi

Magyarországról, Trianonról homályos ismeretei vannak...”

Az I. részben több elvi, fogalmi és gyakorlati kérdés rövidebb-hosszabb kifejtését olvashatjuk. A szülőföldtől a hazaszeretethez, a magyar szempontú történetírástól a fogalmi és számszaki pontatlanságokig, egészen a „ki a felelős Trianonért?” kényes kérdéséig sokféle problémafelvetés tárul az olvasó elé. Az ún. elvi kérdésektől a konkrét kiadványkritikai megjegyzésekig sokféle témakör vetődik fel, melyet az ugyancsak elméleti jellegű fogalmi kritikai megjegyzésekkel és egyéb pontatlanságok fel-
említésével egészít ki a szerző.

A hazaszeretet nem nacionalizmus, írja a szerző. A nemzeti szellemű, magyar érdekű történelemírás sem nacionalizmus, ha a történelmi tényeken, a valóságon alapul. Hangsúlyozottan szükséges a gondos, pontos fogalmazás, például Burgenland, Szlovákia csak Trianon óta létezik, korábbi adataikkal kapcsolatban hibás ezen a néven nevezni ezeket.

Az elmúlt években megjelent számos mű sok fogalmi pontatlanságot, felcserélt elnevezést tartalmaz. Ilyenek a történelmi Magyarország megnevezés használata a történelmi Magyarország helyett, az anyanyelv és a nemzetiség kategóriáinak összekeverése, a rutén és az ukrán, a horvát és a szerb nemzetiség egybeomlása.

A számszaki és egyéb pontatlanságok közé sorolható, hogy kevés az olyan kiadvány, amelyik a népességi adatok mellett a területi adatokat is fel tüntetné, ezáltal tisztázva, hogy az egyes földrajzi fogalmak valójában milyen területre vonatkoznak. Így kiderülne, hogy az Erdély megnevezést a történelmi Erdélyre, vagy ennél nagyobb területre érti-e, a Délvidék a Bácska-Bánátra vagy a Drávaszöggel és a Muravidékkel együtt értendő-e, a történelmi Magyarország adataiban Horvát-Szlavonország, valamint Fiume város és kerülete is benne van-e stb.

A Trianon utáni Magyarország területének nagyságáról a különböző kiadványokban, forrásokban eltérő adatok szerepelnek. A hibás területi és össznépességre vonatkozó adatok további részletezésénél (anyanyelv, vallás stb.) még több eltérés jelentkezik. Külön alfejezetben (6.) foglalkozik a szerző a Központi Statisztikai Hivatal kiadványsorozatával – amelyben az elcsatolt területek településenkénti anyanyelvi, nemzetiségi adatait teszik közzé –, ezek sem mentesek a hibáktól – mint írja – az új államhatárok által kettévágott települések adatait nem egységesen kezeli, ezért célszerű lenne a sorozat végén egy összegező kötet megjelenítése, hibajegyzékkel ellátva. Mindazonáltal nagy jelentőségűnek tartja a sorozat összeállítását és megjelentetését.

A II. rész 1-6. fejezetében 22 táblán az 1910. évi népszámlálás legfontosabb anyanyelvi és vallási adatait ismerteti a szerző, a 7. fejezetben 13 táblán az 1840–1910. évi visszatekintő adatok szerepelnek. A táblák a teljes történelmi Magyarország adatait tartalmazzák, amelyekben Horvát-Szlavonország adatai is benne foglaltatnak. A 20 886 487 fő jelenlévő népességből 1,3 százalék, 278 130 fő volt a külföldi honos, a népesség 3 százaléka, közel 600 ezer fő távollévőként nem került bele a népességszámba. A 141 743 fő katonai népességnek az egyes települések adatainak vizsgálatakor van az anyanyelvi, vallási stb. adatokat befolyásoló, torzító hatása. A teljes, polgári és katonai népesség 48,12 százaléka, 10 051 000 fő volt magyar anyanyelvű. A népesség 81 százaléka, a nem magyar anyanyelvűek 90 százaléka községekben élt, ami a községek anyanyelv-megtartó képességét bizonyítja. Írni és olvasni tudott a népesség 56 százaléka, a magyar anyanyelvűek 67, a nem magyar anyanyelvűek 47 százaléka. Az utóbbi átlagon belül nagy a szóródás: a németeknél 70, a

ruténeknél 23, a románoknál 28 százalék volt ez az arány. A nem magyar anyanyelvűek közül magyarul tudott 1 millió 940 ezer fő (az össznépesség 9 százaléka) a magyarul tudók aránya tehát 57 százalék volt. A nem magyar anyanyelvű népesség nagy része (82 százalék) nem tudott magyarul, tehát tömeges elmagyarosodásukról nem lehet beszélni. A népesség 77 százaléka csak anyanyelvén beszélt.

1857 és 1910 között a teljes népesség száma 52 százalékkal nőtt, ezen belül a magyarok 63, a németek 67, a szlovákok 30, a románok 31, a rutének 21 százalékkal. Minden nem magyar anyanyelvű népesség száma nőtt, tehát túlzott magyarosításról, amely a nem magyar anyanyelvű népesség számának csökkenéséből eredt volna, nem beszélhetünk. A magyar népesség számának növekedésében a természetes szaporodás mellett az asszimilációnak is szerepe volt, az asszimilációs nyereség nagyobb része a német anyanyelvű népességéből eredt.

A III. rész az 1910. évi népszámlálás anyanyelvi adatait 30 táblában, területi részletezésben elemzi. Az országrészenkénti bontás földrajzi elhelyezkedésük szerint 10 csoportba sorolja a vármegyéket és törvényhatósági jogú városokat, úgymint Dunántúl, Felvidék nyugati része, Duna-Tisza köze, Budapest székesfőváros, Felvidék keleti része, Tiszántúl, Tisza-Maros szöge, Történelmi Erdély, Fiume és Horvát-Szlavonország. Az adatok az egyes anyanyelvek koncentráltóságát, illetve szétszórtságát mutatják. A németek igen szétszórtaan éltek, a horvátok, a románok és a rutének koncentráltága egyértelmű.

Vármegyei bontásban 71 vármegye és 31 törvényhatósági jogú város anyanyelvi arányok szerint kategorizált adatait megmutatják, hogy közülük hányban voltak az egyes anyanyelvhez tartozók többségben és ez a többség milyen arányt képviselt. Magyar anyanyelvű abszolút többség 31 vármegyében és 18 törvényhatósági jogú városban, relatív többség 4 vármegyében és 1 törvényhatósági jogú városban (Újvidék) volt. Román abszolút többség volt 11 vármegyében, relatív többség 2 vármegyében. Szlovák abszolút többség 9 vármegyében és 1 törvényhatósági jogú városban (Selmecbánya), a relatív többség 1 vármegyében fordult elő. A horvátok 6 vármegyében és 2 törvényhatósági jogú városban voltak abszolút és 1 törvényhatósági jogú városban relatív többségben. Német abszolút többség csak Moson vármegyében és Sopron törvényhatósági jogú városban, relatív többség 1 vármegyében és 4 törvényhatósági jogú városban (Pozsony, Temesvár, Versec, Zimony) jelentkezett. Lika-Korbava vármegyében a szerbek voltak abszolút többségben, nekik Szerém és Torontál vármegyékben, továbbá Pancsova és Zombor törvényhatósági jogú városokban

relatív többségük volt. Rutén relatív többség volt Máramaros és Ung vármegyében, olasz relatív többség Fiume törvényhatósági jogú városban.

Járási, községi bontásban a vármegyei bontáshoz képest árnyaltabb képet kapunk. A történelmi Magyarország 12 943 községének 98 százalékában egyértelműen valamelyik anyanyelvi népesség van többségben, mintegy 9 ezer községet anyanyelvi „szintiszta” községnek nevezhetünk. Az 509 járásból 461, a 125 rendezett tanácsú város közül 100, a 31 törvényhatósági jogú város közül 22 olyan, amelyekben valamelyik anyanyelv jelenléte 50 százalék fölötti. Ezekben élt a népesség 73 százaléka, ezen belül a magyar anyanyelvű népesség 84 százaléka. Magyar abszolút többségű 182 járás, 66 rendezett tanácsú város és 18 törvényhatósági jogú város. A 80 százalék fölötti anyanyelvi arányt képviseli 268 járás (ebből 137 magyar), 61 rendezett tanácsú város (ebből 50 magyar) és 15 törvényhatósági jogú város (ebből 14 magyar). Ezekben a népesség 51 százaléka, a magyar anyanyelvűek 71 százaléka él.

A IV. rész 35 táblája foglalkozik a megmaradt és az elcsatolt területek részletes adataival. 1919. február 6-án Csehszlovákia, Románia és a Szerb-Horvát-Szlovén állam közös memorandumot juttatott el a békekonferenciához, ami szerint Vác, Balassagyarmat, Miskolc, Sátoraljajhely stb. is Csehszlovákiához, Makó, Békéscsaba, Gyula, Berettyóújfalú, Mátészalka, Fehérgyarmat stb. is Romániához, Baja, Pécs, Barcs stb. is a Szerb-Horvát-Szlovén államhoz került volna. Ausztria Sopron mellett Mosonmagyaróvár, Kőszeg és Szentgotthárdot is magának követelte. Az amerikai határjavaslat alapján Komárom, Losonc, Ungvár, Munkács, Szatmárnémeti, Nagykároly, Nagyvárad, Arad, Szabadka és Zenta Magyarországon maradt volna. A kisantant államok félték a népszavazástól, a Bánát hovatartozásában is inkább megegyeztek a szerbek és a románok, nehogy egy népszavazás precedenst teremtsen.

Több mint 200 települést két- vagy háromfelé vágott a trianoni határ, e települések nagyrészt külterületi részeit ide, vagy oda csatolták, népséggel, vagy a nélkül. A történelmi Magyarország 31 törvényhatósági jogú városából 20-at, 125 rendezett tanácsú városából 93-at, 12 943 községének 73,6 százalékát, 325 411 négyzetkilométeres területének 71,4 százalékát, 20 886 487 fős népességének 63,54 százalékát elcsatolták. A 10 millió 51 ezer fős magyar anyanyelvű népesség egyharmada, 3 millió 320 ezer ember került a környező államok fennhatósága alá. A németek 73 százalékát, a szlovákok 92 százalékát (ebből 86 százalék Csehszlovákiába), a románok 99 százalékát (ebből 96 százalék Romániába) csatolták el Magyarországtól.

A kétnyelvűség megkönnyíti az asszimilációt, ezért fontosak azok az adatok, amelyek a csak anyanyelvükön beszélők számát tartalmazzák. Az adatok csak vármegyei és törvényhatósági jogú városi bontásban állnak rendelkezésre, így a békediktátum által megbontott 29 vármegyének és 3 törvényhatósági jogú városnak az adatait becsléssel kellett megállapítani. A határainkon túlra került magyar anyanyelvűek 70 százaléka csak magyarul beszélt, a nem magyar anyanyelvűek közül 1 millió 406 ezren tudtak magyarul. Az elcsatolt területeken tehát összesen 4 millió 725 ezer ember beszélt magyarul.

Az Ausztriához csatolt terület adatai az egyes községrészek ide-oda csatolásai miatt a különböző forrásokban eltérnek egymástól. A 3967 négyzetkilométer területen 1910-ben élt 291 323 ember 8,9 százaléka magyar, 74,45 százaléka német anyanyelvű volt, összesen 27,68 százalék tudott magyarul. A magyarok 62,9 százaléka, a németek 77,9 százaléka csak anyanyelvén beszélt. A népesség 84,04 százaléka római katolikus, 13,53 százaléka evangélikus volt, 72,1 százalék tudott írni, olvasni.

A Lengyelországnak jutott területről a csehszlovák és a lengyel kormány közötti megegyezés döntött. E területről is több eltérő adat ismert. Több községcsere, határkiigazítás után, végeredményben összesen 25 község került Lengyelországhoz, ezek 1910. évi területe 549 négyzetkilométer, népességszáma 23 662 fő volt.

Csehszlovákiához 3 millió 518 ezer fő került, közülük csak relatív többségben (48%) voltak a szlovákok, 30 százalék magyar, 12 százalék rutén és 8 százalék német volt. A magyarok kétharmada csak magyarul beszélt.

Az új határokról való román elképzelések megvalósulását (keleti határ a Dnyeszter, a nyugati a Tisza) titkos nemzetközi szerződés is támogatta. 1916-ban az antant hatalmak közel 127 ezer négyzetkilométert (Bihar és Szatmár vármegye egészét, Békés és Csongrád vármegye nagy részét is) ígértek Romániának az Osztrák–Magyar Monarchia megtámadásáért. A béketárgyalásokra készült román memorandum az 1910. évi népszámlálás adataira hivatkozva, a követelt területeken élő magyarok számát igyekezett minél kevesebbnek feltüntetni. A székelyek számát levonták a magyarokéból. Az izraelita vallásúakat nemzetiségként mutatták ki (73 százalékuk magyar anyanyelvű volt) és közülük még a német anyanyelvűek nagy részét is a magyar népségből vonták le. A görög katolikusok és a görögkeletiek a memorandum szerint mind románok. Az sem zavarta a memorandum készítőit, hogy a görög katolikus vallású magyarok 63 százaléka, a görögkeleti vallású magyarok 57 százaléka csak magyarul

beszél. Végül a románok számát úgy állapították meg, hogy egy osztrák statisztikus által 1867-re megállapított 2 millió 647 ezer fős román népesség számát az össznépesség 1867–1910 közötti szaporodási arányával (41 százalék) felszorozták, a kapott 3 millió 725 ezres számból levonták a bánáti románok 600 ezres és a kivándoroltak 200 ezres számát és a románok így nyert 405 ezer fős növekedését levonták a magyarokéból. Magyarország csak 1920 elején, egy év késéssel fejthette ki álláspontját a román memorandumban foglaltakról és az abban szereplő adatokról. A bekediktatásban 6 törvényhatósági jogú várost, 35 rendezett tanácsú várost és 4089 községet csatoltak Romániához. Ezeknek az 1910. évi közigazgatási határok szerinti területe 102 811 négyzetkilométer, lakosságuk 5 millió 257 ezer fő, ebből 54 százalék román, 32 százalék magyar anyanyelvű.

Csak a Szerb-Horvát-Szlovén államhoz került ún. Délvidék esetében beszélhetünk elcsatolásról, Horvát-Szlavonország társország volt, amely elszakadt Magyarországtól. A szerbek a nem nekik ítélt területekről vonakodva vonultak ki. 1921. augusztus 14-én Pécssett – szerb segítséggel és Linder Bélának, a Károlyi-kormány volt hadügyminiszterének közreműködésével – kikiáltják a Baranya-Baja Szerb Magyar Köztársaságot. A szerbek – az antant határozott fellépésére – kiűrik a területet és a magyar csapatok 1921. augusztus 22-én bevonulnak Pécsre. Az Szerb-Horvát-Szlovén államhoz került, közel 21 ezer négyzetkilométeres területen sehol sem volt szerb abszolút többség.

Fiume város területe 1910-ben 20,56 négyzetkilométer, 49 806 fős népességének 48,6 százaléka olasz anyanyelvű volt.

A Magyarországon maradt terület adatai számos határkiigazítást követően javításra szorulnak, ami az 1910. évi népességszámokra vonatkozóan a népszámlálási kötetekben nem minden esetben történt meg.

A 2000. évi államhatárok a Trianonban megállapítottól a következőkben térnek el: Dunacsúny, Horvátjásfalva és Oroszvár 1947. október 15-én Csehszlovákiához, Kárpátalja Csehszlovákiától a Szovjetunióhoz, Fiume 1945-ben Jugoszláviához került.

Az V. részben a soproni népszavazást három tábla segítségével elemzi a szerző. Vitába száll az olyan megállapításokkal, amelyek szerint Nyugat-Magyarországon érvényesült az etnikai elv, a soproni népszavazás látszatszavazás volt és nem volt szabad népakarat. Végül hét tábla a környező országok 1910–1992. évi anyanyelvi–nemzetiségi adatait közli.

A trianoni igazságtalanságot számszerűen is bemutató kötet – amelyben több a szám, mint a betű – legfontosabb megállapítása, hogy az elcsatolt 3 és fél millió lélek a sok százezer magyar áttelepülése, elűzése, kivándorlása, kitelepítése, széttelepítése és meggyilkolása ellenére 80 év alatt csak 2 millió 800 ezerre csökkent. Ez azt bizonyítja, hogy Trianonban az ezeréves magyar államot szétdarabolták ugyan, de a magyar nemzet megmaradt és él.

Pálházy László

STATISZTIKAI HÍRADÓ

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Az MTA Statisztikai Bizottsága legutóbbi, kibővített ülését 2002. január 15-én tartotta. Az ülésen *dr. Soós Lőrinc*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese, a statisztikai szolgálatra háruló kiigazítási feladatokról tartott előadást. A témához kapcsolódva *dr. Besenyei Lajos*, a Miskolci Egyetem rektora a statisztikatudomány és a statisztikaoktatás feladatait vázolta.

A német kitelepítés, 1945–1947 címmel tartottak tudományos tanácskozást 2002. február 20-án a Magyar Tudományos Akadémián. A tanácskozás szervezője volt többek között a Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztálya, a Magyar Tudományos Akadémia Demográfiai Bizottsága és a Magyarországi Németek Országos Önkormányzata. Az ülés támogatói a Központi Statisztikai Hivatal és a Nemzeti Etnikai és Kisebbségi Hivatal voltak.

A konferencia délelőtti ülésén, amelynek megnyitója és egyben levezető elnöke *dr. Kaltenbach Jenő*, a nemzeti és etnikai kisebbségi jogok országgyűlési biztosa volt, előadások hangzottak el a magyar népszámlálások és a német kisebbség viszonyáról, a kollektív bűnösség elvéről, a kelet-közép-európai németiség kiűzésének tipológiájáról. *Dr. Lakatos Miklós*, a KSH főosztályvezető-helyettese, *dr. Heinz Ervinnel*, a KSH ny. szakfőtanácsosával közösen készített munkájuk alapján előadást tartott a németek kitelepítésére használt névjegyzékek összeállításának történelmi körülményeiről és felhasználásukról. *Czibulka Zoltán*, a KSH főosztályvezetője a névjegyzékre vétel okait és a névjegyzéken szereplők demográfiai jellemzőit ismertette.

A délutáni szekció levezető elnöke *dr. Manherz Károly*, az Eötvös Loránd Tudományegyetem Germanisztikai Intézetének igazgatója volt. Az ülésen a magyarországi német kisebbségek kitelepítés utáni újrászerveződéséről, illetve a német kisebbséget ért történelmi traumák feldolgozásáról hangzottak el előadások. A hozzászólások fontos részletekkel gazdagították a tanácskozást. A konferencia *dr. Manherz Károly*

zárszavával fejeződött be. (A konferencia részletes ismertetésére a későbbiekben még visszatérünk.)

Foglalkoztatásstatisztikai munkaértekezlet tartottak 2002. január 17. és 18. között Luxembourgban az EUROSTAT rendezésében. Az értekezlet témája a 2003-as évi munkaerő-felvétel kérdőívvel (Labour Force Survey) kapcsolatos kérdések megbeszélése volt. A résztvevők szerint a kérdőív a kiegészítésekkel túl részletessé és helyenként elmentmondásossá vált. A kereseti kérdést, amely kötelezővé válna a kérdőívben, több ország az önkéntesen megválaszolható kérdések kategóriába sorolná. Az EUROSTAT a változtatások szükségességét a munkaerő-piaci és a szociális irányelvek megvalósulásának mérési igényével indokolta. Az EU fontosnak találja az üres álláshelyek mérését, mert az új álláshelyek száma alapinformációnak számít. A munkaértekezleten magyar részről *dr. Lakatos Judit*, a KSH főosztályvezetője vett részt.

Egészségügyi kongresszus Brüsszelben. Az Európai Közegészségügyi Társaság (European Public Health Association – EUPHA) 2001. december 6. és 9. között tartotta kongresszusát és végrehajtó bizottsági ülését Brüsszelben. A plenáris üléseken és párhuzamos szekciókban elhangzott 108 előadás 35 ország kutatóinak munkájáról adott számot. Ezenkívül több mint száz poszter bemutatására is sor került. A vizsgált témakörök a következők voltak:

- az egészségügyi információs rendszerek Európában;
- az egészségügyi információs rendszerek felhasználói;
- az adatok nemzetközi összehasonlíthatósága;
- az információtól az intervencióig;
- az intervenciótól a szakmapolitikai döntésekig;
- közegészségügyi előrebecslések;
- az Egészségügyi Világszervezet feladatai az egészségügyi információ területén;
- a közegészségügy új mutatói.

A tanácskozáson magyar részről *dr. Józán Péter* elnöki tanácsadó vett részt, aki a Nemzetközi Tudu-

mányos Bizottság tagjaként részt vett a kongresszus előkészítő munkájában.

Látogatás Svédországban. 2002. január 14. és 16. között magyar küldöttséget fogadott a stockholmi Svéd Statisztikai Hivatal. A látogatás célja az EU tagországok közötti termékforgalmat megfigyelő statisztikai rendszer (INTRASTAT) svéd változatának megismerésére volt. A svéd hivatal Külkereskedelmi Statisztikai főosztályának szakértői ismertették a rendszer főbb jellemzőit. Az INTRASTAT egyfajta kérdőíven a legkevesebb adatot gyűjti és a hiányzó adatokra becsléseket végeznek. Hangsúlyozták kedvező tapasztalataikat az adatszolgáltatók számára üzemeltetett telefonos információszolgálat kiépítésével kapcsolatban. A Központi Statisztikai Hivatalt *Kelecsényiné Gáspár Katalin* főosztályvezető-helyettes, *Bassó Lídia* vezető-főtanácsos és *Magyarszékly Zsolt* osztályvezető képviselte.

A Nemzeti Számlák Európai Rendszere (ESA 1995). A nemzetközi statisztikai dokumentumokat bemutató sorozat ötödik kötete az Európai Unió, illetve az EUROSTAT egyik legfontosabb statisztikai módszertani kézikönyve. A nemzeti számlák európai rendszere olyan zárt statisztikai rendszer, amely lehetővé teszi, sőt ajánlásainak az EU tagországaira nézve kötelező jellege miatt garantálja is, hogy valamennyi tagállam azonos fogalmakat, osztályozásokat, szemléletet alkalmazva, azonos elszámolási elveket követve építse fel nemzeti számlarendszerét és ezen belül számíton ki olyan, az európai integráció szempontjából is fontos mutatókat, mint a bruttó hazai termék (GDP) vagy a bruttó nemzeti jövedelem (GNI). Az ESA mint számlarendszer összhangban áll az ENSZ számlarendszerének (SNA 93) ajánlásaival, de a közösség tagállamai közötti jóval nagyobb mértékű homogenitás miatt határozottabban – nem ajánlás, hanem jogszabály formájában – fogalmazza meg a számítások végzésének menetét valamennyi lényeges gazdasági művelet vonatkozásában. A magyar nemzeti számlarendszer az ESA követelményeit szem előtt tartva alakította ki alkalmazott megoldásait, így biztosítva az EU-harmonizációs követelmények megvalósulását.

(A Nemzeti Számlák Európai Rendszere (ESA 1995). Nemzetközi statisztikai dokumentumok. 5. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2002. 625 old.)

A Magyarország nemzeti számlái 1998–1999. című kiadvány tartalmazza a bruttó hazai termék (GDP) és a bruttó nemzeti jövedelem (GNI) adatait. A kötet főbb fejezetei: 1. A nemzetgazdasági muta-

tók idősorai; 2. A nemzetgazdaság integrált számlái; 3. A termelés, a jövedelmek és a felhasználás fő adatai; 4. A vállalatok és a pénzügyi vállalatok szektorának számlái; 5. Az államháztartási szektor számlái; 6. A háztartási szektor számlái; 7. A háztartásokat segítő nonprofit intézmények szektorának számlái; 8. Kiegészítő statisztikai táblák.

A kiadványt módszertani megjegyzések, fogalommagyarázatok és grafikonok zárják.

(Magyarország nemzeti számlái 1998–1999. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 159 old.)

A humán és a gazdasági fejlődés című kiadvány az ENSZ Fejlesztési Programja (United Nations Development Programme – UNDP) Humán Development Report című éves jelentésére támaszkodva, annak adatait és értékelését felhasználva nemzetközi összehasonlításban vizsgálja, elemzi a magyar fejlődést az alábbi szerkezetben.

- Az emberi fejlettség indexe (HDI) és ennek tényezői.
- Gazdasági teljesítmények és a humán fejlettség.
- A nemek közötti egyenlőtlenségek.
- Prioritások a ráfordítások terén.
- Globális kezdeményezések az emberi fejlődés technológiai alapozása érdekében.
- A nemzeti stratégiák és az emberi kreativitás szerepe.

A kiadványt módszertani fejezet zárja.

(A humán és a gazdasági fejlődés. Nemzetközi összehasonlítás. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 72 old.)

A Kutatás és fejlesztés 2000 címmel megjelent kiadvány két fő részből áll. Az összefoglaló táblázatok a kutatás, fejlesztés (K+F) személyi, tárgyi feltevételeinek alakulását, létszám- és pénzügyi adatait, főbb strukturális adatait, a K+F tevékenység egyéb adatait, a tudományos kutatók és a segédzsemetzet iskolai végzettségét, a tudományos minősítéssel rendelkezőket, a tudományos továbbképzésben részt vevőket mutatja be. Megismerhetők a K+F területi adatai és a K+F OECD-adatszolgáltatása. A részletes táblázatok című rész tartalmazza a K+F helyek adatait tudományágak, gazdasági ág, gazdálkodási forma, létszám-kategóriák, terület szerint. Külön ismertetik a Magyar Tudományos Akadémia kutatóintézetének és a Földművelésügyi és Vidékfejlesztési Minisztérium tudományos irányítása alá tartozó kutató-fejlesztő helyek adatait.

A kiadványt módszertani megjegyzések zárják. A szöveges rész angol nyelven is megtalálható.

(Kutatás és fejlesztés 2000. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2001. 104 old.)

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

MAGNUS, J. R. – TONGEREN, J. W. V. – VOS, A. F.:

NEMZETI SZÁMLÁK BECSLÉSE A MUTATÓK VISZONYSZÁMAIVAL

(National accounts estimation using indicator ratios.) –
Review of Income and Wealth, 2000. 3. sz. 329–350. p.

A nemzeti számlák összeállításához több oldalról ellenőrzött becslések szükségesek. A szerzők – a tilburgi és az amszterdami egyetem kutatói – a becslésekhez viszonylag könnyen kezelhető, a valóságos folyamatokhoz közelálló összefüggéseket alkalmaznak, mégpedig a Bayes-módszerre és az SNA (System of National Accounts) fontosabb mutatóinak viszony-számaira építve.

A cikk áttekintést ad a nemzeti számlák összeállításához jelenleg alkalmazott alapadatokról, ezek összefüggéseiről, mutatóik struktúrájáról. A becslésekhez különféle változók arányszámait is alkalmazzák, mint például a hozzáadott érték a kibocsátáshoz viszonyítva, a hozzáadott értékek közötti viszony a vállalatok nagyságcsoportjai szerint, árresek és a szállítási ráfordítások aránya a termékáramlásban stb.

A nemzeti számlák alapvető mutatói említett viszonyszámainak ez esetben az a rendeltetése, hogy segítségével megfelelő helyesbítéseket végezhesse. Javítható ezáltal a lefedettség, bár előfordulnak hiányzó adatok. Az alapmutatók viszonyszámait egyben alkalmasak az adatok konzisztenciájának vizsgálatára. Több területen csak szórványosan lelhetőek fel a nemzeti számla összeállításához szükséges alapadatok, főleg a fejlődő országok statisztikáiban. A fejlett országok körében is tapasztalható adathiány, például a negyedéves nemzetgazdasági elszámolások összeállításához.

Az ENSZ Statisztikai Hivatala „Handbook of National Accounting: A System Approach to National Accounts Compilation” címmel megjelent kézikönyve nagy teret szentel a nemzeti számlák rendszerszemléletű, az informatikai eszközöket intenzíven hasznosító összeállítására.

A nemzetközi módszertani fejlesztés új lendületet ad a mutatók közötti összefüggések kutatásának is. Az ENSZ 1999-ben kiadott módszertani elvei felhasználják a különféle mutatók közötti kölcsönhatásokat a nemzeti számla konzisztens becsléseihez, a fontosabb mutatók sokirányú elemzéseire.

Nagyon széles értelemben értelmezhető itt a nemzetgazdaság elszámolásai, amelyek a becslésekhez felhasználják – az alapösszefüggések mellett – az alkalmazott osztályozások konzisztens koncepcióját is. Ez a munka nem korlátozódik tehát a bruttó hazai termék (GDP) becsléseire, hanem figyelmet fordít a szektorok szerint tagolt számlákra is, az 1993. évi SNA előírásai szerint. A mutatók mélyebb összefüggései arra is lehetőséget adhatnak, hogy a nemzeti számlákhoz kapcsolják a nem makrogazdasági jellegű (natúrális) adatokat, az ún. szatellit-számlákkal.

A cikk alapvető mutatók közötti összefüggések között tárgyalja az egy lakosra jutó GDP, vagy a jövedelem felhalmozási hányada mutatóit. Ez a kiemelés figyelembe veszi, hogy az ilyen viszonyszámok alkalmasabbak a nemzetközi összehasonlításra, mint az abszolút adatok (például a lakosság száma, a beruházások alakulása). A nemzeti számlák mögöttes adatállománya igen terjedelmes, és az alkalmasan választott makrogazdasági mutatók elemzési célú összefoglalásként kezelhetők.

A szerzők hivatkoznak azokra a korábbi vizsgálatokra, amelyek a kiinduló alapadatok megbízhatóságá-

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

ra irányultak, az ötvenes és hatvanas években. A brit, az ausztrál és a kanadai nemzeti számlák becsléseinek eredményeihez kiegészítésként azt is közlik, hogy a publikált mutatók milyen megbízhatóságúak.

Általánosabb gyakorlat a megbízhatóság növelésére, hogy a számlákat mérlegként kezelik, megfelelő egyenlegekkel. Egyes kutatók a lineáris programozást felhasználva állítják össze a számlákat, és becslést adnak arra, hogy a kezdeti bizonytalanság miként befolyásolja a közölt végső mutatók megbízhatóságát. A szerzők is ez utóbbi elemzési módszert alkalmazzák.

A cikk matematikai összefüggésekkel fejezi ki, hogy miként lehet helyesbíteni a nem megbízható megfigyeléseket, ha az eltérések meghaladják a megengedett szórást.

A makrogazdasági jövedelem (y) a fogyasztási (c), a felhalmozási (i) és az államháztartási (g) felhasználási célokkal van kapcsolatban, ahol az ismert $y = c + i + g$ alapösszefüggés segítségével lehet egyes tételek bizonytalanságára következtetni. Legyen a jövedelem publikált adata $y = 230$ egység (11,5 százalékos relatív szórással) és az államháztartási számlák becslült egyenlege $g = -44$ egység (2,2 százalékos relatív szórással).

A szerzők számításai szerint a példa szerinti nemzetgazdaságban, a konzisztens becslésre ajánlott módszerrel 5 százalékos bizonytalansággal állítható, hogy a publikálthoz közeli $y = 239,7$ (8,2%) jövedelemből $c = 211,6$ (8,2%) a fogyasztás, $i = 72,5$ (8,2%) a felhalmozás és mintegy $g = -44,4$ (2,2%) az államháztartási számlák egyenlege.

A cikk a klasszikus statisztikai becslésekben alkalmazott módszerekkel (általánosított legkisebb négyzetek, amely legjobb torzítatlan lineáris becslést ad) összevetve bemutatja a Bayes-egyenletek összefüggéseit, és alkalmazását.

A makrogazdasági gyakorlatban a kiinduló adatok nagy részére az jellemző, hogy a viszonyuk nem lineáris. A változókat több esetben viszonyozásukkal fejezik ki, amelyek – az elméleti összefüggéseket felhasználva – alkalmasak a lineáris becslési eszközök alkalmazására. A szerzők bevezetik a „latens változó” (x és y) fogalmát, és ismertnek feltételezik viszonyozásukat az $R = y/x$ hányadossal.

A cikkben részletes matematikai levezetéssel bemutatott becslési módszer arra épül, hogy kiindulásként ismert a viszonyozás (R) és az egyik mutató (x), továbbá, hogy a lineáris összefüggések elfogadható bizonytalansággal átvehetők a független változók közötti kapcsolatokra. A kezdeti szórás több iterációs lépéssel mérsékelhető.

Az előbbi $y = c + i + g$ alapösszefüggést 3 becslési megközelítéssel ellenőrzik. A bemutatott

példa folytatásaként: legyen kiindulásként ismert, hogy a felhalmozás értéke $i = 73,5$ egység, vagy a felhalmozás és fogyasztás aránya $i/c = 1/3$, illetve ennek a reciproka $c/i = 3$.

Az első feltételezéssel a becslés ellenőrző számításainak végeredménye: a jövedelem $y = 239,7$ (8,2%), a fogyasztás rögzített adata (mindhárom feltételezés mellett) $c = 211,6$ (8,2%), és a két becslült adat: $i = 72,5$ (3,6%), illetve $g = -44,4$ (3,5%).

Másodikként, a rejtett felhalmozási adat becslése az $i/c = 1/3$ felhalmozás/fogyasztás viszonyozásra építhető, ebből a jövedelemre $i = 237,2$ (9,2%) a felhalmozásra pedig $i = 69,9$ (3,7%) közelítő érték adódik, az államháztartás adata és relatív szórása pedig gyakorlatilag nem módosul.

A reciproka $c/i = 3$ viszonyozás alapján végzett újabb utólagos ellenőrzés is ehhez közelálló eredménnyel járt.

A cikk megvizsgálja azt a gyakorlatban előforduló becslési helyzetet, hogy egynél több kezdeti információ áll rendelkezésre (multiple priors) bizonyos makrogazdasági mutatókra. A nemzeti számla szakértőinek megalapozott véleménye is tekinthető „adatnak” (szubjektív prior). Arra is figyelmet kell fordítani a becslések során, hogy milyen korreláció van a különböző adatforrásokból származó mutatók között. A cikkben részletesen bemutatott matematikai alapösszefüggéseket a piacgazdaság viszonyait kifejező példával lehet szemléltetni.

Tekintsük az SNA1993 előírásait követve a nemzetgazdaság 3 belföldi szereplője: a vállalatok (non-financial and financial corporations), a háztartások (households) és az államháztartás (government) számláit, és ehhez járuljon a külföld (rest of the world). A cikkben megadott példában összesen 38 makrogazdasági változó tárgydőszaki értéke szerepel, például (értékadattal kifejezve, minden adat mértékegysége közelebbről meg nem határozott egység) a nemzetgazdaság kibocsátása (3737) és éves behozatala (499), illetve kivitele (540), folyó felhasználása (1883), két szektor végső fogyasztása ($c = 1031$ és $g = 368$).

Ellenőrizhető, hogy a termelési és felhasználási elszámolások eredménye mennyiben felel meg egymásnak. Ismert továbbá az összes felhalmozás (414), amelyből a háztartások (87), a vállalatok (287) valamint az államháztartás (40) részesednek.

Az előbbi alapadatok ismeretében ellenőrizhető a GDP tárgydőszaki (piaci) és összehasonlítható (bázis évi) áron. A cikk számpéldájában ez a két érték 1854 és 1160 egység. Ismert továbbá a háztartások rendelkezésére álló jövedelem (adózás előtt 1437, a transzferekkel és adókkal nettó értékre számítva 1259) és a tárgydőszaki megtakarítás becslült értéke

(a bruttó megtakarítás 228). Ehhez járul az áruk és szolgáltatások külkereskedelmi egyenlege (+41).

A mutatók között szerepel továbbá a lakosság száma az év elején (88,7 millió fő) és az év végén (90,0 millió fő), amiből adódik a növekedés (+1,3 millió fő), és ismert a foglalkoztatottak száma teljes éves munkaidőre átszámítva (33,35 millió emberév).

Az adóztatás alapadataiból ismert a háztartások által fizetett jövedelem- és vagyonadók tárgyevi értéke (178), a megfizetett vállalati adók összege (34), a költségvetés adóbevételeinek és támogatási kifizetéseinek egyenlege (404), valamint a termelési számlákon elszámolt adók és támogatások egyenlege (191).

A termelőtevékenységek működési eredménye (459) mellett ismert a háztartások egyéb nettó jövedelme (229), a vállalatok nettó jövedelme (257), az államháztartás kifizetéseinek és bevételeinek egyenlege (46), a háztartások nettó tőkejövedelme (11), valamint a nem belföldiek jövedelmeinek és kifizetéseinek egyenlege (-8).

A cikkben példaként bemutatott nemzetgazdaság háztartásai összesen 152 egység nettó kölcsön nyújtását (net lending) számolták el, a felvevők között a vállalkozások (-64) és az államháztartás alrendszerei (-50) mellett a külföldnek nyújtott kölcsön (38) szerepel.

A bemutatott szemléltető számpélda alapján a szerzők ismertetik a számlák fontosabb összefüggéseit összesen 10 definíciós egyenlettel, ezen belül a „termelés”, a „külföld”, az „államháztartás”, a „vállalatok”, valamint a „háztartások” számláira. A nemzeti számla becsléseihez ezen túlmenő összefüggések használhatók.

Adatok állnak rendelkezésre például az input-output elszámolásból (supply and use), a nemzetgazdasági eszközfelhalmozásról (gross capital formation), a foglalkoztatottak jövedelméről (compensation of employees), az adókról, valamint az egyéb jövedelmek, kifizetések (other incomes and outlays) elszámolásaiból, továbbá a demográfiai adatokból.

A szerzők a legfontosabb makrogazdasági mutatók felhasználásával összesen 16 összefüggést vezetnek be a kiinduló adatok becsléseinek vizsgálatára (zárójelben a példa szerinti kiinduló adatokból számított középérték és szórás).

Az első csoportba az ún. vertikális mutatók összefüggései tartoznak. Ilyen viszonyszám például a GDP felhalmozási aránya (0,2233; 0,0056), a hozzáadott érték az összes kibocsátás értékében (0,4961; 0,0025), a GDP deflátor (1,6302; 0,0081), a munka termelékenysége, azaz az egy foglalkoztatottra jutó GDP összehasonlító áron (34800 USD/fő, év; 0,0032), a munkamennyiség aránya GDP-ben (0,6494; 0,0026), a

termelési adók és támogatások egyenlege a GDP-hez viszonyítva (0,1030; 0,026). Az említett makrogazdasági összefüggések termelőágazatok (gazdasági tevékenységek) szerint is elemezhetők.

A vállalati számlák körében javasolt összefüggés: a vállalati adók viszonya a bevétel értékéhez képest (0,1323; 0,0033) és az adózás utáni vállalati jövedelem a vállalat eszközfelhalmozásának értékéhez viszonyítva (0,7770; 0,0194).

A háztartások számláira javasolt összefüggés például a fogyasztási hajlandóság (propensity of consume, 0,8189; 0,0205), a háztartás eszközfelhalmozása a megtakarításhoz viszonyítva (0,3816; 0,0095), a rendelkezésre álló jövedelemből a munkajövedelmek aránya az adózás előtt (0,8406; 0,0210), a háztartás rendelkezésre álló jövedelmét terhelő adók aránya az adózás előtt (0,1239; 0,0031), a népesség növekedése (0,0147; 0,007).

Az ágazatok és szektorok összességére jellemző, ún. horizontális makrogazdasági mutatók alapján elemezhető viszonyszámok között szerepel például az import aránya az input-output elszámolásokban (0,1178; 0,0029), az államháztartás és a háztartás fogyasztása közötti arány (0,3569; 0,0089), valamint a foglalkoztatottak aránya a lakosság számához viszonyítva (0,3706; 0,0093).

A szerzők megállapítják, hogy a nemzeti számlák első becsléseihez a tárgyévvel megelőző arányszám középértékével azonos mutatóarányt lehet feltételezni, kivéve az inflációs rátát. Az előbbi példa szerinti fejlett piacgazdaságra 2 százalékos inflációt vettek figyelembe a tárgyévre, és 1,02 volt a GDP deflátor is. Voltak olyan elsődleges mutatók, amelyek pontossága jobb volt 0,5 százaléknál, ennél kevésbé megbízható mutatókra legfeljebb 2,5 százalékos, 5 százalékos, illetve több mint 10 százalékos relatív szórás jellemző. A cikk példát közöl arra, hogy bár a nemzetgazdaság összes eszközfelhasználása 2,5 százalékos pontossággal becsülhető, az ágazati megoszlásban akár 22,33 százalékos relatív szórás is adódhat, és ezzel a hányadosok pontatlansága (0,025×0,2233=0,0056) a közepes pontosságú csoportba sorolható.

A szerzők az összesen 38 változó közül kiválasztották a nemzeti számlák 11 alapvető fontosságú mutatóját. Ezek összesen 11féle viszonyszámára (key variables, key indicator ratios) alkalmazták az előzőekben említett konzisztencia-vizsgálatot. Meghatározták a 11 változóra a tárgyévvel megelőző értéket, valamint az SNA most alkalmazott módszerével összeállított tárgyevi becslést. Ehhez képest kétféle felülvizsgálatot végeztek: az „átfogó” ellenőrzés minden viszonyszámot tartalmazott, a „redukált” Bayes-becslés csak a kiemelt legfontosabb mutatók viszonyszámait.

A cikk számpéldájában a teljes nemzetgazdaság eszközfelhalmozása az előző évi 414 egységről az SNA-módszert alkalmazva 490 egységre nőtt, a redukált Bayes-bebecslés eredménye viszont 434 egység volt (ez utóbbi adat szórása 11,2). Ehhez hasonló eltérés a tárgyévi bebecslési eredmények között a többi 10 alapmutató esetén is fennáll, az SNA hagyományos számítási eljárásait összevetve a cikk szerinti redukált Bayes-bebecsléssel.

– Folyó árakon a GDP 1854 egységre nőtt 2001 egységre, csak 1938 egységre nő (30,8 szórással).

– Az áruk, szolgáltatások külkereskedelmi egyenlege sokkal nagyobb különbséget mutat: az előző évi 41 egységre nőtt 25 egységre változik, hanem 43 egységre (15,0 szórással).

– Az előbbiből adódóan a külföldnek nyújtott előző évi kölcsön 38 egységre nőtt 18 egységre csökken, hanem 40 egységre nő (15,0 szórással).

– Az államháztartás végső felhasználása nagyon közeli bebecslési eredményeket ad: az előző évi 368 egységre nőtt 385, illetve 384 egységre (8,0 szórással) nő.

– Az államháztartás nettó kölcsönfelvétele viszont jelentősen eltér: az előző évi „net lending” –50 egységre nőtt –107, hanem –51 egységre változik (9,4 szórással).

– Eltérők a vállalati szektor nettó kölcsönfelvételének bebecslési eredményei is, az előző évi –64 egységre nőtt –87 egységre, hanem –67 egységre változik (6,6 szórással).

– Igen közeli bebecslési eredmények adódnak a háztartások végső felhasználására, mely az előző évi 1031 egységre nőtt 1102 egységre, hanem 1076 egységre növekszik. Viszonylag pontos ez a redukált Bayes-bebecslés is, a szórása 24,2, ugyanakkor az átfogó módszer szórása 20,4.

– A háztartások rendelkezésre álló bruttó jövedelem az előző évi 1259 egységre nőtt 1435 egységre, hanem 1313 egységre nő (24,2 szórással).

– A háztartások bruttó megtakarítása az előző évi 228 egységre nőtt 333 egységre, hanem csak 237 egységre nő, a szórás 17,6, ami utal a bebecslési bizonytalanságra.

– Ugyancsak eltérők a háztartások nettó kölcsönnyújtásának bebecslési eredményei: az előző évi 152 egységre nőtt 211 egységre, mint a hagyományos SNA-számítás szerint, hanem mintegy 158 egység körül alakul (11,1 szórással).

A bemutatott 10 kiemelt bebecslési eredményhez összesen a következő 11 viszonyszámot használták a kísérleti számítások során.

– Az előző évben a háztartások egy főre jutó, rendelkezésre álló jövedelme 13 989 egység/fő volt, ez nem 15 739, hanem 14 399 egységre nő (392 szórással).

– Az egy lakosra jutó GDP értéke az előző évi 20 600 egység/főre nőtt 21 944, illetve 21 246 egység/főre nő (544 szórással).

– A GDP-hez viszonyított külkereskedelmi egyenleg százalékos aránya az előző évi 2,2 százalékról nem csökken +1,2 százalékra, hanem megmarad 2,2 százalékon (0,8 szórással).

– A felhalmozások GDP-hez viszonyított százalékos aránya az előző évi 22,3 százalékról nem nő 24,5 százalékra, hanem megmarad 22,4 százalékon (0,5 szórással).

– A GDP alakulása (összehasonlító áron) nem 5,8 százalékos, csak 1,5 százalékos a növekedés.

– Az államháztartás nettó kölcsönfelvétele (net borrowing) a GDP százalékában az előző évi 2,7 százalé-

ról nem nő 5,3 százalékra, hanem megmarad 2,6 százalékon (0,5 szórással).

– Az összes adó a GDP százalékában az előző évi 21,8 százalékról nem csökken 18,3 százalékra, hanem megmarad 21,8 százalékon (0,3 szórással).

– A háztartások fogyasztási hajlandósága az előző évi 81,9 százalékról nem csökken 76,8 százalékra, hanem megmarad 82,0 százalékon (1,3 szórással).

– Az államháztartás felhasználása a háztartások fogyasztásához viszonyítva az előző évi 35,7 százalékról nem csökken 34,9 százalékra, hanem megmarad 35,7 százalékon (0,7 szórással).

– A háztartások fogyasztása a GDP százalékában az előző évi 55,6 százalékról a hagyományos SNA-számítások szerint 55,1 százalékra, a redukált Bayes-bebecslés szerint 55,5 százalékra változik (0,8 szórással), az összes viszonyszámra épített bebecslés szerint pedig 56,0 százalékra (0,7 szórással).

– Az összes nettó kölcsönnyújtáshoz képest a háztartások aránya 80 százalék az előző évben, ez nem nő 92,4 százalékra, hanem megmarad 79,7 százalékon (5,3 szórással).

A szerzők definiálják a viszonyszám (azaz a becsült mutatók Bayes-hányadosa) szórását. Az említett definiáló egyenletben a posteriorok szórása szerepel. A külkereskedelmi egyenlegnek a GDP-hez viszonyított arányát például nehéz kellő pontossággal becsülni.

A cikk megemlíti, hogy a statisztikai hivatalok nem egy, hanem 3 fordulóban készítenek bebecslést a nemzeti számlák változóiira. Legyen a tárgyév jele t (például 2000), az első bebecslések a tárgyévét követő 2-4 hónap múlva (például 2001 tavaszán) jelennek meg. Ekkor csak előzetes eredményeket közölnek néhány alapmutatóról.

A második forduló bebecslései ezt követően a $t+2$ év tavaszán (például 2002-ben) jelennek meg, és ez már átfogó számítások eredménye (comprehensive compilation). A harmadik, végső forduló bebecslései, a $t+3$ év elejéig (például 2003-ban) jelennek meg. A cikk szerinti elemzés a második fordulóban, az átfogó számításokhoz kapcsolódik. Az első szakaszban mindössze a nemzeti számlák 8 féle alapadatára készül előzetes bebecslés.

A szerzők felhívják a figyelmet arra, hogy a 11 alapvető viszonyszám közül 5 pontossága keveset javul, ha a második, majd a harmadik bebecslési szakaszban egyre több adat válik ismertté. Van két olyan viszonyszám, amelyek pontossága kissé javítható az egyre több adatra alapozott bebecsléssel, ilyen például a GDP egy lakosra jutó értéke, valamint az összes adó aránya a GDP százalékában. A viszonyszámok csak pontatlanul becsülhetők a redukált mutatókör alapján, például a GDP változása összehasonlító áron, valamint a külkereskedelmi egyenleg a GDP százalékában.

A szerzők kiemelik a javasolt mutatószámok összefüggéseinek szerepét az ún. szimultán bebecslésekben, amelyek nehézség nélkül kezelik, ha azonos

változókra több becslés áll rendelkezésre. A Bayes-becslések az összes rendelkezésre álló információt felhasználják és segítségével közvetlenül meghatározható az a konfidencia sáv, amely a középértékként megadott mutatóhoz tartozik. A nemzeti számlák hagyományos becslései csak pontbecsléseket szolgáltatnak, a mutató szórása nélkül.

A cikkben levezetett összefüggéseket alkalmazó Bayes-becslés közvetlen kapcsolatot fejez ki egyrészt az alapadatok megbízhatósága, másrészt a nemzeti számlák szokásos mutatóinak becslési bizonytalansága között.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

MARTERBAUER, M.:

VILÁGGAZDASÁGI KOCKÁZATOK – A HAZAI ÉPÍTÉSI KERESLET VISSZAESÉSE

(Hohe Risiken für die Weltwirtschaft, Einbruch der heimischen Baunachfrage – Prognose für 2001 und 2002.) – *WIFO Monatsberichte*, 2001. 10. sz. 583–592. p.

A 2001 szeptember 11-i terrortámadás a világgazdaságot és az Egyesült Államok gazdaságát meglehetősen labilis konjunktúrahelyzetben érte. Az esemény előtt az Egyesült Államok a recesszió peremén állt, Japánban és néhány dél-amerikai, délkelet-ázsiai térségben mély gazdasági válság tört ki, Európában pedig a második negyedévben megállt a növekedés. Az esemény gazdasági hatása nehezen becsülhető, függ a további nemzetközi fejleményektől, az ipari országok gazdaságpolitikai reakcióitól, valamint a lakossági és vállalati várakozások alakulásától.

A WIFO (Österreichische Institut für Wirtschaftsforschung) az Osztrák Gazdaságkutató Intézet mérsékelt optimista megközelítést választott prognózisának elkészítéséhez. Eszerint az Egyesült Államok gazdasága rövid recesszió után tavaszra stabilizálódik, a bruttó hazai termék 2001-ben 1 százalékkal, 2002-ben 2 százalékkal nő. Az EU-ban a kamat- és költségvetési politika eszközeivel stabilizáló hatást fejtenek ki a konjunktúrára. Néhány tagállam nem lesz képes betartani költségvetési céljait, de ennek árán megakadályozza a beruházási és fogyasztói kereslet megtörését. Ilyen körülmények között 2001-re 1,5 százalékos növekedés, a következő évre pedig – az Egyesült Államokból kiinduló impulzusok hatására, némi időbeli eltolódással – 2 százalékos körüli növekedés valószínűsíthető.

Az osztrák konjunktúra a nemzetközi recesszió hatására 2000 nyara óta lelassult. Ausztriában a hazai kereslet kedvezőtlenül alakul, ami főként az építőiparra vezethető vissza, melynek teljesítménye 2001. második negyedévében több mint 5 százalékkal csökkent. Az új lakások építése kereslet hiányában visszaesik, az elmúlt évek irodaépítési láza csillapodik, az útépités is csökken a települések és tar-

tományok beruházásainak visszafogása miatt. A meglévő igények és elindított projektek ellenére a vasútépítés teljesítménye is mérséklődik 2001-hez képest. Összességében az építőipari termelés 2001-ben 3 százalékkal, 2002-ben előreláthatólag további 2 százalékkal mérséklődik.

Bár a háztartások rendelkezésre álló jövedelme realértékben a viszonylag magas infláció miatt stagnál, az érzékelhetően növekvő adók is mérséklik a vásárlásokat, a fogyasztás 2001-ben mintegy 1,5 százalékkal nő. Ez a becslés a megtakarítási hányad erőteljes csökkenésén alapszik. Ha a jövedelmek növekedése 2002-ben kicsit gyorsul, a lakossági fogyasztás 1,9 százalékkal nőhet. Az infláció – stabil energiaárakat feltételezve – mérséklődik, a 2001. évi 2,6-ről 1,9 százalékra.

A konjunktúra gyengülése kedvezőtlen hatással lesz a munkaerőpiacra. Bár mindkét évben kismértékben, 0,4 százalékkal nő a foglalkoztatottság, a növekedést szinte kizárólag a részmunkaidősök adják. Visszaesőben van a foglalkoztatottság mindenekelőtt az építőiparban, a közszolgáltatásokban, a közlekedés és távközlésben. Növekszik a munkanélküliek száma, éves átlagban eléri a 200 ezer főt, ami 3,8 százalékos munkanélküliségi rátát jelent az EU-s fogalmak szerint számítva. A következő évben az átlagosnál kisebb gazdasági növekedés miatt a munkát keresők számának további növekedésével kell számolni.

A konjunktúra gyengülése az államháztartást is negatívan érinti. A jövedelem- és forgalmiadó-bevételek lassabban nőnek, a munkanélküliséggel kapcsolatos kiadások emelkednek. Az egyenleg 2001-ben rosszabb lesz a vártnál, ez a bruttó hazai termék –0,7 százalékát jelenti, 2002-re pedig –0,3 százalékos várható.

Amennyiben az Egyesült Államokban a fogyasztói és beruházói bizalom csökkenése következtében a vártnál nagyobb lesz a recesszió, ha az EU-országok konjunktúrastabilizáló gazdaságpolitikájának hatása nem tud teljes mértékben kibontakozni, akkor az osztrák gazdaság sokkal kedvezőtlenebbül fejlődhet, mint az a prognózis alapján várható. Op-

timista feltételezés a lakossági fogyasztás stabilizáló hatását lehetővé tevő lakossági megtakarítási ráta csökkenése is.

A szerző a továbbiakban részletesen bemutatja a prognózis alapjául szolgáló folyamatokat és a belőlük levonható következtetéseket.

A nemzetközi krízis miatt az olajárak reagálása és a konjunktúra támaszának számító szolgáltatási szektor – különösen a biztosítás, légi közlekedés – meggyengült. A beruházásoknál és a tartós fogyasztási cikkek vásárlásánál időbeli eltolódással kell számolni. E hátrányokat próbálja ellensúlyozni az aktív gazdaságpolitika. Ennek érdekében a rövid lejáratú kamatokat tovább csökkentették, a költségvetési politika nagyon erős expanzív eszközöket vet be, adót csökkent, kiadásnövelő programokat indít. Első lépésben a kongresszus 40 milliárd dollárt szavazott meg ezekre a célokra, ami a bruttó hazai termék fél százaléka. A központi költségvetés egyenlege gyorsan deficitessé vált, de az intézkedések a konjunktúra stabilizálásához megadták a szükséges impulzusokat. Kevésbé valószínű, de nem zárható ki egy másik forgatókönyv sem, amikor a negatív hatások erősödnek fel.

Az európai gazdasági fejlődés nagymértékben attól függ, hogy melyik forgatókönyv valósul meg az Egyesült Államokban, a viszonylag gyenge belső kereslet miatt ugyanis az európai konjunktúra korábban is nagymértékben függött az Egyesült Államokbeli növekedéstől. A konjunktúrát tovább gyengíti a skandináv államokban a kommunikációs és információtechnológiai beruházások visszaesése, Németországban és Ausztriában pedig az építőipari krízis.

Nagy jelentősége lesz a későbbiek szempontjából a költségvetési és fiskális politikának. A prognózis arra alapoz, hogy további kamatcsökkentések lesznek, és az állami költségvetési stabilizátorok minden országban hatékonyan fognak működni. A valutaunió néhány országában a tervezett stabilizációs célokat, a költségvetési deficit mértékét nem tudja majd tartani az új, rosszabb körülmények között, például Németország, Franciaország, Olaszország, Portugália. Ha azonban a költségvetésben konszolidációs intézkedéseket hoznak, elmélyülhet a konjunktúra válsága és növekedni fog a munkanélküliség. Csak egy pragmatikus költségvetési politika vezethet a gazdasági szereplők várakozásainak stabilizálásához, a beruházások és a lakossági vásárlóerő csökkenésének megállításához.

Az osztrák gazdaságot nagymértékben meghatározza a nemzetközi konjunktúra. A terrortámadás közvetlen hatása az osztrák gazdaságra csekély, mivel az exportnak mindössze 5 százaléka irányul az Egyesült Államokba, fontosabbak a közvetett hatá-

sok, a növekedés mérséklődése Ausztria azon partnereinél, amelyek gazdasága szorosan összefonódott az Egyesült Államokéval, mindenekelőtt Németországban és Olaszországban.

A külkereskedelmi mérlegben az import gyorsabban nő, mint az export. A turizmus bevételei nemzetközileg bizonyosan csökkennek, azonban Ausztria az európai vendégek számára még vonzóbb úticéllá válhat. Az utazási kiadások azonban azon keresletek közé tartoznak, amelyek konjunktúragyengülés esetén többszörösen esnek vissza.

Az építőiparban a lakásépítés a visszaeső kereslet miatt csökken. 2001-ben az elkészült lakások száma 50 ezer alatt volt, ami mintegy 10 ezerrel kevesebb az 1996–1999 között épültekénél. Az irodaépítés az elmúlt években tetőzött, ennek következtében, főként Bécsben sokkal több az irodakapacitás, mint ami szükséges. Csökkent az út- és vasútépítés is, ami azért meglepő, mert ebben a szektorban jelentős a kereslet, és sok az elkezdett projekt. A magyarázat az önkormányzatoknak a stabilizációs programban vállalt megtakarítási törekvése. Mindezek miatt az építőiparban jelentősen nőtt a munkanélküliség. Az ágazat teljesítménye a jövő évben is romlani fog. Kiutat jelenthet a mélyépítőiparban az infrastrukturális programok folytatása.

A magánháztartások rendelkezésre álló jövedelme az utóbbi három évben jelentősen nőtt, reálértékben évente 2,8 százalékkal. Ez lehetővé tette a fogyasztás növekedését a megtakarítási ráta enyhe növekedése mellett is. 2001-ben stagnál a rendelkezésre álló jövedelem, egy munkavállalóra jutó reálértéke elmarad az előző évitől. Ennek oka az áremelkedés élénk üteme, és a legutóbbi adóemelések. Tapasztalatok szerint a háztartások a jövedelmeik mérséklődő emelkedésére a megtakarítási arány csökkentésével reagálnak. A tartós fogyasztási cikkek vásárlása a jövőben sem fog növekedni, amit más oldalról az is alátámaszt, hogy gyenge lakáskereslet esetén a lakásfelszerelési cikkek iránti igény is gyengül.

A fogyasztói árak növekedése a csúcsot jelentő 2001. májusi, 3,4 százalékos értéket követően mérséklődött. 2002-re az olajárak világpiaci átlagárának stabilizálódásával számítva 1,9 százalék lehet a fogyasztói árak növekedésének mértéke. Az energia- és élelmiszerárak nélkül számított maginfláció valamelyest meghaladhatja a fogyasztói árindexet.

A foglalkoztatottság növekedése 2001-ben lelassult, a teljes munkaidőben alkalmazottak száma csökkent, a részmunkaidősöké még növekedett. A létszámcsökkenés az építőiparon kívül érinti a közlekedést és hírközlést, a közszolgáltatásokat. Ugyanakkor a termelőágazatokban, az ezeket segítő szol-

gáltatásokban és a kereskedelemben még létszámnövekedés volt.

Sok szakmában a foglalkoztatás növekedése mellett a munkanélküliség is nő. Ez a kereskedelmen kívül a gazdasági szolgáltatásokra és a mezőgazdaságra, a szálláshely szolgáltatásra és vendéglátásra, valamint a termelőágazatok néhány szakmájára igaz. Főként az utóbbiakban játszik szerepet a külföldi szezonmunkásokra vonatkozó kontingensek kibővítése is. 2002-re enyhe foglalkoztatásbővülés várható, ami azonban a szolgáltatási szektorra korlátozódik. A munkaerő-kínálat növekedni fog, elsősorban a 15-64 éves népesség számának emelkedése következtében. A munkanélküliek száma ismét növekedhet, évi átlagban 205 ezer körül várható.

A gazdasági növekedés lassulása hatással lesz az államháztartás bevételeire és kiadásaira. A pénzügyminiszter bejelentette, hogy be fogják vetni a költségvetési stabilizáló eszközöket, ami a gazdaság szempontjából helyes döntésnek tűnik. A fizetési mérleg hiányát a WIFO mintegy 10 milliárd schillingre becsüli, ami a bruttó hazai termék 0,3 százaléka. Fontos lenne, hogy a költségvetési deficit csökkentésére esetlegesen meghozandó további intézkedéseknek ne legyen keresletcsökkentő hatása.

(Ism.: *Waffenschmidt Jánosné*)

GUGER, A. – MAYRHUBER, C.:

AZ OSZTRÁK MUNKAERŐPIAC KILÁTÁSAI
ÉS A NYUGDÍJFINANSZÍROZÁS 2030-IG

(Arbeitsmarktperspektiven und Pensionsfinanzierung bis 2030.) – *WIFO Monatsberichte*, 2001. 9. sz. 553–565. p.

Az Európai Unió tagállamainak lisszaboni csúcstalálkozóján meghirdetett gazdaságpolitikai célok között a munkahelyek számának növelése mellett kiemelt hangsúlyt kapott az európai népesség öregedéséből származó hátrányos hatások ellensúlyozása. A tagországoknak a gazdasági stabilitást biztosító, illetve a fejlődés konvergenciáját szolgáló programokkal együtt saját stratégiát kell kialakítaniuk a kedvezőtlen demográfiai irányzatok kezelésére is.

Az EU 15 tagállamában az 1998. évi bruttó hazai termék (GDP) 12,6 százalékát fordították nyugdíjakra, s az összes szociális kiadás kereken 45 százalékát az időskorúak ellátása tette ki. Ausztria e viszonylag magas arány tekintetében a negyedik helyen áll (Olaszország, Franciaország és Hollandia mögött) a tagországok rangsorában.

A nyugdíjak költségvetési finanszírozásakor a következő öt évtized során a 2030. év jelenti majd a maximális igényt, mert a legnépesebb korosztályok tagjai

ekkorra érik el a nyugdíjigogosultságot. A várható költségvetési terhek becslése érdekében az EU Gazdaságpolitikai Bizottsága (EPC) által végeztetett szimuláció során az időskorúakkal kapcsolatos kiadások évi átlagos 2,8-4,1 százalékos emelkedésével számoltak 2000 és 2030 között. A GDP-ből a nyugdíjakra fordított hányad így 2030-ban az optimista (a lisszaboni célokat követő) változat szerint 15,8 százalékot, a pesszimista (az aktuális gazdaságpolitikát tükröző) változat szerint 17,6 százalékot képviselne. Nem hagyható azonban figyelmen kívül, hogy a nyugdíjasok számának folyamatos emelkedése folytán a GDP-hez képest csaknem változatlan nyugdíjhányad valójában lényeges jövedelmi hátrányt okozhat a nyugdíjasok részére a bérből vagy fizetésből élők, illetve az önállók kereseti színvonalához képest.

A társadalombiztosítási rendszerek, s mindenek előtt a nyugdíjbiztosítás strukturális reformjának szükségességéről folytatott vitákban legfőbb érvként többnyire az európai népesség öregedési folyamatára hivatkoznak. A demográfiai prognózisok azonban nem olyan stabilak, mint ahogy ezt általában feltételezik róluk. Az osztrák Statisztikai Hivatal népesség-előrejelzései keretében például az évenkénti főváltozat mellett még 12 mellékvariáns is készül, amelyek a termékenység, a migráció (be-, illetve kivándorlás) és a halálozás különböző kombinációin alapulnak, évenként alkalmazkodva az aktuális demográfiai helyzethez. Az 1999. évi bázisú osztrák számítások például még azt jelezték, hogy a munkaképes korosztályok (vagyis a 15-64 évesek) ezer főjére 2050-ben 529 fő időskorú (vagyis 65 éves és ennél korosabb) személy fog jutni. A 2001. évi kivettítés viszont ennél jóval alacsonyabb: 483 fős időskorú arányt jelzett előre 2050-re. (A tanulmány későbbiekben ismertetett megállapításai a 2001. évi számításokon alapulnak.)

A következő 30 évre vonatkozó korábbi, eléggé pesszimista demográfiai kilátások változását jól jellemzi, hogy míg a kilencvenes évek második felében még népességfogyással számoltak (a kivándorló lakosok évi aránya ekkor még 8 százalékra rúgott), addig a népességszám legújabb előrejelzései 2030-ig már 3,7 százalékos népességgyarapodást jeleznek.

A munkaképes korosztályok létszámát azonban 2030-ig mintegy 316 ezer fővel fogja csökkenteni a népesség öregedésének folyamata. Már a következő évtized közepétől munkaerőhiányra lehet számítani. Ez a lefelé tartó irányzat nemcsak a nyugdíjbiztosítás, hanem a munkaerőpiac jövőbeli helyzete szempontjából is meghatározó jelentőségű. Ahhoz, hogy a munkaerőhiány ne korlátozza a gazdasági fejlődést, a foglalkoztatottak arányát növelő foglalkozta-

táspolitikára van szükség, amely egyrészt az idősebb korosztályok, másrészt a nők szélesebb körű munkába állását mozdíthatná elő. A tanulmány két forgatókönyvet ismertet, amelyeket a munkaerőpiac nyugdíjrendszerre gyakorolt hatásának tanulmányozása, illetőleg a nyugdíjfinanszírozás várható helyzetének szimulálása céljából dolgoztak ki.

Az első forgatókönyv – az ún. „status-quo scenárió” – változatlan foglalkoztatottsági arányt tételez fel a következő három évtizedben, s így azzal számol, hogy a demográfiai változások hatására a foglalkoztatottak száma kerekén 230 ezer fővel csökkenne. Eszerint a nyugdíjasok aránya, amely – ezer foglalkoztatottra vonatkoztatva – 2000-ben 619 főnek felelt meg, 2030-ra 864 főre emelkedne. A nyugdíjárulék-befizetések jelenleg a folyósított nyugdíj 85,8 százalékát fedezik. A nyugdíjbiztosításra kötelezett foglalkoztatottak számának fogyatkozása ezt a fedezeti arányt 2030-ig 60,1 százalékra, csökkentené. A nem önállóak részére nyújtott társadalombiztosítási juttatásokból a szorosan vett nyugdíjfelhasználás (vagyis az egészségügyi ellátás, a táppénz és a kapcsolódó közigazgatási-adminisztrációs ráfordítások nélküli összeg) 2000-ben a bruttó hazai termék (GDP) 8,6 százalékát képviseli. A változatlan foglalkoztatási arányon alapuló forgatókönyv szerint 2030-ra ez az arány a GDP 14 százalékára emelkedne. Míg 2000-ben a nyugdíjfolyósításokból kerekén 33 milliárd schillinget (a GDP 1,2 százalékát) nem fedezték a nyugdíjárulék-befizetések, addig e hiány 2030-ban már a GDP 5,6 százalékára rúgna.

A másik forgatókönyv – az ún. „növekedési scenárió” – az elmúlt 25 évhez hasonló átlagos gazdasági, illetve foglalkoztatási növekedéssel (évi 2,4, illetve 0,4 százalékkal) számol. Ezzel a feltételezéssel és a 2001. évi népesség-előrejelzést figyelembe véve, a népesség foglalkoztatottsági hányada a jelenlegi 67,6 százalékról 2030-ra 79,9 százalékra emelkedne (ami egyébként a skandináv országok mai színvonalának felelne meg). A nyugdíjasok ezer foglalkoztatottra számított aránya így a mostani 619 főről három évtized alatt 716 főre változna. Az egy főre jutó reáljövedelem átlagosan 2 százalékos növekedése esetén a nyugdíjfedezeti hányad 2030-ig 78,2 százalékra mérséklődne. A nyugdíjráfordítások a „növekedési scenárió” alapján 2030-ban az osztrák bruttó hazai termék 11,4 százalékát tennék ki, míg a nyugdíjak fedezethiánya a GDP 2,5 százalékának felelne meg.

A gazdasági növekedés várható kilátásait mérlegelve egyértelmű, hogy a foglalkoztatottság ilyen mértékű bővítése nagy kihívást jelent az osztrák gazdaságpolitika számára. Az időskorúak társadalombiztosítása szempontjából is nagy fontosságú cél

elérése el sem képzelhető sokirányú társadalmi összefogás és különböző szintű gazdasági intézkedések nélkül. Tekintettel arra a két lényeges körülményre, hogy a nyugdíjba vonulásra egyre alacsonyabb életkorban kerül sor, illetve, hogy a foglalkoztatott nők aránya Ausztriában kifejezetten alacsony, a tanulmány szerzői az időskorúak további munkavégzését, valamint a nők szélesebb körű munkavállalását elősegítő intézkedéseket tartanának elsősorban szükségesnek. Ilyenek lehetnek például:

- az idősebb munkavállalók képzettségének és alkalmazkodó képességének javítása, főleg munkahelyi továbbképzések keretében,
- a családi és munkahelyi kötelezettségek jobb összeegyeztethetősége érdekében a gyermekek munkaidő alatti elhelyezésére szolgáló intézmények létrehozása, illetve rugalmasabb működtetése, a munkába visszatérés fokozottabb segítése,
- rugalmas munkaidő-feltételek (például részmunkaidős alkalmazás) biztosítása az idősebb, valamint a gyermeket gondozó munkavállalók részére,
- a munkahelyi egészségvédelem javítása,
- a szakmai képzés hatékonyságának növelése a fiatalok nagyobb arányú foglalkoztatása érdekében.

E nemzeti célkitűzések – mérsékelve a hosszú távon várható munkaerő-piaci feszültségeket – elősegítenék az osztrák foglalkoztatottsági arányok tartós emelését, s érvényt szereznének az Európa Tanács ajánlásának is, amely a teljes foglalkoztatottság elérését az EU foglalkoztatási és szociálpolitikai törekvéseinek központi kérdésévé nyilvánította.

(Ism.: *Tűz Lászlóné*)

SCHMIDT, M. – PÖSCHL, H.:

AZ ADATOK TÖBBSZÖRI HASZNOSÍTÁSA
NÉMETORSZÁG AGRÁRSTATISZTIKAI
RENDSZEREIBEN

(Mehrfächnutzung von Daten innerhalb des agrarstatistischen Systems der Bundesrepublik Deutschland.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2001. 7. sz. 507–512. p.

Németországban a mezőgazdaság, az erdészet és a halászat üzemi és termelési statisztikái jól összehangolt, zárt rendszert képeznek, amely lehetővé teszi az üzemi viszonyok és a termelés folyamatos megfigyelését. Az agrárstatisztikai adatok gyűjtése és feldolgozása során egyrészt az agrárpolitika új követelményeit – nemzeti és nemzetközi szinten egyaránt – kell figyelembe venni, ezenkívül az eredményeket lehetőleg átfogóan, díjmentesen és gyorsan, széles körben rendelkezésre kell bocsátani. Ezzel egyidejűleg az adatok előállításának költségeit is lehetőség szerint csökkenteni kell. E részben el-

lentmondásos igényekből adódik annak fontossága, hogy a rendelkezésre álló adatokat lehetőleg átfogó módon hasznosítsák agrárstatisztikai célokra. A fogalmakat, a módszereket és az eljárásokat úgy kell egymáshoz igazítani, hogy a különböző forrásokból származó információk összevetése törésmentes legyen és az így kapott eredmények a tényeket helyesen tükrözzék.

A német hivatalos statisztika – legalábbis néhány speciális agrárstatisztikai adatgyűjtésnél – már régóta részt vesz-e folyamatban, azonban a döntő mérőkövet az országos agrárstatisztikai törvény 1998. évi kiegészítése jelentette. Ezt megelőzően az adatgyűjtési, -feldolgozási, -értékelési, -közlési koncepció felülvizsgálatához és módosításához átfogó módszertani vizsgálatokat végeztek. Azóta a módszertani tevékenységek súlypontját az új rendszer további kiépítése jelenti. Folyamatosan dolgoznak az eddigi szakmai döntések érvényesítésén is.

„Integrált adatgyűjtésként” határozható meg a német agrárstatisztikában 1999 óta az a gyakorlat, hogy az üzemi struktúrára és a termelési jellemzőkre vonatkozó adatokat egyidejűleg gyűjtik, ezáltal integrálódik a termelésstatisztika (állatszámolás, földhasznosítás), valamint a szőlészeti és kertészeti adatok speciális gyűjtése az agrárstruktúrával kapcsolatos adatgyűjtésbe. A koncepció a megkérdezettek (adatközlők) egységes körét feltételezi, ezért az adatgyűjtés egységeit az agrárstatisztikai törvényben mező- és erdőgazdasági üzemként definiálják. A törvény értelmében az üzemek olyan gazdasági egységek, amelyek egységes vezetéssel működnek, és mezőgazdasági, valamint erdőgazdasági termékeket állítanak elő. Az adatközlési kör ilyen szűkítése azért lehetséges Németországban, mert a termőfölddel és az állatállománnyal kapcsolatos termelési potenciál kizárólag a mezőgazdasági és az erdőgazdasági üzemekben koncentrálódik. Az adatközlők terhelésének csökkentése céljából nagyobb területegységi és állatállomány nagyságkategóriahatárokat vezettek be 1999-től. Az üzemi struktúrával, a földhasználattal és az állatállománnyal kapcsolatos általános adatgyűjtések elemzése alapján az alacsonyabb kategóriahatárok harmonizálása és növelése azt eredményezte, hogy az 1995. évi körülbelül 700 ezer mezőgazdasági adatgyűjtési egységből 520 ezer továbbra is számba vett mezőgazdasági üzemnél csökkent az agrárstatisztikai adatgyűjtés költsége. Továbbá 180 ezer, 2 hektárnál kisebb területű mezőgazdasági üzem, ahol üzemi tulajdon nélkül folyik földművelés és állattartás, teljesen felmentettek az adatközlési kötelezettség alól. A 2000. évben még összesen 460 ezer mezőgazdasági üzem foglalt magában az új kategóriahatárokon nyugvó adatgyűjtési rendszer.

A maximum 100 ezer üzemet átfogó, egységesebb reprezentatív adatfelvételi terv is a tehermentesítést szolgálja. Az agrárstruktúrára és a termelésre vonatkozó adatgyűjtési programokat úgy egyeztetik, hogy a periodikusan ismétlődő adatkéréskor az összes szükséges üzemi adatot csak egyszer rögzítik és a megfelelő értékelésekhez átveszik azokat. A mutatók körének megfelelően az értékelési eredményeket sokoldalúan hasznosítják.

Ennek a zárt rendszernek az az előnye, hogy szükség esetén valamennyi jellemző (adat) üzemenként összekapcsolható.

Az agrárstatisztika összevetésének (egységessítésének) további lépése lesz a 2005. évre tervezett kerétszeti összeírásnak az integrált adatgyűjtésbe való bekapcsolása. Ez azt jelenti, hogy az üzemi struktúra, a munkaerő és a földhasználat adatai az egyidejűleg végrehajtott agrárstruktúra-adatgyűjtésből átvehetők lesznek. A dísznövényekre és a faiskolákra vonatkozó adatgyűjtés is integrálódik, így az említett évben három külön adatgyűjtés helyett egy pótlólagos adatkérés lesz. Ez az eljárás bekerül az agrárstatisztikai törvénynek a 2002. évre tervezett módosításába.

Az integrált adatgyűjtés 1999. évi bevezetésével költségmegtakarításokat értek el és az adatközlők terhelése csökkent. Ez a következőkre vezethető vissza.

1. Az adatgyűjtések összevetése.
2. Az alsó adatgyűjtési mérethatárok felemelése.
3. Az adatgyűjtések periodicitásának meghosszabbítása.
4. Az adatgyűjtési programok rövidítése, a gyűjtött jellemzők katalógusának összeállítás.
5. Reprezentatív adatgyűjtés a jellemzők teljes körű összegyűjtése helyett.

További kedvező hatások származnak az államigazgatási adatok és az extern címregiszterek használatából. Az Európai Unió integrált államigazgatási és szabályozási rendszere a német agrárstatisztikában is használt adatforrás. Az EU közös agrárpolitikájának 1992. évi reformjával összefüggésben a földhöz és az állatállományhoz kapcsolódó támogatások vonatkozásában olyan üzemi adatokat gyűjtettek, amelyek az agrárstatisztikai törvény szerint egyébként is az adatgyűjtések tárgyát képezik. Az említett rendszer alkalmazása Németországban a tartományok hatáskörébe esik. A tízéves időszakonként (utoljára 1999-ben) végrehajtott szőlészeti összeírásnál is használják az államigazgatási adatokat.

A német agrárstatisztikában egységes üzemi regisztert használnak. A tartományok statisztikai hivatalai decentralizáltan vezetik a szóban forgó üzemi adatokat, módszertani és szervezési célokra egyaránt felhasználják őket.

Az eddig kizárólag a szarvasmarha-állományra vonatkozó származási információs rendszert kiterjesztik a többi állatfajra. A rendszer az 1996. évi első BSE-krízis nyomán a szarvasmarhák megjelölésére és regisztrálására vonatkozott, de az EU tagállamait arra kötelezték, hogy 1999 végéig adatbankot hozzanak létre. Németországban a központi adatbankot a bajor mezőgazdasági minisztériumban rendezték be.

A mezőgazdasági alapstatisztikák összevezetése mellett az egyes ágazatokban a specifikus termelési és értékesítési adatok gyűjtése is jelentős tehermentesítési és hasznosítási hatásokkal járhat.

A betakarításra vonatkozó különjelentések feladata a fő földhasznosítási adatgyűjtésekkel kapcsolatban az, hogy a lehető legkorábbi időpontban pontos adatokat közöljenek a kiválasztott növényi termékek betakarításának mennyiségéről és a minőségéről az ország egész területére és a tartományokra vonatkozóan. Emellett a gabona (és a burgonya) végleges hektárhozamait is közlik reprezentatív területekre. Ez a minőség és az élelmezés biztonsága szempontjából fontos eljárás, az Európai Unióban és talán a világon is egyedülálló.

A húshigiénére vonatkozó törvény alapján a hivatalos állatorvosok és húselenőrök naplóban rögzítik a megvizsgált állatok számát fajonként, a szarvasmarhánál hasznosítási irányonként, ipari és házi vágásonként és az állatok (belföldi, illetve külföldi) származása szerint. A vizsgálatok a hús fogyaszthatóságának megállapítását és az emberi fogyasztásra való engedélyezését szolgálják. A levágott állatok számára és az átlagos vágási súlyra vonatkozó adatok megjelennek a termékmérlegekben és az általános mezőgazdasági összesítésekben.

A gabonafélék, a takarmányok, a cukor, a növényi olajok és a zsiradékok, valamint a tej és a tejtermékek esetében a kereskedelem és az ipar vállalatai jelentésekre kötelezettek. A nagy- és a közepes méretű vállalatok havonta, a kisebbek félévenként szolgáltatnak adatokat olyan termékekről, amelyeknek a piacszabályozása erőteljes az EU-ban, amelyek fel-

dolgozott állapotban fogyaszthatók és amelyeket koncentrált formában értékesítenek.

Az élelmiszeripari adatok a felhasznált mezőgazdasági nyersanyagokra, azok mennyiségére, az előállított és értékesített termékek volumenére, az árukészletekre (és a tej esetében a feldolgozó által fizetett árra) vonatkoznak. Ennek az adatgyűjtési rendszernek az az előnye, hogy nem sok mezőgazdasági termelőt, hanem csupán viszonylag kis számú kereskedelmi partnert kell megkérdezni. Az adatok széles körben felhasználhatók, az adatgyűjtés eredményei pedig lehetővé teszik a termelési és értékesítési konjunktúra rövid távú megfigyelését, átfogják a cukor és a növényi olajok teljes termelését, a tej szinte egész volumenét. Az adatok bekerülnek a mezőgazdasági összesítő elszámolásba, a termékmérlegekbe, regionálisan pedig fontos bázist képeznek az élelmezési biztonság megalapozása szempontjából.

A jövő kilátásokkal kapcsolatban megállapítható, hogy a termelési és a szerkezeti statisztika szoros illeszkedése olyan egységes jelentési (adatszolgáltatási) kört jelent, ami a hivatalos agrárstatisztika hatékonyságát nagymértékben növeli. Németországban a termelési potenciál közepes és nagyméretű üzemekben koncentrálódik. A magánháztartásokban és a kisüzemekben folyó mezőgazdasági termelés viszonylag jelentéktelen.

Az Európai Unióban az államigazgatási adatok intenzívebb felhasználását teszik lehetővé a racionalizálási lehetőségek. Nemcsak az országok statisztikai törvényeit kell összehangolni, hanem az EU-szabályozások elsődleges kialakításánál és módosításánál erőteljesebben kell figyelni a statisztikai követelmények és az államigazgatási adatok egymásnak megfelelő voltára. Minél jobban egyeznek a definíciók és az elhatárolási kritériumok, annál jobban sikerülhet az adatszolgáltatók tehermentesítése, az olcsóbb adatelőállítás és a szükséges információk összeállítása.

(Ism.: Balogh András)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

PEIXOTO, J.:

MIGRÁCIÓS POLITIKA AZ EURÓPAI UNIÓBAN

(Migration and policies in the European Union: Highly skilled mobility, free movement of labour and recognition of diplomas.) – *International Migration*, 2001. 1. sz. 33–61. p.

Napjainkban lényegében szabadon költözhetnek az emberek az EU-n belül, bár bizonyos politikai és

jogi akadályok miatt teljes szabadságról még nem beszélhetünk. Ami a munkaerő szabad mozgását illeti, kulcsfontosságú a szakképzettség, diplomák elismerése. Az egyes EU-tagországok különbözőképpen szabályozzák ezt a kérdést, attól függően, hogy az Unión belüli, vagy azon kívüli állampolgárokról van szó. Nem EU-tagországban szerzett diploma elismerésénél az Európai Tanács és az UNESCO ajánlásait követik,

illetve két- vagy többoldalú megállapodások az irányadók. Az EU-állampolgárokra kiterjedt és összetett uniós törvénykezés vonatkozik. A diploma elismerésének alapvető kritériuma jelenleg a felsőfokú oktatásban eltöltött évek száma.

A szakképzettséggel rendelkező munkaerő EU-n belüli mozgása esetenként csökkenő tendenciát mutat. Ennek részben az az oka, hogy még mindig vannak jogi akadályok a szabad mozgás útjában. A másik ok gazdasági és szociális természetű, és alapvetően az ipar szerkezetátalakításával kapcsolatosan egyes korábban fontos ágazatokban csökkenő munkaerőigényről van összefüggésben. Az 1990-es évek közepén az EU 370 millió lakosa közül 5 millió élt másik országban, ami a lakosság másfél százalékát sem éri el. Ezen belül a másik országban munkát vállalók száma 3 millió körül alakult. Részletesebb ágazati adatok alig állnak rendelkezésre és csak a tartósan külföldön munkát vállalókra vonatkoznak. A szakképzettség elismerésének vizsgálatát valamelyest illuzórikussá teszi, hogy a jelenlevő transznacionális vállalatoknál nemigen foglalkoznak ezzel a kérdéssel, hanem eseti informális döntéseket hoznak.

A munkaerőmozgás kis mértékének okai közül a szerző a következőket említi: a magasan kvalifikált munkaerő fizetése nem tér el lényegesen az EU-országokban, egyes szakmákból hiány vagy túltelmesítés ritkán fordul elő, egyes kormányok és szakhatóságok politikai és jogi akadályokat támasztanak (például a megélhetést garantáló anyagiak meglétét kívánják meg, és alkalmassági vizsgát írnak elő). Szociális és kulturális nehézségekkel is szembe kell nézni a másik országban boldogulni akaróknak (lásd nyelvismeret, a szakmai etika nemzeti eltérései, működési engedély helyi érvényesítése, intézményi közösségekbe történő integrálódás).

A transznacionális vállalatok jelenléte sokszor fellazítja a munkaerő-piaci szabályozást. A nemzetközi vándorlást rendszerint vízumkényszer és letelepedési engedély kiadása tartja keretek között. Mivel

a legtöbb ország politikai toleranciát mutat a transznacionális vállalatok alkalmazottaival szemben, gyakran enyhítenek az előbbieken. Az engedékenységnél több oka van: az alkalmazottakkal külföldi tőke is érkezik az országba, általában ritka szakképzettségekről van szó, és az ilyen emberek nem okoznak társadalmi problémát. Úgy tűnik, hogy a transznacionális cégekre végül is nem vonatkoznak a migrációs politika döntései, és a diploma elismerésének vitái sem érintik őket. Mindez mellékes kérdés a számukra.

A transznacionális vállalatok munkaerőpolitikája nem csak fellazítja a nemzeti szabályozást, de a munkaerőmozgás mérését is nehezíti. Az ilyen cégeknél általános a hosszabb-rövidebb üzleti utak gyakorlata, ami a helyi központ állománya és a ténylegesen ott dolgozók száma közötti eltéréshez vezet. Az ilyen cégek végül is nem munkaerő-mozgásként érzékelik a hálózaton belüli munkahelyváltást. Egyelőre regisztrálhatatlannak tűnik és a munkaerőmozgás szempontjából értelmezhetetlen a virtuális mobilitás, amit a számítástechnikai eszközökre épülő távmunkavégzés jelent. Úgy tűnik, a migráció vonatkozásában a politika és a realitások eltávolodtak egymástól.

Várhatóan a munkaerőmozgás felerősödéséhez vezetnek a diákok mobilitását támogató programok (ERASMUS, SOCRATES), amelyek katalizátorként szerepelhetnek a szakképzett munkaerő későbbi cseréjében. Ez a csoport egyre növekvő részét teszi ki az EU-n belüli migrációnak. Két dologra kell rámutatni: ily módon részben összemérhetővé válnak a különböző országokban kiadott-megszerzett diplomák, részben a más szociális, kulturális környezetbe való integrálódás simábbá teheti a majdani új munkahelyi környezetbe való beilleszkedést. Az európai integráció elmélyülése a szakképzett munkaerő országok közötti mozgásának felerősödését vetíti előre.

(Ism.: Szász Kálmán)

BIBLIOGRÁFIA

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

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

Amsterdam in cijfers : Jaarboek / Bestuursinformatie. - Amsterdam : Bestuursinformatie, 2001. - 456 p.

Amsterdam statisztikai évkönyve, 2001.

I-037-C-0059/2001

OECD in figures : Statistics on the member countries : Supplement to The OECD Observer / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 2001. - 95 p

Az OECD-országok számokban, 2001.

I-033-D-0001/2001

- Anuário estatístico de Portugal = Annuaire statistique = Statistical yearbook of Portugal / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 2001. - 358 p.
Portugália statisztikai évkönyve, 2000.
I-035-B-0001/2000
- Anuário estatístico do Brasil / Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. - Rio de Janeiro : IBGE, cop. 2000. - XXXIX, [904] ism. p.
Brazília statisztikai évkönyve, 1999.
I-078-B-0013/1999
- Azərbaycanın statistik göstəriciləri = Statistical yearbook of Azerbaijan / Azərbaycan Respublikası Dövlət Statistika Komitəsi. - Bakı : Azstat, 2001. - 694 p.
Azerbajdzsán statisztikai évkönyve, 2001.
I-042-C-0491/2001
- Key statistics of Thailand / National Statistical Office. - Bangkok : NSO, 2001. - 134 p.
Thaiföld statisztikai jelzőszámái, 2001.
I-058-C-0003/2001
- Landslagir = Statistical abstract of Iceland = Statistical yearbook of Iceland / Hagstofa Íslands. - Reykjavík : Hagstofa Íslands, 2000. - 320 p.
Izland statisztikai összefoglalója, 2001.
I-039-B-0054/2000
- Latvijas statistikas gadagramata = Statistical yearbook of Latvia / Latvijas Republikas Valsts statistikas komiteja. - Rīga : VSK, 2001. - CD
Lettorság statisztikai évkönyve CD-ROM-on, 2001.
CD-0034/006
- Lietuvos statistikos metraštis = Statistical yearbook of Lithuania / Statistikos departamentas. - Vilnius : Stat. departamentas, 2001. - CD
Litvánia statisztikai évkönyve CD-ROM-on, 2001.
CD-0210/01
- Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej = Statistical yearbook of the Republic of Poland / Główny Urząd Statystyczny. - Warszawa : GUS, [2001]. - LXXXV, 734 p., [1] térk.
Lengyelország statisztikai évkönyve, 2001.
I-042-C-0110/2001
- Statistical handbook of Korea / National Statistical Office Republic of Korea. - [Seoul] : NSO, cop. 2001. - 135 p.
Dél-Korea statisztikai kézikönyve, 2001.
I-145-D-0002/2001
- Statistical yearbook = Annuaire statistique / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York : UN, 2001. - XIV, 889 p.
Az ENSZ statisztikai évkönyve, 1998.
I-072-B-0092/1998
- Statistical yearbook of China / State Statistical Bureau. - Hong Kong : Economic Information and Agency ; Beijing : CSICSC, 2001. - [6], 900 p.
Kína statisztikai évkönyve, 2001.
I-052-C-0020/2001/A
- Statistical yearbook of Ireland / Central Statistics Office. - Dublin : CSO, 2001. - XL, 373 p.
Írország statisztikai évkönyve, 2001.
I-036-C-0066/2001
- Statistická ročenka České republiky = Statistical yearbook of the Czech Republic / Český statistický úřad. - Praha : CSÚ, 2001. - 773 p.
Csehország statisztikai évkönyve, 2001.
I-002-C-0163/2001
- Statistická ročenka Slovenskej republiky = Statistical yearbook of the Slovak Republic / Štatistický úrad Slovenskej republiky. - Bratislava : SÚSR, [2001]. - CD
Szlovákia statisztikai évkönyve CD-ROM-on, 2001.
CD-0151/02
- Statistički ljetopis Republike Hrvatske = Statistical yearbook of the Republic Croatia / Državni zavod za statistiku. - Zagreb : DZS, 2001. - 703 p.
Horvátország statisztikai évkönyve, 2001.
I-046-B-0147/2001
- Statistisches Jahrbuch 2001 für die Bundesrepublik Deutschland und für das Ausland / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Metzler-Poeschel, 2001. - CD
A Német Szövetségi Köztársaság statisztikai évkönyve CD-ROM-on, 2001.
CD-0207/01
- Statistisches Jahrbuch Österreichs / Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, cop. 2001. - CD + mell. (2 tájék.)
Ausztria statisztikai évkönyve CD-ROM-on.
CD-0149/02
- Statistisches Jahrbuch Saarland / Statistisches Landesamt Saarland. - Saarbrücken : Stat. Landesamt, 2001. - XIV, 302 p.
A Saar-vidék statisztikai évkönyve, 2001.
I-004-B-0354/2001
- Suomen tilastollinen vuosikirja = Statistisk årsbok för Finland = Statistical yearbook of Finland / Tilastokeskus. - Helsinki : Tilastokeskus, cop. 2001. - CD
Finnország statisztikai évkönyve CD-ROM-on, 2001.
CD-0102/003
- Die Verwaltung der Stadt Wien / hrsg. vom Magistrat der Stadt Wien ; [bearb. im Statistischen Amt der Stadt Wien]. - Wien : Magistrat der Stadt Wien, 2001. - 308 p., [24] t.
Bécs közigazgatási évkönyve, 2000.
470956/2000

ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

- Inventario de estadísticas de España : Análisis documental de las publicaciones editadas desde 1960 / Consorcio de Información y Documentación de Cataluña. - Barcelona : CIDC, 1975. - XIII, 406 p. ; 24 cm
A spanyol statisztikai kiadványok bibliográfiája 1960-tól.
734832
- Handbook of statistics. Advances in reliability / gen. ed. P. R. Krishnaiah. - Amsterdam [etc.] : North-Holland, 2001. - XXII, 860 p.
A statisztika kézikönyve. Új fejlemények a megbízhatóságelméletben.
738910
- Mesurer le role du tourisme dans les pays de l'OCDE : Manuel de l'OCDE sur les comptes satellites du tourisme et l'emploi. - Paris : OCDE, [2000]. - 294 p.
Az idegenforgalom szerepének mérése az OECD-országokban.
825659
- Statistical notes of Japan / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - Tokyo : Stat. Bureau, 2001. - 143 p.
Japán statisztikai tevékenységének áttekintése, 2001.
471359/50

GAZDASÁGSTATISZTIKA

- 1999 national survey of family income and expenditure. Distribution of households / Statistics Bureau Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications. - Tokyo : Stat. Bureau, 2001. - 445 p.
Japán 1999. évi felmérése a családi jövedelmekről és kiadásokról. Háztartások megoszlása.
 I-051-C-0102/1999/4
- Les agents de l'État au 31 décembre 1998 : Résultats détaillés. - Paris : INSÉE, 2001. - 336 p.
Franciaország közalkalmazottai, 1998.
 I-033-B-0421/1998
- Agricultural policies in OECD countries : Monitoring and evaluation / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, cop. 2001. - 274 p.
Mezőgazdasági politika, piac és kereskedelem az OECD-országokban, 2001.
 I-033-C-0231/2001
- Annual services inquiry. Retail, wholesale, real estate, renting, business and selected services / Central Statistics Office. - Dublin : CSO, 2001. - 64 p.
Írország éves felmérése a szolgáltatásokról, 1998.
 I-036-B-0367/1998
- Bestand an Wohnungen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 60 p.
A Német Szövetségi Köztársaság építőipari és lakásstatistikája. Lakásállomány, 1999.
 I-004-B-0134/1999
- Betriebe mit ökologischem Landbau / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 94 p.
A Német Szövetségi Köztársaság mezőgazdasága, erdőgazdálkodása és halászata. Földbérlet és bérleti árak, 1999.
 I-004-B-0357/1999
- Coal information / International Energy Agency. - Paris : OECD IEA, cop. 2001. - VIII, [849] ism. p.
Az OECD-országok széntermelésének adatai, 2001.
 I-033-B-0367/2001
- Danmarks vareimport og -eksport = External trade of Denmark / Danmarks Statistik. - København : Danmarks Stat., 2001. - 329 p.
Dánia külkereskedelme, 2000.
 I-039-B-0037/2000
- El directorio central de empresas : Resultados estadísticos / Instituto Nacional de Estadística. - Madrid : INE, 1995. - 457 p.
Spanyolország vállalkozási statisztikája, 1995.
 I-034-B-0180/1995
- The economic outlook for 2001 : Papers presented to the Economic and Social Outlook Conference at the University of Michigan, Ann Arbor, November 16 and 17, 2000. - Ann Arbor, Mich. : Univ. of Michigan, cop. 2000. - [3], 360 p.
Gazdasági kilátások 2001-re.
 733429
- Das Einkommen der natürlichen und juristischen Personen in Bayern : Ergebnisse der Lohn- und Einkommensteuer- sowie der Körperschaftsteuerstatistik / Bayerisches Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung. - München : BLSD, 2001. - 191, [24] p.
A bajorországi természetes és jogi személyek jövedelemadója, 1995.
 I-006-B-0093/1995
- Energetski bilansi na Republika Makedonija = Energy balances of the Republic of Macedonia / Drzhaven zavod za statistika. - Skopjhe : ZZS, 2001. - 36 p.
Macedónia energiamérlege, 1998.
 I-046-B-0173/1998
- Energy balances of OECD countries : IEA statistics = Bilans énergétiques des pays de l'OCDE / International Energy Agency. - Paris : OECD IEA, 2001. - X, [448] ism. p., [3] t.fol.
Az OECD-országok energiamérlegei, 1998-1999.
 I-033-B-0299/1998-1999
- Energy statistics yearbook = Annuaire des statistiques de l'énergie / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York : UN, 2001. - LIII, 516 p.
Nemzetközi energiastatisztikai évkönyv, 1998.
 I-072-B-0123/1998
- Enterprises in Europe. 6. report : SME database / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2001. - CD + mell. (1 tájék.)
Az európai vállalatok gazdálkodási adatai 1987-1997 között CD-ROM-on.
 CD-0181/1
- Les entreprises des services en 1999. Les services aux entreprises. - Paris : INSÉE, 2001. - 43 p. + mell. (1 CD)
Franciaország szolgáltató vállalatjai, 1999.
 I-033-B-0382/1999/1
- Icelandic external trade : Commodities and countries / Statistics Iceland. - Reykjavik : Hagstofa Íslands, 2000. - 209 p.
Izland külkereskedelme, 1999.
 I-039-C-0062/1999
- Input-Output Tabelle / hrsg. von Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, cop. 2001. - CD + mell. (1 tájék.)
Ausztria input-output táblái CD-ROM-on, 1995.
 CD-0216/01
- Institutional investors. Statistical yearbook = Investisseurs institutionnels / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, cop. 2002. - 288 p.
Az OECD-országok intézményi beruházóinak statisztikai évkönyve, 2001.
 I-033-B-0538/2001
- Insurance statistics yearbook = Annuaire des statistiques d'assurance / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 2001. - 317 p.
Az OECD-országok biztosítástatisztikai évkönyve, 1992-1999.
 I-033-B-0482/1992-1999
- International Monetary Fund. Annual report / International Monetary Fund. - Washington : IMF, 2001. - XVII, 236 p.
AZ IMF éves jelentése, 2001.
 470174/2001
- Internationaler Vergleich der Preise für die Lebenshaltung / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 140 p.
Árak a Német Szövetségi Köztársaságban.
 I-004-B-0075/2000
- Jordbruksstatistisk årsbok : Med data om livsmedel = Yearbook of agricultural statistics / Statistiska centralbyran. - Stockholm : SCB, 2001. - 327 p.
Svédország mezőgazdasági statisztikai évkönyve, 2001.
 I-041-C-0208/2001

- Konjunktureherhebung im Produzierenden Bereich / hrsg. von Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, - 2001. - 374 p.+ 185 p.
Az osztrák építőipari konjunktúrastatisztika, 2000.
 I-002-B-0286/2000/1-2
- Labour force statistics = Statistiques de la population active / OECD Department of Economics and Statistics. - Paris : OECD, 2001. - XV, 409 p.
Az OECD-országok munkaerő-statisztikája, 1980–2000.
 I-033-B-0167/1980-2000
- Landbrug : Statistik om landbrug, gartneri og skovbrug = Agriculture = Agricultural statistics / Danmarks Statistik. - København : Danmarks Stat., 2001. - 287 p.
Dánia mezőgazdasági, kertészeti és erdészeti statisztikája, 2000.
 I-039-C-0051/2000
- Leistungs- und Strukturherhebung. Dienstleistungen : Einschl. Handel / hrsg. von Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, 2001. - 173 p.
Ausztria (kereskedelmi) szolgáltatási statisztikája, 1999.
 I-002-B-0289/1999
- Liikennetilastollinen vuosikirja = Transport and communications statistical yearbook for Finland / Tilastokeskus. - Helsinki : Tilastokeskus, 2001. - 206 p.
Finnország közlekedésszisztiikai évkönyve, 2001.
 I-043-C-0068/2001
- Lönestatistik arsbok = Statistical yearbook of salaries. - Stockholm : SCB, 2001. - 275 p.
Svédország bérstatisztikai évkönyve, 2000.
 I-041-B-0104/2000
- Motor industry of Great Britain ; World automotive statistics / Society of Motor Manufacturers and Traders Limited. - London : SMMT, 2001. - 336 p.
Nagy-Britannia járműipara; A világ gépjármű-statisztikája, 2001.
 I-036-B-0101/2001
- Natural gas information / International Energy Agency. - Paris : OECD IEA, cop. 2001. - XXVIII, [561] ism. p.
Nemzetközi földgázstatisztikai információk, 2001.
 I-033-B-0523/2001
- OECD employment outlook / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, cop. 2001. - 241 p.
Az OECD-országok foglalkoztatottsági helyzete, 2001.
 I-033-B-0399/2001
- Oil information = Données sur le pétrole / International Energy Agency. - Paris : OECD IEA, 2001. - V, [726] ism. p., [2] t.föl.
Nemzetközi kőolaj- és földgázstatisztikai információk, 2001.
 I-033-B-0187/2001
- Overseas trade statistics: United Kingdom trade with the European Community and the world / Office for National Statistics. - London : HMSO, cop. 2001. - XX, [839], 43 p.
Nagy-Britannia külkereskedelmi statisztikája, 2000.
 I-036-B-0308/2000
- Panorama of European business: Professional version / European Commission, EUROSTAT. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - CD
Az európai gazdaság áttekintése CD-ROM-on, 1985–1999.
 CD-0182/1
- Perspectives territoriales de l'OCDE / Organisation de Coopération et de Développement Économiques. - Paris : OECD, cop. 2001. - 310 p.
Az OECD-országok regionális fejlődési kilátásai, 2001.
 I-033-B-0550/2001
- PRODCOM list. - Luxembourg : EUROSTAT, 2000. - LXVIII, 524 p.
Az Európai Közösségek bányászati, feldolgozóipari, energiaipari termékjegyzékkönyve, 2001.
 I-030-B-0224/2001
- Rakentaminen ja asuminen : Vuosikirja = Construction and housing. - Helsinki : Tilastokeskus, 2001. - 232 p.
Finnország lakás- és építőipari statisztikája, 2001.
 I-043-C-0046/2001
- Recensement agricole et horticole au 15 mai 2000 / Institut national de statistique. - [Bruxelles] : INS, 2001. - 265 p.
Belgium mezőgazdasági összeírása, 2000.
 I-038-B-0222/2000
- Schweizerische Strassenverkehrszählung = Comptage suisse de la circulation routière. - Bern : BSF, 2001. - 492 p. + mell. (4 térk.)
Svájc közúti forgalomszámlálása, 2000.
 I-031-B-0250/2000
- The state of food and agriculture. Economic impacts of transboundary plant pests and animal diseases / Food and Agriculture Organization of the United Nations. - Rome : FAO, 2001. - XXV, 295 p. + mell. (1 CD)
A világ élelmiszer- és mezőgazdasági helyzete. A határon áterjedő állati megbetegedések gazdasági hatásai, 2001.
 470195/2001
- Statistics of the foreign trade of India by countries. Exports and re-exports / Directorate General of Commercial Intelligence and Statistics. - Calcutta : DGCI&S, 2000. - VI, 3061 p.
India külkereskedelme országok szerinti bontásban, 2000.
 I-053-B-0065/2000/1
- Statistik der Körperschaftsteuer / hrsg. von Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, 2001. - 159 p.
Ausztria társaságiadó-statisztikája, 1997.
 I-002-B-0247/1997
- Statistik der Umsatzsteuer / hrsg. von Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, 2001. - 281 p.
Ausztria forgalmiadó statisztikája, 1998.
 I-002-B-0217/1998
- Statistikk over eiendomsdrift, forretningsmessig tjenesteyting og utleievirksomhet = Real estate, renting and business activities. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyra, cop. 2001. - 59 p.
Ingatlan-, bérbeadás és más gazdasági szolgáltatási tevékenységek Norvégiában, 1999.
 I-040-B-0067/1999
- Statistiques de la dette extérieure / Organisation de Coopération et de Développement Économiques. - Paris : OCDE, 2001. - 30 p.
A világ országainak államadóssága, 1999–2000.
 I-033-C-0202/1999-2000/F
- Sugar year book / International Sugar Organization. - London : ISO, [2001]. - IX, 391 p.
Nemzetközi cukorstatisztikai évkönyv, 2000.
 I-036-D-0001/2000

Tourismus in der Schweiz. Angebot und Nachfrage im Zeitvergleich = Tourisme en Suisse. - Bern : BFS, 2001. - 193 p.

Svájc idegenforgalma, 2000.

I-031-B-0242/2000

Les transports en 2000: rapport de la Commission des comptes des transports de la nation / Institut national de la statistique et des études économiques. - [Paris] : INSEE, 2001. - 211 p.

A francia közlekedés elszámolásai, 2000.

I-033-B-0378/2000

Umsatz mit Waren, Bau- und Dienstleistungen, die ausschließlich dem Umweltschutz dienen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 54 p.

A Német Szövetségi Köztársaság környezetvédelmi beruházásai az ipar, építőipar és a szolgáltatások területén, 1999.

I-004-B-0356/1999

United States / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, cop. 2001. - 240 p. [1] fol.

Az Egyesült Államok gazdasági áttekintése, 2000–2001.

I-033-C-0129/2000-2001

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen / hrsg. von Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, cop. 2001. - CD + mell. (1 tájék.)

Az Európai Közösségek nemzetgazdasági elszámolásai szektorok szerint CD-ROM-on, 1976–2000.

CD-0215/01

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung : Resultate 1994 bis 1999 = Le système de comptabilité nationale / Bundesamt für Statistik. - Bern : BFS, 2001. - 93 p.

Svájc nemzetgazdasági elszámolásai, 1994–1999.

I-031-B-0306/1994-1999

Wald und Holz in der Schweiz = La forêt et le bois en Suisse / Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft. - Bern : BFS : BUWAL, 2001. - 168 p.

Svájc erdőgazdálkodási és faipari évkönyve, 2001.

I-031-B-0233/2001

Warenverzeichnis für die Aussenhandelsstatistik. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - XIV, 856 p.

A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelmi statisztikájának árjegyzéke, 2002.

I-004-C-0057/2002

World employment report. Life at work in the information economy / International Labour Office. - Geneva : ILO, cop. 2001. - CD

Az ILO jelentése a világ foglalkoztatottsági helyzetéről. A munka világa az információs gazdaságban a 90-es években, CD-ROM-on.

CD-0206/01

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉG- ÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA

Auer, P.: Employment revival in Europe : Labour market success in Austria, Denmark, Ireland and the Netherlands. - Geneva : ILO, 2000. - XII, 140 p. : ill.

A foglalkoztatás megélénkülése Európában. Munkaerő-piaci sikerek Ausztriában, Dániában, Írországban és Hollandiában.

733015

Ausgewählte Zahlen für das Gesundheitswesen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 2001. - 170 p.

A Német Szövetségi Köztársaság egészségügye. Egészségügyi jelzőszámok, 1999.

I-004-B-0089/1999

Criminal statistics : England and Wales / Home Office. - London : HMSO, 2001. - 299 p.

Anglia és Wales bűnügyi statisztikája, 2000.

I-036-B-0334/2000

Estatísticas da cultura, recreio e desporto : Continente, Açores e Madeira = Statistiques de la culture, des loisirs et de sports / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, cop. 2001. - 121, [24] p.

Portugália művelődés-, szabadidő- és sportstatisztikája, 1999.

I-035-B-0119/1999

Estatísticas da protecção social / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, cop. 2001. - 121, [24] p.

Portugália társadalombiztosítási statisztikája, 1999.

I-035-B-0071/1999

Gerichtliche Kriminalstatistik / Statistik Austria. - Wien : ÖStZ, 2001. - 237 p.

Ausztria bírósági bűnügyi statisztikája, 2000.

I-002-B-0209/2000

Grunddaten der Krankenhäuser und Vorsorge- oder Rehabilitationseinrichtungen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Metzler-Poeschel, 2001. - 128 p.

A Német Szövetségi Köztársaság egészségügye. Kórházak, 2000.

I-004-B-0299/2000

Key indicators of the labour market / International Labour Office. - Geneva : ILO, 2002 [2001]. - X, 887 p.

A világ munkaerő-piaci jelzőszámai, 2001–2002.

I-031-B-0311/2001-2002

Kriminalitet = Criminality / Danmarks Statistik. - København : Danmarks Stat., 2001. - 149 p.

Dánia bűnügyi statisztikája, 2000.

I-039-B-0043/2000

Kriminalstatistik = Criminal statistics. - Stockholm : SCB, 2001. - 219 p.

Svédország kriminálstatisztikai évkönyve, 2000.

I-041-B-0226/2000

Krippen, Kindergärten und Horte : Kindertagesheime / Österreichisches Statistisches Zentralamt. - Wien : ÖStZ, 2001. - 182 p.

Ausztria gyermekintézményei, 2000–2001.

I-002-B-0223/2000-2001

Monetäre hochschulstatistische Kennzahlen / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart : Metzler-Poeschel, 2001. - 110 p.

A német felsőoktatási képzés pénzügyi statisztikája, 1999.

I-004-B-0350/1999

Sollie, M: En ökonometrisk studie av arbeidstillbudet i Norge. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 2001. - 94 p. : ill.

Norvégia munkaidőmérésének ökonometriai elemzése.

825676

Utbildningsstatistik årsbok = Yearbook of educational statistics / Statistiska centralbyrån. - Stockholm : SCB, 2001. - 272 p. + 439 p.

Svédország oktatásstatisztikai évkönyve, 2001.

I-041-B-0079/2001/[1]-[2]