

# Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL  
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BOZSONYI KÁROLY, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN, DR. HUNYADI LÁSZLÓ,  
DR. HÜTTL ANTONIA (főszerkesztő), DR. JÓZAN PÉTER, DR. LAKATOS MIKLÓS,  
DR. MELLÁR TAMÁS, DR. RAPPAI GÁBOR, SÁNDORNÉ DR. KRISZT ÉVA,  
DR. SIPOS BÉLA, DR. SPÉDER ZSOLT, SZABÓ PÉTER, DR. VARGHA ANDRÁS,  
DR. VITA LÁSZLÓ, DR. VUKOVICH GABRIELLA (a Szerkesztőbizottság elnöke)

91. ÉVFOLYAM 6. SZÁM

2013. JÚNIUS

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

*Utánnomás csak a forrás megjelölésével!*

---

ISSN 0039 0690

---

Megjelenik havonta egyszer  
Főszerkesztő: dr. Hüttl Antónia  
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya  
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal  
A kiadásért felel: dr. Vukovich Gabriella  
2013.76 – Xerox Magyarország Kft.

---

Szakreferensek: dr. Németh Zsolt, dr. Laczka Éva  
Szerkesztők: Bartha Éva, dr. Kondora Cosette, Visi Lakatos Mária  
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

---

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.

Telefon: 345-6908, 345-6546

Internet: [www.ksh.hu/statszemle](http://www.ksh.hu/statszemle)

E-mail: [statszemle@ksh.hu](mailto:statszemle@ksh.hu)

Kiadó: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.

Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap Üzlet (1089 Budapest, Orczy tér 1).

Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján,  
valamint e-mailen ([hirlapelofizetes@posta.hu](mailto:hirlapelofizetes@posta.hu)) és faxon (303-3440).

További információ: 06-80-444-444

Előfizetési díj: fél évre 6 000 Ft, egy évre 10 800 Ft

Beszerezhető a KSH Információs szolgálatán (Budapest II., Fényes Elek u. 14–18. Telefon: 345-6789)

## Tartalom

### Tanulmányok

- A fekvőbeteg-ellátás dinamikája a nemzeti számlákban –  
*Bedekovics István – Hüttl Antónia – Nagy Ágnes –  
Németh Adrienn* ..... 557
- A gazdasági világválság növelte az optimizmust? – *Jáki  
Erika – Neulinger Ágnes* ..... 581
- A belföldi vándorlás többállapotú demográfiai analízise,  
Magyarország tartózkodási hely szerinti halandósági  
táblája – *Faragó Miklós* ..... 605

### Műhely

- A 2001. évi népszámlálási rétegződési modell alkalmazása a munkaerő-felmérés rendszerében (I.) – *Dr.  
Lakatos Miklós – Záhonyi Márta* ..... 633

### Fórum

- Beszámoló az „Infláció régen és ma” című szakmai vitáról – *Schindele Miklósné* ..... 644
- Beszámoló az első magyar könyvtárosnő életéről és munkásságáról, a „Nők új pályán” címmel tartott rendezvényről – *Dr. Lakatos Miklós* ..... 648
- Beszámoló a társadalomstatistikai felhasználói fórumokról – *Keszler Ágnes* ..... 651
- Hírek, események ..... 652

### Szakirodalom

#### Folyóiratszemle

- Gerritsen, M. – Hoj, J.: A holland munkaerőpiac – előkészületben a jövő – (*Lakatos Judit*) ..... 656
- Evensen, T. – Halvorsen, T.: A norvégiai gazdasági egységek új elszámolása a globális termelési tulajdon szerint – (*Nádudvari Zoltán*) ..... 657
- Hui-Zhen Fu – Yuh-Shan Ho: Kínai tudományos kutatások 1980 és 2011 között a Science Citation

Index Expanded adatbázis alapján – ( <i>Lencsés</i> <i>Ákos</i> ) .....	661
Kiadók ajánlata .....	663
Társfolyóiratok .....	665

## A fekvőbeteg-ellátás dinamikája a nemzeti számlákban

---

**Bedekovics István,**

a KSH főosztályvezető-  
helyettese

E-mail: Istvan.Bedekovics@ksh.hu

**Hüttl Antónia,**

a Kopint-Tárki Zrt. tudományos  
tanácsadója

E-mail: antonia.huttl@kopint-  
tarki.hu

**Nagy Ágnes,**

a Kopint-Tárki Zrt.  
vezető kutatója

E-mail: agnes.nagy@kopint-  
tarki.hu

**Németh Adrienn,**

a KSH vezető tanácsosa

E-mail: Adrienn.Nemeth@ksh.hu

A nemzeti számlák összeállításának egyik kritikus pontja, hogy miként mérhető a nempiaci szolgáltatások volumenének változása. A cikk azt az esettanulmányt mutatja be, amely egy nemzetközi kutatás részeként az egészségügy példáján keresztül azt vizsgálta, milyen lehetőséget kínálnak a rendelkezésre álló adatforrások ahhoz, hogy megbecsülhessük a piaci árral nem értékelhető szolgáltatások volumenének változását. A kutatás eredménye szerint jelenleg a fekvőbeteg-ellátásról készíthetők olyan becslések, amelyekben a volumenváltozás nemcsak az esetszámok alakulását mutatja, hanem figyelembe veszi azok összetételében végbement módosulásokat is. Kísérleti jelleggel megpróbálták számszerűsíteni az egyes szolgáltatások minőségében bekövetkezett változásokat is.

TÁRGYSZÓ:

Nemzeti számlák.

Nempiaci szolgáltatások.

Egészségügyi statisztika.

A nemzeti számlák felhasználói számára a nempiaci szolgáltatások a kevésbé kedvelt témák közé tartoznak. Mivel érdemben nem befolyásolják a konjunktúra alakulását, a rövid távú adatközlésekben szintjük és főleg dinamikájuk jószerivel csupán a teljesség érdekében kerül elszámolásra. A hosszabb távú elemzéseket a szervezeti változások bizonytalanítják el, és ilyeneknek gyakran ki vannak téve a jórészt költségvetési forrásból finanszírozott tevékenységek. A statisztikusok is ódzkodnak foglalkozni a problémával, miután nem léteznek megfelelő elszámolási módszerek, és korlátozottak az adatszerzés lehetőségei.

A nehézségek tudatában az ENSZ nemzeti számla módszertana (System of National Accounts – SNA) mindössze néhány paragrafusban foglalkozik a nempiaci szolgáltatások volumenmérésének kérdéseivel, az egyes országok statisztikai kapacitására bízva, mennyire adekvát metodikát alakítanak ki. Kevésbé megengedők az EU elvárásai. Annak érdekében, hogy a tagországok lehetőleg egységes módon becsüljék a GDP volumenváltozását, az Eurostat a 2000-es évek elején külön kézikönyvben dolgozta ki az ár- és volumenmérésre vonatkozó módszertant, és ebben szolgáltatásfajtánként részletezve tér ki a nempiaci szolgáltatások elszámolására (*Eurostat* [2001]). Az alkalmazást tekintve nemzetközi szinten is mércévé vált az Egyesült Királyságra vonatkozó adaptációt tárgyaló Atkinson-jelentés (*Atkinson* [2005]).

Az Eurostat-ajánlás a lehetséges módszerek három szintjét különbözteti meg.

- *A* szintű a leginkább alkalmas módszer;
- *B* szintű az elfogadható módszer abban az esetben, ha az *A* módszer alkalmazásának nincsenek meg a feltételei;
- *C* szintű módszer alkalmazása nem ajánlott.

A humán-egészségügyi szolgáltatások esetén a kézikönyv szolgáltatásfajtánként szabja meg, mit tekint *A*, *B* vagy *C* szintű módszernek. A cikkben tárgyalt fekvőbeteg-ellátásban kizárólag az a módszer elégíti ki legalább az elfogadható *B* szintet, amely a volumenmérés során megkülönbözteti az ellátások többé-kevésbé homogén csoportjait.

A közelmúltban fejeződött be az INDICSER akroníma alatt futó nemzetközi kutatás, amely több EU-tagország részvételével vizsgálta a szolgáltatások mérésének fejlesztési lehetőségeit, és ezen belül (Working Package 5: Health services indicators (5. munkacsomag: egészségügyi szolgáltatások mutatói)) azt, hogy a rendelkezésre álló adatforrások alapján, az EU közösségi szintjén milyen módszer alkalmazása ja-

vasolható a humán-egészségügyi szolgáltatások volumenének és termelékenységének mérésére.<sup>1</sup> Jelen cikk a kutatás részét képező magyar esettanulmány eredményeiről számol be, valamint arról, hogy ezek alapján milyen korrekciókat javasolunk átvezetni a magyar nemzeti számlákon.

## 1. A nempiaci szolgáltatások volumenmérése

Általános szabályként a nemzeti számlák a piaci árakat használják a javak és szolgáltatások értékelésére. Ismeretes, hogy a piaci árak egyensúlyi állapotban egyaránt tükrözik a termelés költségarányait és a fogyasztók értékítéletét a termékek hasznosságát illetően. Olyan szolgáltatások értékét, amelyek nem kerülnek piaci cserére, jobb híján, a termelési költségek összegével mérjük. A költségszintű értékelés alulbecsüli a nempiaci szolgáltatásokat, miután nem veszi figyelembe a termelésben lekötött tőke lehetőségköltségét.

Az igazi problémát nem a folyó áras értékelés jelenti, hanem az, hogyan tudjuk megbecsülni a szolgáltatások tömegének változását, az értékváltozásban különválasztva az áraknak és a volumennek betudható hatást. Kizárólag a volumennövekedés képezi a jólétbe beszámítható valódi többletet.

Tapasztalati megfigyelés, hogy rövid távon rendszerint jóval kisebb szóródást mutat az árak változása, mint a mennyiségeké. Ezért, ha piaci termelésről van szó, akkor a statisztika az árak változását figyeli meg, a volumenekét az értékadatok és az árindexek hányadosaként származtatja. Minthogy az árindexek kevésbé szóródnak, ezért ehhez elegendő viszonylag kis mintát választani. Miután nempiaci termelés esetén nincs ára a kibocsátásnak, három helyettesítő lehetőség kínálkozik:

- kereshetünk a nempiaciakhoz hasonló olyan szolgáltatásokat, amelyeket piaci módon értékesítenek, és pótlásként használhatjuk ezek árindexét.
- megfigyelhetjük a termelési költségelemek árait, és a volument a folyó áras költségek deflálásával számíthatjuk.
- természetes mértékegységekkel közvetlenül a termelés volumenének változását figyelhetjük meg, és a deflátort a folyó áras költség-, illetve a volumenindex hányadosaként származtathatjuk.

<sup>1</sup> Az INDICSER (indicators for evaluating international performance in service sectors (nemzetközi szinten teljesítményt értékelő indikátorok a szolgáltató szektorokban)) projektet az Európai Bizottság Kutatási Főigazgatósága finanszírozta a 7. Keretprogram részeként, a 8. Téma (Társadalmi-gazdasági és humán tudományok) keretében. Grant Agreement No.: 244 709.

Az első megoldást azért kell elvetni, mert nem létezik piaci megfelelője a tipikusan a kormányzat, esetleg a nonprofit szervezetek által nyújtott szolgáltatásoknak. A közoktatáshoz nem hasonlíthatók a pénzért adott különórák, a társadalombiztosítási alapon működő egészségügyet nem rokoníthatjuk a magán-orvosirendelőkben végzett gyógyító tevékenységgel.

A második megoldás tűnik a legegyszerűbbnek. A termelési tényezőket a nempiaci szolgáltatók is a piacon, piaci árakon szerzik be, így ezek piaci ára megfigyelhető. A gyógyszereket, energiát a kórházaknak is piaci áron adják, a munkaerőpiac befolyásolja a közalkalmazotti bérszínvonalat. A módszer immanens hátránya azonban, hogy így a kapott eredményekből kimarad a termelékenység változása. A termelékenység a termelés outputja és inputja közötti arány változása, és ezt eleve változtatnunk feltételezzük abban az esetben, ha a kibocsátás változását a költségek, azaz a termelési tényezők inputjának változásával becsüljük. Ha elfogadjuk azt a tételt, hogy hosszú távon elsősorban a termelékenység javulása magyarázza a gazdasági növekedést, akkor kevésbé relevánsak az olyan indikátorok, amelyek éppen ennek hatását hanyagolják el.

Marad tehát a harmadik megoldás. Ennek alkalmazásához nélkülözhetetlen, hogy találhatók legyenek olyan természetes mutatószámok, amelyek mérik a szolgáltatások mennyiségének változását, valamint legyenek számadatokká transzformálható ismereteink a szolgáltatások minőségének változásáról.

Mérhető a mennyiség minden olyan esetben, amikor a fogyasztók egyénileg veszik igénybe a szolgáltatást. Minthogy a kormányzat nyújtja a nempiaci szolgáltatások nagy részét, és a költségvetés a szolgáltatókat rendszerint a szolgáltatás mennyisége alapján finanszírozza, a kormányzati nyilvántartásokból bizonyos mennyiségi adatok megismerhetők. Ilyen mennyiségi mutató például a tanulók és a tanórák száma, a különféle egészségügyi vagy szociális ellátásban részesülők száma.

Komoly feladatot jelent viszont az, hogyan tudunk számszerűsíthető ismerveket találni a szolgáltatások minőségének jellemzésére. A magasabb minőségű szolgáltatás nagyobb szolgáltatásvolument jelent. Több ismeretanyagot nyújt a felsőfokú oktatás egy tanórája, mint az alapszintű oktatásé. A fekvőbeteg-ellátásban részesülő beteg rendszerint több szolgáltatást kap, mint az, aki csak a háziorvosát keresi fel. A minőségi változatok megkülönböztetéséhez egyfelől arra van szükség, hogy a természetes mutatók minél részletesebben megkülönböztessék a szolgáltatásfajtákat, lehetővé téve, hogy ne ár-, hanem volumenváltozásnak mutathassuk ki a szolgáltatások összetétel-változásának az értékösszegre gyakorolt hatását. Másfelől találni kell olyan ismerveket, amelyekkel mérhető az egyes szolgáltatásfajták minőségének időbeli változása.

Fontos követelmény továbbá, hogy a megfigyelés terjedjen ki a szolgáltatások lehetőleg teljes körére. Mivel a tapasztalatok szerint az egyes tevékenységek volumene sokkal hektikusabban változhat, mint az egységára, az összetett volumenindexek



igen érzékenyek arra, hogy mely tevékenységeket vontuk be a számításba, és melyeket hagytuk ki. Ez a körülmény korlátozza annak lehetőségét, hogy kiválasztva a nempiaci szolgáltatások egy könnyebben megfigyelhető csoportját, az ezekre becslés volumenindex érvényességét kiterjesszük a szolgáltatások egész körére.

## 2. A humánegészségüggyel kapcsolatos tranzakciók megjelenése a nemzeti számlákban

A nemzeti számlák elszámolnak minden, társadalmilag szervezett formában nyújtott humán-egészségügyi szolgáltatást, azokat a következő három szempont szerint veszik számba:<sup>2</sup>

- a szolgáltatást nyújtó intézmények *szektorbesorolása*;
- a nyújtott/igénybe vett szolgáltatások *tevékenységi osztályozása*;
- az igénybe vett szolgáltatás *felhasználási célja*.

Mindháromra nézve elszámolódik a teljes értékösszeg, amelynek ismertek különböző vonatkozású részösszegei is. Az 1–3. táblázatok azt illusztrálják, milyen volt a magyar humán-egészségügyi ellátás intézményi, tevékenységi és finanszírozási szerkezete 2009-ben.

A termelési/forrás oldalon az egészségügyi tevékenységek az egészségügyi szolgáltatások körét fedik le. Nem tartalmazzák az egészségügyi kiadások között jelentős tértelt kitevő gyógyszerek és gyógyászati segédeszközök értékét. Pontosabban, a szolgáltatások kibocsátásában kizárólag azok a gyógyszerek és gyógyászati segédeszközök értéke jelenik meg, amelyek a szolgáltatásnyújtás során annak termelő felhasználását képezik. Közvetlenül az ellátottak által akár vásárolt, akár ingyenesen kapott gyógyszerek értéke nem tartozik az egészségügy kibocsátásába, még akkor sem, ha például patikában vásárolt oltóanyagból az oltást a házi orvos adja be. Ebben az esetben a házi orvos szolgáltatása az oltás, az oltóanyag értéke nélkül. Az elhatárolás önkényesnek tűnhet, de valójában a nemzeti számláknak itt az az alapelve érvényesül, hogy a termelés a termelő szervezet irányításával történik. A patikában vásárolt gyógyszerek felhasználását nem tudják irányítani az egészségügyi szolgáltatásokat végző intézmények még akkor sem, ha a gyógyszert a fekvőbeteg-ellátás során szedik. A háztartások által beszerzett gyógyszerek értéke a gyógyszeripar kibocsátásában, illetve a gyógyszerimportban

<sup>2</sup> A nemzeti számlák elvei szerint kimarad a háztartások tagjai által egymásnak nyújtott otthoni ápolási szolgáltatás még akkor is, ha az egészségbiztosítás hozzájárul a költségek fedezéséhez.

jelenik meg. Mint termelő felhasználás, nem halmozódik be az egészségügyi szolgáltatások kibocsátásába. Ebből következően az egészségügyi kiadások, illetve az egészségügy végső fogyasztása nem egyezik meg az egészségügyi szolgáltatások végső fogyasztásával, hanem annál szélesebb kategória.

1. táblázat

*A humán-egészségügyi ellátás kibocsátása a szolgáltatók szektora szerint, 2009*

Humán-egészségügyi ellátás kibocsátása	Kormányzati szektor	Vállalatok	Háztartási szektor	NPISH*	Összesen
Folyó érték (millió forint)	748 849	273 668	195 562	22 709	1 240 788
Megoszlás (százalék)	60,35	22,06	15,76	1,83	100,00

\* Háztartásokat segítő nonprofit intézmények (non-profit institutions serving households).

*Forrás:* A KSH nemzeti számlái és forrásfelhasználás-táblái.

2. táblázat

*A humán-egészségügyi ellátás kibocsátása tevékenységfajtaanként, 2009*

Humán-egészségügyi ellátás kibocsátása	Fekvőbeteg-ellátás	Járóbeteg-szakellátás	Járóbeteg-alapellátás	Fogorvosi ellátás	Egyéb egészségügyi ellátás	Összesen
Folyó érték (millió forint)	544 764	216 200	167 068	76 491	236 265	1 240 788
Megoszlás (százalék)	43,90	17,43	13,46	6,17	19,04	100,00

*Forrás:* A KSH nemzeti számlái és forrásfelhasználás-táblái.

3. táblázat

*A humán-egészségügyi szolgáltatások finanszírozása, 2009*

Megnevezés	Folyó érték (millió forint)	Megoszlás (százalék)
Egészségügyi szolgáltatások kibocsátása, alapáron	1 240 788	
+ Termékdókó egyenlege	14 179	
– Egészségügyi szolgáltatás termelő felhasználása egészségügyi szolgáltatásokból	85 369	
– Munkaegészségügyi vizsgálatok	43 414	
<i>Egészségügyi szolgáltatások végső fogyasztása</i>	<i>1 126 184</i>	<i>100,0</i>
Kormányzat végső fogyasztási kiadása	839 764	74,5
Háztartások végső fogyasztási kiadása	268 848	23,9
Nonprofit intézmények végső fogyasztási kiadása	17 572	1,6

*Forrás:* A KSH nemzeti számlái és forrásfelhasználás-táblái.

Az elszámolás összetettségének szemléltetésére vegyük azt a példát, hogy születik egy gyerek egy alapítványi kórházban. A termelési oldalon egyszerű az elszámolás: a szülés költségei a nonprofit intézmények szektorában és a fekvőbeteg-ellátás tevékenység sorában jelennek meg. A finanszírozást viszont a végső fogyasztási kiadások között akár több résztételre osztva mutatjuk ki. Ha például a kórház szerződést köt a társadalombiztosítással, akkor az Országos Egészségbiztosítási Pénztár (OEP) által a pontszámok szerint finanszírozott érték a nemzeti számlákban a nonprofit intézmények végső fogyasztási kiadásaként jelenik meg, annak ellenére, hogy az valójában a kormányzat kiadása. Ugyanez a kiadás a költségvetési intézményként működő kórházakban a kormányzat végső fogyasztási kiadása. Amennyiben az OEP-finanszírozás nem fedezi a költségek egészét, akkor a különbséget a kórház kipótolhatja egyéb bevételeiből, például a személyi jövedelemadó egy százalékanak felajánlásából kapott összegből. Ha bizonyos többletszolgáltatásokért a kórház különdíjat számol fel, az a háztartások fogyasztási kiadásai között jelenik meg. Amennyiben az egészségügyi személyzet hálapénzt kap, az is a háztartások végső fogyasztási kiadása. Ennek értékét a termelésben nem a kórház kibocsátásának számoljuk el, hanem az egészségügyi dolgozók egyénileg nyújtott szolgáltatásaként a háztartási szektorban. Ez utóbbi három tételre vonatkozóan csak az aggregátumok szintjén készülnek becslések, tételesen nem.

Részletes mennyiségi és költségadatokat csak a szolgáltatások bizonyos részéről állnak rendelkezésre. Az ellátottak száma teljes körben kizárólag az OEP által finanszírozott szolgáltatások esetén ismert. Ezen belül a volumenméréshez szükséges homogénnek tekinthető szolgáltatáscsoportok esetszámai kizárólag a fekvőbeteg-ellátásról és a járóbeteg-szakellátásról állnak rendelkezésre. Ezekre vonatkozóan is tételesen csak az OEP által finanszírozott költségeket ismerjük, a térítési díjakat vagy az intézmények egyéb bevételeiből fedezett költségeket nem. Az alapellátás vonatkozásában legfeljebb a látogatások számáról van információnk, ami meglehetősen durva mutatója az igénybevett ellátás volumenének. Ezek összes költségéről sincs ismeretünk, részletesen csak az OEP által finanszírozott költséghányad kerül felosztásra.

Ideális esetben a teljes betegút esetszámának változása fejezné ki az ellátás mennyiségének változását. A teljes betegútba tartozik mindazon ellátás, amelyben egy adott tünetcsoporttal jellemzett beteg részesül kezdve a háziorvosnál való megjelenéstől a szakorvosi kezeléseken át szükség esetén az orvosi rehabilitációig bezáróan. Mivel a statisztika éves időszakokban méri az egészségügyi szolgáltatásokat, az egy naptári évet meghaladó ellátások esetén a naptári év végén le kellene zárni a töredék ellátást, majd a következő évben az ellátás folytatását új töredék ellátásként kellene számba venni. Mindez csak elvi lehetőség. Bár a társadalombiztosítási azonosító kódok alapján elméletileg akár egyedi szinten összerendezhető lenne a teljes betegút, ilyen adatok jelenleg nem állnak rendelkezésre. Ezért a cikkben bemutatott módszertan a fekvőbeteg-ellátás volumenmérésére szorítkozik.

### 3. A fekvőbeteg-intézményekben ellátottak számának változása

A fekvőbeteg-ellátáson belül leszűkítve értelmeztük a betegút fogalmát, egy esetben nevezve egy fekvőbeteg-intézmény egy osztályán egy betegnek nyújtott ellátások olyan együttesét, amelyet az OEP egy finanszírozási egységnek tekint. Az aktív fekvőbeteg-ellátásban ez egy adatlapon jelentett esetnek, a krónikus és rehabilitációs ellátásban egy ápolási napnak felel meg. Halmozódást okozhat, amennyiben az ellátás során a beteg több fekvőbeteg-intézményben vagy egy intézmény több osztályán részesül ellátásban.

4. táblázat

*Az összes esetszám változása a fekvőbeteg-ellátásban  
(előző év = 1)*

Tárgyév/bázisév	Aktív fekvőbeteg-ellátás	Krónikus és rehabilitációs fekvőbeteg-ellátás
2009/2008	1,004	1,059
2008/2007	1,013	1,184
2007/2006	0,866	0,935
2006/2005	0,973	0,877
2005/2004	1,014	1,068
2004/2003	1,006	1,155
2003/2002	1,037	1,026
2002/2001	1,016	1,007

*Forrás:* Az OEP adatai alapján a szerzők számítása.

A vizsgált időszakban az esetszámok meglehetősen hullámzók voltak. Nyilvánvaló, hogy ilyen mértékű ingadozás nem az ellátási igények változásának tudható be, hanem elsősorban annak, hogy az időszak egészében nem sikerült egyensúlyba hozni a finanszírozási szabályokat a szolgáltatók költséggazdálkodásával. Jól kirajzolódik a 2005 és 2007 között végrehajtott megszorítások hatása is.

### 4. Az ellátások összetételének változása

Az összes esetszám indexe csak elnagyoltan jelzi a fekvőbeteg-ellátásban végbe ment változást. Minthogy a különböző ellátások igen eltérő szolgáltatásmennyiséget jelenthetnek, a volumenváltozást az is befolyásolja, hogyan változott a szolgáltatások összetétele. Az összetétel-változás hatását jobban tudjuk kezelni az aktív fekvőbeteg-

ellátásban, ahol a homogén betegcsoport- (HBCs-) rendszer többé-kevésbé homogén csoportokba osztályozza a szolgáltatásokat. Minthogy a fekvőbetegek rehabilitációs és krónikus ellátásában az ellátások költségigénye szerint csupán néhány csoportot különböztetnek meg, így itt kevésbé nyílik lehetőség arra, hogy volumenváltozásnak mutassuk ki a szolgáltatások összetételének változását. Ezért míg az aktív fekvőbeteg-ellátásban minőségnövekedésnek tekintjük, ha például az összes hasi műtétek számán belül emelkedett a társult betegséggel párosuló hasi műtétek aránya, addig a rehabilitációs ellátásban a társult betegségek aránynövekedése többnyire nem jelenik meg volumennövekedésként.

Az összetétel-változás kimutatásához kezelni kell egy technikainak tűnő, de az eredmények szempontjából alapvető kérdést. Nevezetesen azt, hogy az elemi indexek számításához az idősorokat homogenizálni kell. Minthogy a felhasznált adatok elsődlegesen a szolgáltatások finanszírozásához szükségesek, ezért az alkalmazott osztályozást a mindenkor finanszírozási szempontok és lobbierdekek alakítják. Ideális esetben az állomány az egyedi adatlapok újbóli feldolgozásával tökéletesen homogenizálható lenne (kivéve például az új eljárásokat, amelyeknek nincs bázisa). Egy ilyen feldolgozást az OEP a 2001–2009. évi állomány esetén visszamenően nem vállalt, de a jövőben a folyamatos adatátadás során nem jelenthet lényeges többletfeladatot, hogy a mindenkor tárgyévét az előző év szerint módosított HBCs-k szerint is feldolgozzák.

Más lehetőség híján a 2001 és 2009 közötti időszakra a fekvőbeteg-ellátás adatainak homogenizálását a kutatás során mi magunk végeztük el. Ehhez felhasználtuk a finanszírozásról közzétett jogszabályokat. Minden évben történt módosítás az osztályozásban, gyakran az év közben is. A kódszámok összepárosításával azonban jó részt sikerült az adatállományt minden, egymást követő két évben összeilleszteni. A Laspeyres volumenindex számításához a tárgyévét kellett visszarendezni a bázisév szerint. A homogenizálás kiterjed nemcsak az esetszámokra, hanem a súlyszámokra, valamint az esetek egyéb ismérveire (kórházi halálozási arányra, átlagos ápolási napra stb.).<sup>3</sup> Így minden évre két adatsor létezik: az eredeti és a bázisidőszak szerint homogenizált változat.

Nem tudtuk figyelembe venni a fekvőbeteg- és a járóbeteg-ellátás közötti, pontosabban az ezen kasszák által finanszírozott ellátások között végrehajtott szerkezeti változásokat. Kirívó példa, hogy 2005 decemberétől a korábban a gyógyszerkassza terhére fizetett kemoterápiás esetek a fekvőbeteg-ellátások között kerültek elszámolásra. Ennek hatására 2006-ban többszörösére nőtt az aktív fekvőbeteg-ellátásban kimutatott kemoterápiás ellátások száma. Ezt vélhetően nagyrészt ellentételezi a járóbeteg-ellátásban elszámolt ilyen esetszámok csökkenése. Jelen elemzésben ezt a

<sup>3</sup> A járóbeteg-állomány homogenizálását egyelőre az akadályozza, hogy fel kellene kutatni visszamenőleg az OENO- (Orvosi Eljárások Nemzetközi Osztályozásában szereplő) kódok tartalmát.

problémát nem tudjuk kezelni.<sup>4</sup> Azt is figyelembe kell venni, hogy, mint már szó volt róla, az aktív, valamint a rehabilitációs és krónikus ellátások közötti átszervezés mértékében a 2006/2005 volumenindex felfelé torzít.

Kérdés, milyen értékarányokat tulajdonítsunk a szolgáltatásfajták közötti minőségi különbségeknek? A makrogazdasági statisztikát megalapozó gazdaságelmélet szerint a termékek/szolgáltatások az árak arányában összesíthetők. Az árarányok tükrözik a fogyasztók által kinyilvánított preferenciákat, ezért társadalmi értékarányoknak nevezhetők. Az egészségügyi szolgáltatásokat a fogyasztók többnyire ingyenesen vagy névleges áron veszik igénybe. Ilyenkor az árarányokat a költségarányokkal helyettesíthetnénk. Az ellátások tényleges költségei azonban nem ismertek, ennek híján az összetett mennyiségi index számításakor súlyként az OEP által finanszírozott költséghányadokat használjuk. Ennek talán a legnagyobb hiányossága, hogy nincs elszámolva a szolgáltatásnyújtás során használt eszközök értékcsökkenése, és ez szisztematikusan alulértékeli a nagy eszközigényű szolgáltatások részesedését. Minthogy közismerten nő az ilyen jellegű szolgáltatások aránya (képalkotó diagnosztikai eszközök fokozott használata stb.), ezért az értékcsökkenés nélkül vett költségarányokkal súlyozva a mennyiségek összesített növekedési üteme a valósnál alacsonyabbnak mutatkozik. Emellett az is torzíthatja az eredményeket, hogy a tényleges költségek-ből hiányzik a működési költségek más forrásokból fedezett része. Ilyen például az, ha az intézmények tulajdonosa pótolja a működési veszteséget, vagy ha az ellátottak akár formális, akár informális módon fizetnek a szolgáltatásért. Veszteségtérítésre többnyire a drágább és egyben gyorsabban bővülő szolgáltatásnyújtás esetén van szükség, és az is tipikus, hogy hozzájárulást kell fizetni az új, drága és ezért szűkös diagnosztikai vizsgálatokért. Arra vonatkozóan azonban nincsenek statisztikák ellátásfajtánként, hogy mennyivel járulnak hozzá az intézmények tulajdonosai és a szolgáltatások igénybevevői a költségekhez.

Befolyásolja a kibocsátás volumenindexét a terápia során felhasznált gyógyszerek számbavételének módja. A fekvőbeteg-ellátásban a terápia részeként adott gyógyszerek értéke beleszámít az adott betegcsoport költségébe. Ha ugyanezt az ellátást járóbeteg-ellátásban nyújtják, és a gyógyszert az ellátott szerzi be a patikában (akár ingyenesen), akkor a gyógyszerköltségek nélkül véve az ellátás költségét, kisebb súlyt tulajdonítunk az adott kezelésben részesülők esetszámváltozásának. Ez a módszer összhangban van azzal, hogy a nemzeti számlákban a kibocsátás halmozott mutató, és ezért a dinamikáját módosíthatja, hogy milyen vertikális kapcsolatokban végzik a tevékenységeket.

A 2001–2009-es időszakban az aktív fekvőbeteg-ellátásban a HBCs-k súlyozott átlaga összességében 10 százalékkal, a rehabilitációs és krónikus ellátásban az ápolá-

<sup>4</sup> A járóbeteg-ellátásban a beavatkozások több mint 3 000 csoportját különböztetik meg, ezért az idősor homogenizálása hatékonyan kizárólag az elsődleges adatfeldolgozás során oldható meg.

si napok (költségek arányában) súlyozott száma 73,7 százalékkal növekedett. Kirívó mértékű a kormányzati intézkedések hatására 2005 és 2007 között végbement volumencsökkenés. Ez jellemző mind az aktív, mind a rehabilitációs és krónikus ellátásra. Egészében a fekvőbeteg-ellátásban az aktív ellátás volumencsökkenését részben ellentételezte az, hogy a rehabilitációs és krónikus ellátásban ugrásszerűen nőtt a súlyosabb/magasabb pontszámmal finanszírozott esetek aránya. Itt érdemes megjegyezni azt, hogy két külön esetként jelentkeznek, amennyiben a 2005 és 2007 közötti betegút-átszervezés következtében a betegeket rövidebb ideig tartó aktív ellátást követően krónikus vagy rehabilitációs osztályokra helyezték át. Ilyenkor, bár a beteg nem részesül magasabb szintű ellátásban, és az ellátás összköltsége is csökken, volumennövekedés mutatkozik. Ezt csak úgy tudnánk korrektül kezelni, ha összevonva a teljes betegutat, azt egyetlen esetként vennénk számításba.

5. táblázat

*Az ellátások összetétel-változással korrigált volumenindexe  
(előző év = 1)*

Tárgyév/bázisév	Aktív fekvőbeteg-ellátás	Krónikus és rehabilitációs fekvőbeteg-ellátás
2009/2008	0,9998	1,0440
2008/2007	1,0292	1,1630
2007/2006	0,8926	1,0560
2006/2005	0,9834	1,1400
2005/2004	1,0408	1,0010
2004/2003	1,0104	0,9790
2003/2002	1,0793	1,0330
2002/2001	1,0734	1,1740

Mint már szó volt róla, 2006-ban a ténylegesnél alacsonyabbnak tűnik az aktív ellátás csökkenése, mivel esetszám-növekedésnek mutatjuk ki azt, hogy ettől az évtől kezdve a korábban járóbeteg-ellátásban végzett kemoterápiás kezeléseket fekvőbetegkasszából finanszírozzák.

A 6. táblázat tanúsága szerint a különböző költségigényű esetek összetétel-változása lényeges mértékben befolyásolja a volumenváltozás kimutatott mértékét. Az aktív ellátásban rendre nőtt a költségesebb ellátások aránya, ennek következtében a költségekkel súlyozott esetindex magasabb, mint az esetszámok összesített változása. Vegyes a kép a rehabilitációs és krónikus ellátásban: kevésbé valószínű, hogy a betegek összetételének évenkénti változása magyarázza a mindkét irányban hektikus eltéréseket. Vélhető, hogy sem a finanszírozók, sem a szolgáltatásnyújtó intézmények nem tartják be azt a szabályt, hogy hasonló finanszírozású osztályba soroljanak hasonló súlyosságú eseteket.

6. táblázat

*Az összetétel-változás hatása az aktív fekvőbeteg-ellátásban*

Tárgyév/bázisév	Összes eset számának változása (előző év = 1)	Súlyozott esetindex (előző év = 1)	Eltérés (százalékpont)
2009/2008	1,004	0,9998	-0,4
2008/2007	1,013	1,0292	1,6
2007/2006	0,866	0,8926	2,7
2006/2005	0,973	0,9834	1,0
2005/2004	1,014	1,0408	2,7
2004/2003	1,006	1,0104	0,4
2003/2002	1,037	1,0793	4,2
2002/2001	1,016	1,0734	5,7

7. táblázat

*Az összetétel-változás hatása a rehabilitációs és krónikus fekvőbeteg-ellátásban*

Tárgyév/bázisév	Összes eset számának változása (előző év = 1)	Súlyozott esetindex (előző év = 1)	Eltérés (százalékpont)
2009/2008	1,059	1,044	-1,5
2008/2007	1,184	1,163	-2,1
2007/2006	0,935	1,056	12,1
2006/2005	0,877	1,140	26,3
2005/2004	1,068	1,001	-6,7
2004/2003	1,155	0,979	-17,6
2003/2002	1,026	1,033	0,7
2002/2001	1,007	1,174	16,7

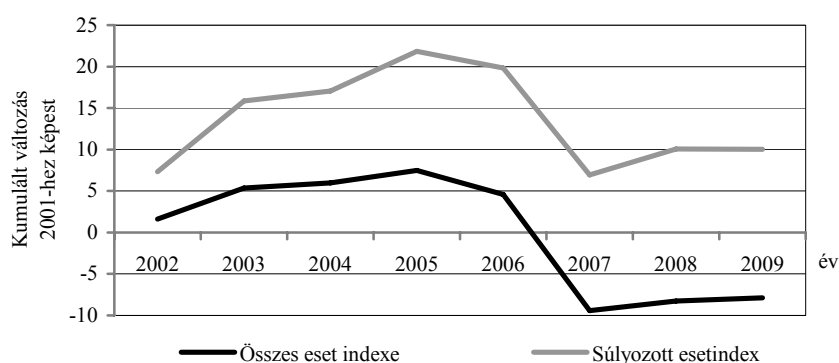
Az aktív és a krónikus fekvőbeteg-ellátás összetétel-változásának időben kumulált hatását mutatja az 1. és a 2. ábra.

A 6. táblázat tanúsága szerint az aktív fekvőbeteg-ellátásban a súlyozott esetindex szinte minden évben magasabb dinamikát mutat, azaz évről-évre emelkedett a súlyosabb/költségesebb HBCs-kbe tartozó esetek részaránya. Az 1. ábra azt illusztrálja, hogy az időszak egészében (8 év alatt) közel 18 százalékponttal magasabb volumennövekedést mutat a súlyozott esetindex, mint az esetek számának változása, vagyis a szolgáltatások – minőségváltozással nem korrigált – 10 százalékos volumennövekedése az esetek számának közel 8 százalékos csökkenésével párosult. Korabeli híradásokból is ismert, milyen kormányzati intézkedések történtek annak érdekében, hogy korlátozzák a fekvőbeteg-ellátásba befogadott esetek számát. Korábban már



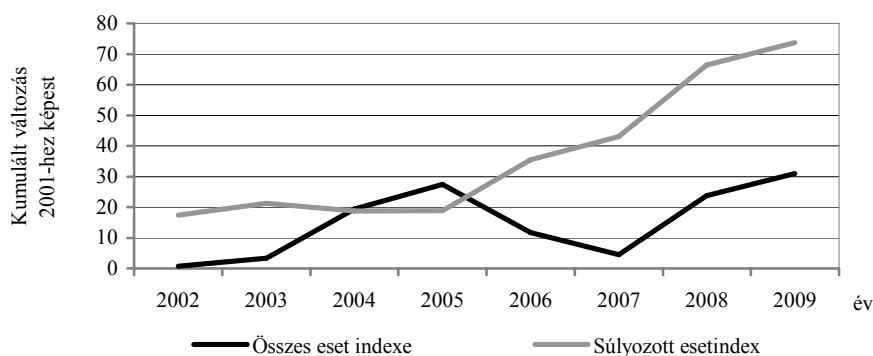
említettük azt is, hogy 2005 és 2007 között elsősorban az ágyszámcsökkentés terelte a betegeket a rehabilitációs és krónikus ellátás felé. 2004-ben az ún. volumenkorlát bevezetése ellenérdekelte tette az ellátókat újabb betegek fogadásában. Az esetek összetételének változását vélhetően több tényező együttesen idézte elő. Megjelenik ebben az aktív és a krónikus ellátások közötti átszervezések hatása, hiszen nyilvánvalóan a súlyosabb esetek maradtak az aktív ellátás keretében. Lényeges tényező lehet az ellátók érdekeltsége abban, hogy a súlyosabbnak jelentsenek eseteket, mivel azokat a társadalombiztosítás magasabb pontszám alapján finanszírozza. Emellett, amennyire ezt a HBCs szerinti besorolások lehetővé teszik, a betegek átlagéletkorának növekedése is befolyásolhatta a szolgáltatási költségek növekedését.

1. ábra. Az aktív fekvőbeteg-ellátás volumenindexe (százalék)



Forrás: Itt és a következő ábránál OEP-adatok alapján a szerzők saját számítása.

2. ábra. Rehabilitációs és krónikus ellátás volumenindexe (százalék)



Megjegyzés. A rehabilitációs és krónikus ellátásban az ápolási nap jelenti az egységet.

Összevetve az 1. és 2. ábrát látható, hogy a rehabilitációs és krónikus ellátás volumene jóval gyorsabban nőtt, mint az aktív ellátásé, részben a fekvőbeteg-ellátáson belül történő átszervezések miatt. A vizsgált nyolc év alatt a költségekkel súlyozott esetindex közel 74 százalékkal emelkedett. Jól kirajzolódik az a tendencia, hogy míg az átszervezések előtt – mint azt már említettük – a kevésbé súlyos esetek részaránya, addig az évtized közepétől kezdve a súlyosabb/költségesebb ellátások nőttek lényegesen nagyobb mértékben. A költségarányokkal súlyozott index és az összes ápolási nap indexe között a kumulált eltérés 2009-ben már közel 43 százalékpontot tett ki.

## 5. Az ellátások minőségének változása

Nem egyszerűen az ellátotti kör bővülésének és a súlyosabb esetek aránynövekedésének tudható be az egészségügy utóbbi évtizedekben érzékelt gyors fejlődése. Eseti tapasztalatok szerint legalább ennyire lényeges az a hatás, hogy ugrásszerűen javult egyes ellátások minősége. A minőségváltozásnak két típusát, a klinikai és a betegközpontút különböztethetjük meg (*Arah et al.* [2006], *Kelley–Hurst* [2006]). A klinikai minőség a diagnosztikai és műtéti technika, technológia fejlődésének betudható javulással azonosítható, a betegközpontúság pedig megnyilvánulhat például abban, hogy változik az ellátás várakozási idejének hossza, a kórházi hotelszolgáltatások minősége stb. Az is beleszámít a minőségváltozásba, ha emelkedik az ellátott betegek átlagéletkora, és emiatt gyakrabban fordulnak elő szövődmények. A szövődmények kezelése többlétszolgáltatást jelent. Amennyiben létezik külön HBCs a szövődménnyel társult esetre, akkor az összetétel-változás következtében emelkedik a volumenindex. Ha az osztályozásban nem érvényesül a szövődmény fellépte, akkor erre – bizonyos feltevések közbeiktatásával – külön becslést kell végezni.

A minőség értékfüggő kategória. Piaci termékek esetén az egységnyi árak mind a termelők, mind a fogyasztók értékítéletét tükrözik. Ha nincsenek piaci árak, mint a humán egészségügyben, akkor nincs garancia arra, hogy egybeesik a termelők és a fogyasztók értékítélete. Kissé szélsőséges egészségügyi példával, míg a szolgáltató a technológia minőségjavulásának tekinti, ha az ellátási idő rövidülésével költséghatékonyabb módon tudja végezni ugyanazt az ellátást, nem biztos, hogy a betegek is hasznosabbnak vélik, ha a beavatkozások egyszerűsödése következtében a járóbeteg-ellátás keretében részesülnek a korábban több napot igénybe vevő kezelésekből. Nehezebb megbízható statisztikákat készíteni az ellátottak szubjektív szempontjai alapján, mint mérni a szolgáltatás objektív minőségi kritériumait.

Bár nyilvánvaló, hogy az egészségügyi szolgáltatások minőségét elsősorban az az egészségnyereség méri, amennyivel a beavatkozás növeli az ellátott várható élettartamát (QALY (quality-adjusted life year – magasabb minőségű megnyert életév),

DALY (disability-adjusted life year – rosszabb minőségű / elvesztett/ életév stb.)), de hasonlóan ahhoz, ahogy a piaci árakban sem fejeződik ki az, hogy a határhaszon mértéke függ a fogyasztó jövedelmi helyzetétől, úgy az egészségügyi ellátások minőségének vizsgálatakor is eltekintünk az interperszonális összehasonlítástól. Vagyis attól, hogy beleszámítsuk a minőség javulásába azt, hogy egy fiatal beteg számára a beavatkozás rendszerint nagyobb életnyereséget jelent, mint az időseknek. Ráadásul nem önmagában a várható élettartam növekedése számít, hanem ebből csak azt a részt szabad a minőségbe beszámítani, amennyi az egészségügyi ellátásnak tudható be.

Megközelíthetjük a szolgáltatás minőségét az inputok oldaláról is. Új, korszerűbb műszerek beszerzése, hatásosabb gyógyszeres terápiák alkalmazása növeli a klinikai minőséget. Ugyanakkor Magyarországon a szolgáltatások betegközpontúságát tekintve komoly minőségcsökkentő hatás tulajdonítható annak, hogy egyre csökken az egészségügyben dolgozók, különösen a szakképzett személyzet száma. Ezeket a hatásokat azonban jószerivel csak összesítve, esetleg intézményi szinten lehetne számszerűsíteni.

Egy 2009-es felmérés szerint (KSH [2011]) jelentős különbség mutatható ki az egészségügyi szolgáltatások igénybevétele terén akár a férőhelyek területi elosztását, akár az ellátottak jövedelmét és családi helyzetét tekintve. Társadalmi szinten az egyenlőtlen hozzáférés bizonyosan csökkenti a jólétet. Ezt a hatást a nemzeti számlák nem mutatják ki, hasonlóan ahhoz sem, hogy az egészségügyi ellátásból származó életnyereség függ az ellátottak életkorától.

Általában is, a minőségváltozás kezelése a statisztika egyik kritikus pontja. Piaci termelés esetén a probléma könnyebben kezelhető, mert csak arra kell ügyelni, hogy két egymást követő időszakban változatlan minőségű árreprezentánsokat válasszunk. Minthogy viszonylag kis minta elegendő, a minőségi ismérvekkel a mintára korlátozva kell foglalkozni. Nempiaci szolgáltatások esetén azonban a minőségváltozást követnünk kell a tevékenységek teljes halmazán. Különösen nehéz azonban a minőségváltozást kezelni olyan személyre szabott nempiaci szolgáltatásokat tekintve, mint az egészségügyi ellátás és az oktatás. Egyelőre szakmai körökben sem alakult ki egyetértés abban, milyen ismérvekkel írható le az egészségügyi szolgáltatások minősége. Az átmeneti helyzet kezelésére a nemzetközi szervezetek eltérő hangsúlyú ajánlásokat fogalmaznak meg. Az OECD szerint „Az explicit minőségi korrekciók fontossága vitathatatlan, de nehéz az egészségügyi kibocsátás volumenére vonatkozóan a nemzeti számlákban alkalmazható ajánlásokat megfogalmazni mindaddig, amíg nincs egyetértés a korrekciók metodikájában.” (Schreyer [2010] 90. old.) Az Eurostat ugyanakkor a minőségi korrekciók (legalább részleges) alkalmazását ajánlja.

Jelen kutatás arra szorítkozott, hogy megvizsgálja, mennyire alkalmasak az egészségügy finanszírozása kapcsán rendszeresen rendelkezésre álló, betegcsoportok szerint részletezett információk arra, hogy kifejezzék az ellátások minőségé-

nek változását. Az aktív fekvőbeteg-ellátás esetén a szolgáltatók által kitöltött adatlapokon előforduló adatok közül négy ismerv alkalmasságát vizsgáltuk. Ezek

- a nosocomialis (egészségügyi ellátás során keletkező) fertőzések arányának változása;
- az ellátottak átlagéletkorának változása;
- a kórházi halálozási arányok változása;
- az átlagos ápolási idő hosszának változása.

Nyilvánvaló, hogy a felsorolt ismérvek befolyásolhatják az ellátások minőségét. Azonban, ahogy a továbbiakban még visszatérünk rá, nemcsak hogy a hatás numerikus mértéke nem határozható meg egyértelműen, hanem olyan érvek is felhozhatók, amelyek ugyanazon ismérvértékhez akár ellentétes irányú hatást társíthatnak.

### **5.1. Nosocomiális fertőzések arányának változása**

Megvizsgáltuk a nosocomialis fertőzések gyakoriságát. A közölt adatok szerint ilyen fertőzések mindössze az esetek 0,1 százalékában fordultak elő. Bár a gyakoriságuk éves változása 90 és 120 százalék között ingadozott, összességében a szolgáltatások minőségére gyakorolt hatásuk nem nevezhető számottevőnek. Az is az adatok használata ellen szól, hogy az OEP nem ellenőrzi a fertőzésekre vonatkozó jelentéseket.

### **5.2. A betegek átlagéletkorának változása**

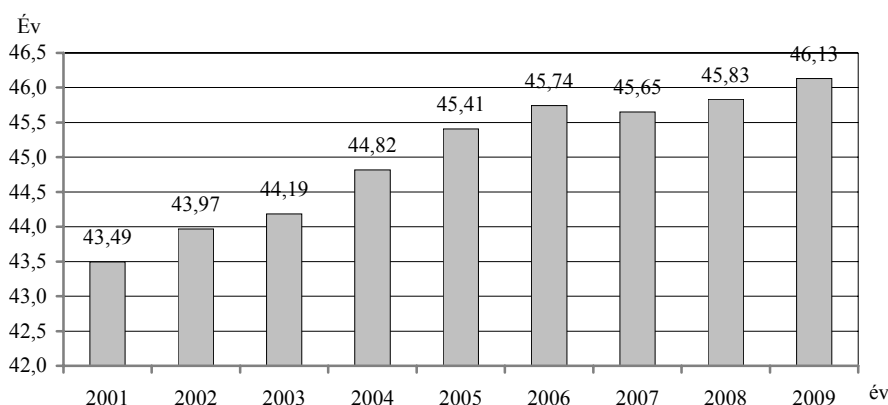
Relevánsabb ismerv a betegek átlagéletkorának változása. 2001 és 2009 között az ellátottak átlagéletkora több mint 2,5 évvel nőtt, a 70 év feletti betegek száma 2,5 százalékkal emelkedett.

Bizonyosra vehető, hogy az idősek ellátása több odafigyelést igényel, rendszerint lassúbb a gyógyulás, hosszabb az ápolási idő. Az átlagéletkor növekedése annak is betudható, hogy a műtéti, beavatkozási technikák fejlődésük következtében egyre kevésbé megterhelők a betegek számára, és így már ellátásba vonhatók a korábban a koruk miatt kezelhetetlen személyek is.

Eltekintve egyes pszichiátriai betegségektől, a HBCs-osztályozás nem különbözteti meg az időskori ellátásokat, így az összetétel-változásban nem jelentkezik az a hatás, hogy az ellátottak életkorának növekedésével az egészségügyi szolgáltatások volumene ugyancsak emelkedik. Hasonlóan a szövődmények kezeléséhez, az idősebb betegek ellátása is többlétszolgáltatást jelent. Még akkor is, ha – az egészségügyi szakszemélyzet hiánya miatt – csak részben kapják meg azt a többlétszolgálta-

tást, amit az állapotuk megkövetelne. Azonban jelen kutatásban nem tudtuk érvényesíteni ezt a minőségi ismérvet, mivel kizárólag betegcsoportok szerint differenciáltan lehetne azt számszerűsíteni, hogy mekkora mindennek az ellátások minőségére gyakorolt hatása.

3. ábra. Az aktív fekvőbeteg-ellátásban részesülők átlagos életkora



### 5.3. A kórházi halálozási arányok változása

Széles körben elfogadott az a megközelítés, hogy az a beteg, aki az ellátás során elhalálozik, nem realizál semmiféle „fogyasztói hasznot”. Ez illik bele az egészségügyi gazdaságtan szemléletébe, amely az életnyereséggel méri az egészségügy „outcome-ját”. A nemzeti számlák esetén ugyanakkor azzal is érvelhetünk, hogy a haláleset bekövetkezhet az ellátástól független okok miatt, illetve a gondos ellátás ellenére is. Vélhetően a kórházi halálozási arányokat az ellátottak átlagéletkorának növekedése szintén rontja.

A kérdésfeltevés hasonlít a betakarítási veszteség tanpéldájához: ha a kártevők a krumpliföldön eszik meg a termést, akkor azt meg sem termeltük, ha a raktárban, akkor viszont beleszámít a termelésbe. A nemzetközi gyakorlattal összehangban, jelen kutatásban az első feltevést fogadtuk el, zérus értékűnek tekintve minden olyan ellátást, amely halállal végződött, függetlenül a halál okától.

A 8. táblázat adatai szerint a kórházi halálozási arány változása egyik évben sem módosította érdemben az ellátások minőségét. Nyolc év alatt összességében 0,58 százalékponttal javult az aktív ellátásban a kórházi túlélési arány. Ez évente mintegy 0,1 százalékkal növelte az aktív ellátások volumenindexét. Nemzetközi összehasonlításban ez meglehetősen alacsony érték. Ugyanakkor nem szabad megfeledkezni arról, hogy Magyarországon nem épült ki olyan ellátó rendszer, amely széles körben lehe-

tővé tenné a végső stádiumban lévő betegek otthoni ápolását. Így ezzel is magyarázható a kórházi halálozási ráták országok közötti különbségei.

8. táblázat

*A kórházi túlélési index és volumenhatása*  
(előző év = 1)

Tárgyév/bázisév	A kórházi túlélési arány átlagos változása	A túlélési arány változásával korrigált volumenindex
2009/2008	0,9998	1,0013
2008/2007	0,9962	1,0272
2007/2006	1,0025	0,8926
2006/2005	1,0009	0,9840
2005/2004	1,0029	1,0424
2004/2003	1,0021	1,0140
2003/2002	1,0004	1,0807
2002/2001	1,0018	1,0752

*Megjegyzés.* Túlélési arány = 1 – halálozási arány.

#### 5.4. Az átlagos kórházi ápolási idő változása

A szakirodalomban elterjedt állítás, hogy „az egy esetre jutó ápolási nap a technikai hatékonyság javulásának egyik legjobb indikátora” (Dózsa–Kövi–Ecseki [2010]). A közgazdasági értelmezéssel analóg módon az egészségügyi gazdaságtan a hatékonyságot az elvárt hozamok (kibocsátás) és a költségek (elveszett hozamok) hányadosaként definiálja (Gaál et al. [2012] 8. old.). A minőség a kibocsátás volumenének az ismérve. Ezért az ápolási napok csökkenésében megnyilvánuló hatékonyságjavulás csak akkor jelenti a minőség javulását, ha azt nem a költségek csökkenése idézi elő. Például, az ápolási napok csökkenhetnek adminisztratív intézkedések hatására úgy, hogy a korábban aktív osztályokon kezelt betegeket krónikus osztályokra helyezik át. Ez pedig még akkor sem tekinthető a szolgáltatás minőségjavulásának, ha egyébként indokolt volt az intézkedés.

Vélelmezhető, hogy az ápolási napok számában a 2001 és 2009 közötti időszak egészében végbement csökkenést nem kizárólag a költségtakarékoskodás, hanem legalább részben az ellátások klinikai minőségjavulása magyarázza. Nem találtunk olyan kutatási eredményeket, amelyek megpróbálták volna számszerűsíteni az ápolási napok és a szolgáltatások klinikai minősége közötti kapcsolatot, mégis megfonto-

landónak tartjuk a mutató használatát, mert jelenleg ez az egyetlen olyan egyedi, HBCs-k szerinti részletezettségben rendszeresen rendelkezésre álló információ, amely felhasználható a klinikai minőségjavulás számszerűsítésére.

Elsősorban illusztrációs jelleggel felírtunk egy olyan exponenciális függvényt, amely teljesíti azt a követelményt, hogy ha az ellátási idő nem változik, akkor a minőség is változatlan. Az ápolási napok számának csökkenése a minőség javulását, növelése a minőség gyengülését eredményezi. Inkább az eredmények hihetősége mint elméleti megfontolások alapján más kutatások is exponenciális függvényalakú példázatok a szolgáltatások minőségének változását (*Dawson et al.* [2005]).

$$\text{Minőségváltozás} = e^{0,15 \cdot (1 - \text{az átlagos ápolási idő indexe})}$$

A 0,15 paraméter azt feltételezi, hogy az ápolási napok 10 százalékos csökkenését a klinikai minőség mintegy 1,5 százalékos növekedése idézte elő, és amennyiben 20 százalékkal csökkennek az ápolási napok, az a klinikai minőség mintegy 3 százalékos javulásának tudható be. Akkor csökkenhet a felére az ápolási napok száma, ha közel 8 százalékkal javult a klinikai minőség. A paraméter csökkentése csökkenti a hatást, a növelése erősíti. A modellben 0,3 értékű paraméter mellett több mint egyharmadával javul az ellátás minősége akkor, ha az ellátásokat járóbeteg-ellátásban végzik.

Az összefüggés az átlagokra vonatkozik: egy-egy betegcsoport esetén ennél jóval nagyobb minőségjavulás is bekövetkezhet. Ugyanakkor vannak olyan betegcsoportok, ahol a technikai fejlődés nem ad lehetőséget az ellátási idő rövidítésére. Hangsúlyozzuk, hogy a bemutatott függvény inkább csak illusztráció, a paraméter számszerűsítését az ellátást végző szakértők körében szervezett felmérésekkel kell alátámasztani.

Két változatban becsültük az ápolási idő hatását. Az elsőben azzal a feltevéssel éltünk, hogy minőségromlás miatt következett be az ápolási idő hosszabbodása (például a kórházban fekvő betegek többet kell várnia a beavatkozás elvégzésére). A második változatban csak az ápolási idő rövidülésének hatását vettük figyelembe, azt feltételezve, hogy a hosszabb ápolási idő súlyosabb esetet jelez.

A feltételezett függvény alapján számolva, a kórházi ápolási idő változása jelentős mértékű minőségváltozásra utal, és nem csak azokban az években, amelyekben közismert, hogy kormányzati intézkedések is közrejátszottak az ápolási napok csökkenésében.

A javasolt módszerrel becsülve, az ápolási napok változása 2001 és 2009 között az aktív ellátásban összesen 4,8 százalékkal javította az ellátás minőségét. Amennyiben csak a napok számának csökkenését vesszük figyelembe mint minőségjavulást, akkor a teljes hatás 9,5 százalék. A fekvőbeteg-ellátás egészére vonatkozó becslések az alacsonyabb értékű minőségi korrekcióval készültek.

9. táblázat

*Az átlagos ápolási napok változásának hatása az ellátás minőségére*

Tárgyév/bázisév	Kétirányú hatás	Csak minőségjavulás
2009/2008	1,0024	1,0106
2008/2007	0,9997	1,0065
2007/2006	1,0115	1,0180
2006/2005	1,0067	1,0129
2005/2004	1,0043	1,0066
2004/2003	1,0109	1,0159
2003/2002	1,0067	1,0094
2002/2001	1,0046	1,0109

Kétségtelen, hogy az egyedi adatlapokról származó információkból csak részlegesen és esetleg torzítottan tudjuk számszerűsíteni a fekvőbeteg-ellátás minőségének alakulását. Kimaradhatnak lényeges hatások mind a minőséget javító, mind azt csökkentő irányban. Számszerű információk híján nem tudjuk számba venni a fekvőbeteg-ellátásban felhasznált gyógyszerek hatékonyságának javulását. A nemzeti szám-lákban ez azért is komoly probléma, mert ugyanakkor a fekvőbeteg-ellátás termelő felhasználásának volumenében elszámoljuk ezt a hatást. Ennek következtében bizonyosan alulbecsüljük a fekvőbeteg-ellátásban keletkezett hozzáadott érték növekedését miután a gyógyszerek minőségének javulása növeli a termelő felhasználás volumenét. Másfelől, az is bizonyosra vehető, hogy az egyre súlyosabbá váltó létszámhiány és a pénzügyi megszorítások nem maradtak hatás nélkül az ellátás minőségére, különösen a betegközpontúságot tekintve.

Jelenleg nincsenek olyan adatok, amelyek felhasználhatók lennének a rehabilitációs és krónikus fekvőbeteg-ellátásban arra, hogy finanszírozási csoportok szintjén számszerűsíteni lehessen az ellátás minőségének változását. Ezért itt minőségi korrekció nélkül számítjuk a finanszírozási csoportok költségárányokkal súlyozott összetett indexét.

A teljes fekvőbeteg-ellátás volumenindexe az aktív, illetve a rehabilitációs és krónikus ellátás volumenindexének átlaga, súlyként az OEP által a bázisévben elszámolt finanszírozási arányokat használva.

Hasonlóképpen ahhoz, ahogy az árindexet az értékindex és a volumenindex hányadosa képezi, a nempiaci szolgáltatások esetén a folyó áras költségadatokat és a volumenindex hányadosaként származtathatjuk az egységköltség-indexet. Pontosabban, a fekvőbeteg-ellátásra a társadalombiztosítási finanszírozás értékindexének és a volumenindexnek a hányadosaként kapott index nem az egységnyi szolgáltatások teljes



egységköltés-indexét eredményezi, hanem az egységköltéseknek az OEP által finanszírozott/elismert részének indexét.

10. táblázat

*A fekvőbeteg-ellátás volumenindexei, 2001–2009*  
(bázisév = 1)

Tárgyév/bázisév	Aktív ellátás	Rehabilitációs és krónikus ellátás	Fekvőbeteg-ellátás összesen	Az aktív ellátás bázis-évi aránya a finanszírozásban
2009/2008	1,0034	1,0440	1,0090	0,862
2008/2007	1,0273	1,1630	1,0438	0,878
2007/2006	0,8983	1,0560	0,9147	0,897
2006/2005	0,9880	1,1400	1,0038	0,896
2005/2004	1,0468	1,0010	1,0421	0,897
2004/2003	1,0162	0,9790	1,0126	0,904
2003/2002	1,0881	1,0330	1,0826	0,900
2002/2001	1,0773	1,1740	1,0877	0,893
<b>2009/2001</b>	<b>1,1408</b>	<b>1,7371</b>	<b>1,2015</b>	

11. táblázat

*A fekvőbeteg-ellátás finanszírozása folyó áron*

Év	Aktív ellátás*	Rehabilitációs és krónikus ellátás	Tárgyév/bázisév	Aktív ellátás*	Rehabilitációs és krónikus ellátás	Fekvőbeteg-ellátás összesen
	OEP-finanszírozás (millió Ft)			értékindex (előző év = 1)		
2009	324 221	58 699	2009/2008	0,9162	1,0363	0,9328
2008	353 867	56 642	2008/2007	1,0560	1,2152	1,0754
2007	335 109	46 612	2007/2006	0,9284	1,1156	0,9478
2006	360 969	41 780	2006/2005	1,0193	1,0184	1,0192
2005	354 149	41 025	2005/2004	1,0647	1,0775	1,0661
2004	332 616	38 073	2004/2003	1,0165	1,0923	1,0238
2003	327 211	34 854	2003/2002	1,2846	1,2291	1,2791
2002	254 713	28 359	2002/2001	1,1855	1,1012	1,1764
2001	214 863	25 754	<b>2009/2001</b>	<b>1,5090</b>	<b>2,2792</b>	<b>1,5914</b>

\* Speciális esetfinanszírozás, valamint extrafinanszírozás nélkül.

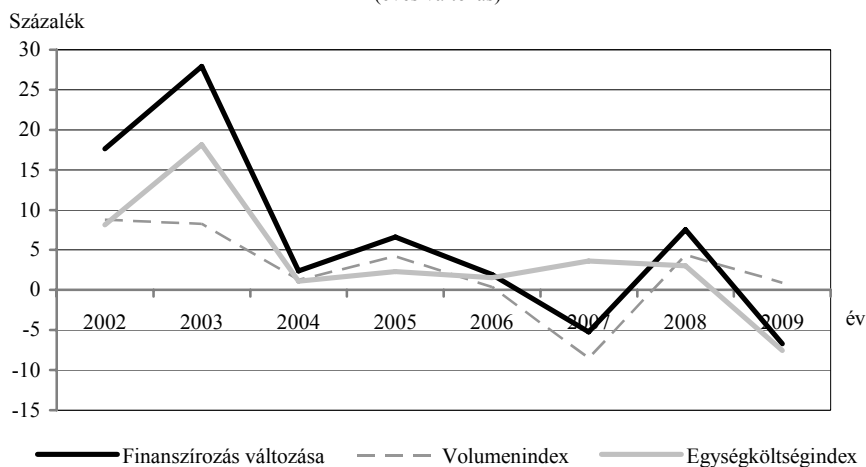
Forrás: OEP [2011] 84–85. old.

12. táblázat

*A fekvőbeteg-ellátás egységköltség-indexe*

Tárgyév/bázisév	Aktív ellátás	Rehabilitációs és krónikus ellátás	Fekvőbeteg-ellátás összesen
2009/2008	0,9131	0,9926	0,9245
2008/2007	1,0279	1,0449	1,0303
2007/2006	1,0335	1,0565	1,0362
2006/2005	1,0316	0,8933	1,0153
2005/2004	1,0171	1,0765	1,0230
2004/2003	1,0003	1,1158	1,0111
2003/2002	1,1806	1,1898	1,1815
2002/2001	1,1004	0,9379	1,0816
<b>2009/2001</b>	<b>1,3228</b>	<b>1,3121</b>	<b>1,3244</b>

4. ábra. A fekvőbeteg-ellátás volumen- és egységköltségindexe (éves változás)



2001 és 2009 között a fekvőbeteg-ellátásban az egységnyi szolgáltatások OEP által elismert költsége több mint 30 százalékkal nőtt. Az egyes évek között a finanszírozás hektikusan hullámzott. Az időszak egészét nézve nincs lényeges különbség az aktív, illetve a rehabilitációs és krónikus ellátás egységköltségindexe között, az adott éveket tekintve azonban igen. Például míg 2001 és 2002 között az egységnyi aktív ellátás finanszírozását több mint 16 százalékponttal jobban emelték, mint a rehabilitációs és krónikus ellátását, addig a 2008–2009-es időszakban az egységnyi aktív ellátás finanszírozása jóval nagyobb mértékben (8 százalékponttal) csökkent, mint a

rehabilitációs és krónikus ellátásé. Kevésbé valószínű, hogy a finanszírozás ingadozása a tényleges egységköltségek változásának tudható be, sokkal inkább a költségvetés és a szolgáltatók közötti alkuk nem szándékolt kimenete magyarázza.

## 6. Javaslat a nemzeti számlákban átvezetendő korrekciókra

Jelenleg a statisztika számára elérhető adatokból a fekvőbeteg-ellátásra tudunk közvetlen módon volumenindexet becsülni. A kórházi túlélési indexszel – és esetleg a kórházi ápolási napok számával – korrigált volumenindex kielégíti az Eurostat által értelmezett *B* szintű módszerrel szemben támasztott igényeket.

Nem javasolható, hogy az eredményeket általánosítsuk a humán-egészségügyi szolgáltatás egészére. Miután a tapasztalatok szerint az elemi volumenindexeknek jóval nagyobb a szórása, mint az árindexeknek, a kiterjesztés igen erős feltevések elfogadását vonná maga után. Ezt elkerülendő, meg kellene vizsgálni annak lehetőségét, hogyan lehetne az alapellátásban és a járóbeteg-ellátásban államigazgatási célra rendelkezésre álló adatbázisokat statisztikai célra hasznosítani.

Ugyanakkor semmiképpen sem javasoljuk, hogy a fekvőbeteg-ellátás költségindexét vetítsük rá az egészségügyi ellátás egészére, és az összes kibocsátás volumenindexét deflálassal származtassuk. Ez ugyanis visszahozná azt a bevezetőben már tárgyalt problémát, miszerint ahelyett, hogy a többtényezős termelékenységet az output és az input volumenindexének hányadosaként számítanánk, előzetesen fel kell tételeznünk annak alakulását. Minthogy a többtényezős termelékenység az inputokból kimaradó hatótényezők eredője, így közvetlenül nem figyelhető meg. Ezért nem jogos feltevésekkel élnünk ennek alakulására vonatkozóan sem.

Azt is fontos tudatosítani, hogy a most javasolt metodika a fekvőbeteg-ellátást tekintve is csupán elfogadható, de közel sem kielégítő. Elsősorban az ellátás mennyiségi változását veszi figyelembe, nem képes azonban követni az egészségügyi ellátásban többnyire ugrásszerűen végbemenő minőségi változásokat. Erre vonatkozóan a számszerűsítéshez szükséges ismeretek kizárólag az adott szakmában jártas szakemberek segítségével operacionalizálhatók.

## Irodalom

ARAH, O. A. – WESTERT, G. P. – HURST, J. – KLAZINGA, N. S. [2006]: Conceptual Framework for the OECD Health Care Quality Indicators Project. *International Journal for Quality in Health Care*. Vol. 18. Issue Suppl. 1. pp. 5–13. [http://intqhc.oxfordjournals.org/content/18/suppl\\_1/5.full.pdf+html](http://intqhc.oxfordjournals.org/content/18/suppl_1/5.full.pdf+html)

- ATKINSON, A. B. [2005]: *Atkinson Report. Final Review – Measurement of Government Output and Productivity for the National Accounts*. Palgrave Macmillan. Houndsmills, Basingstoke.
- DAWSON, D. – GRAVELLE, H. – O'MAHONY, M. – STREET, A. – WEALE, M. – CASTELLI, A. – JACOBS, R. – KIND, P. – LOVERIDGE, P. – MARTIN, S. – STEVENS, P. – STOKES, L. [2005]: *Developing New Approaches to Measuring NHS Outputs and Productivity*. York University, Centre for Health Economics, National Institute of Economic and Social Research. Research Paper 6.
- DÓZSA CS. – KÖVI R. – ECSEKI A. [2010]: Változások az aktív fekvőbeteg szakellátás egyes szakmacsoportjaiban az utóbbi 10 évben, I–II. *Informatika és Menedzsment az Egészségügyben*. 9. évf. 5. sz. 15–19. old. és 9. sz. 13–17. old.
- EUROSTAT [2001]: *Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts*. Office for Official Publications of the European Communities. Luxembourg. [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-41-01-543/EN/KS-41-01-543-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-41-01-543/EN/KS-41-01-543-EN.PDF)
- GAÁL P. – SZIGETI SZ. – EVETOVITS T. – LINDEISZ F. [2012]: Az egészségügyi rendszerek teljesítménymérésének koncepcionális kérdései. *Egészségügyi Gazdasági Szemle*. 50. évf. 2. sz. 7–15. old. [http://www.weborvos.hu/adat/files/2012\\_szeptember/egsz21.pdf](http://www.weborvos.hu/adat/files/2012_szeptember/egsz21.pdf)
- KELLEY, E. – HURST, J. [2006]: *Health Care Quality Indicators Project, Conceptual Framework Paper*. OECD Health Working Paper No. 23. OECD Publishing. Paris. <http://www.oecd.org/health/healthpoliciesanddata/36262363.pdf>
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2011]: *Európai lakossági egészségfelmérés – Magyarország, 2009*. Budapest.
- OEP (ORSZÁGOS EGÉSZSÉGBIZTOSÍTÁSI PÉNZTÁR) [2011]: *Statisztikai évkönyv 2010*. Budapest. <http://site.oep.hu/statisztika/2011/pdf/Evk11.pdf>
- PENALOZA, M-C. – HARDIE, M. – WILD, R. – MILLS, K. [2010]: *Public Service Output, Inputs and Productivity: Healthcare*. UK Office for National Statistics. Newport.
- SCHREYER, P. [2010]: *Towards Measuring the Volume Output of Education and Health Services: A Handbook*. OECD Statistics Working Paper No. 31. OECD Publishing. Paris. [http://search.oecd.org/officialdocuments/displaydocumentpdf/?doclanguage=en&cote=std/doc\(2010\)2](http://search.oecd.org/officialdocuments/displaydocumentpdf/?doclanguage=en&cote=std/doc(2010)2)

## Summary

The paper presents a new way for estimating the volume index of inpatient care output in the Hungarian national accounts. This method has been developed within an EU-funded research program, attempting to measure cost-weighted activity indices for selected EU member countries. It also investigated the possibilities to what extent available data can be employed to adjust the quality of activity-based output estimates. The analysis covers the period 2001–2009; the administrative files derive mainly from the National Health Insurance Fund. During this same period the inpatient care output in Hungary increased moderately, about 20 percent altogether, and the growth was disturbed by hectic fluctuations.

## A gazdasági világválság növelte az optimizmust?

---

**Jáki Erika,**

a Budapesti Corvinus Egyetem  
tudományos segédmunkatársa  
E-mail: erika.jaki@uni-corvinus.hu

**Neulinger Ágnes,**

a Budapesti Corvinus Egyetem  
egyetemi docense  
E-mail: agnes.neulinger@uni-  
corvinus.hu

A szerzők a 2008-ban kezdődött gazdasági világválság egy részvényre jutó nyereség előrejelzési hibájára gyakorolt hatását vizsgálják. Az 1980-as évektől számos kutatás bizonyította, hogy az elemzők egy részvényre jutó nyereség előrejelzései (earnings per share – EPS) szisztematikusan kedvezőbb tervértéket adnak meg, mint a tényértékek, azaz általában optimisták. Más vizsgálatok azt bizonyították, hogy az EPS előrejelzési hiba bizonytalan környezetben növekszik, míg arra is számos bizonyítékot lehet találni, hogy a negatív hírek hatását az elemzők alulsúlyozzák. Mindezek következtében a gazdasági világválság hatására növekednie kellene az EPS előrejelzési hibának, mégpedig optimista irányba. A kutatás fókuszba a magyarországi tőzsdei cégek, kiegészítve azok osztrák megfelelőivel. Időhorizont tekintetében a válság előtti öt évet veti össze a válság első két és fél évével. A vizsgálat érdekes eredménye, hogy a válság előtti öt évben nem optimista, hanem pesszimista irányú volt az EPS előrejelzési hiba, míg a válságban a várakozásnak megfelelően optimista előrejelzések készültek.

TÁRGYSZÓ:  
EPS-előrejelzés.  
Gazdasági válság.  
Pénzügyi tervezés.

Túlzott optimizmusról a pénzügyi terveknel akkor beszélünk, ha a tervadatok szisztematikusan pozitív irányban térnek el a tényadatoktól, azaz az árbevételeket felül, míg a költségeket alultervezik (Lovallo *et al.* [2007], Kahneman–Lovallo [2003], Haw–Jung–Ruland [1994], Duru–Reeb [2002]). A pénzügyi tervek hibája a jövedelmezőség viszonylatában elemezhető. Tőzsdei cégeknél az EPS-előrejelzések állnak a vizsgálat fókuszában. Az EPS (earnings per share) egy részvényre jutó nyereséget jelent (nettó eredmény/forgalomban lévő részvények száma), mely a *pénzügyi tervezés egyik formája*. Az elemzők hasonló pénzügyi modellekkel dolgoznak, mint a menedzserek a vállalati pénzügyi tervezésnél. Az EPS népszerű mutatószám a részvénytársaságok jövedelemtermelő-képességének vizsgálatához és összehasonlításához. A befektetőknek segítséget nyújt a vállalat eredményességének, terveik teljesülésének megítélésében.

Az EPS-előrejelzések<sup>1</sup> mindig egy adott évre vonatkoznak, akár naponta is készülhetnek. Megkülönböztetjük az egyéni, azaz az elemző által készített EPS-előrejelzéseket, és egy adott vállalatra vonatkozóan, adott időszakra készült előrejelzések átlagát, melyet „konszenzusos” EPS-előrejelzésnek neveznek. Egy részvénytársaság jövőbeni teljesítményének előrejelzésére szintén sokszor e mutatót használják. Menedzserek és elemzők is készítenek egy-egy részvénytársaságra EPS-előrejelzést egy, két, három évre előre, amelyet az elérhető információk tükrében többször módosítanak.

## 1. Az EPS előrejelzési hiba empirikus vizsgálati eredményei

Az EPS-előrejelzések vizsgálatára az 1980-as évektől került sor, a legelsőik közé számít Zacks [1979] kutatása, aki a részvényárfolyamokra gyakorolt hatását elemezte. Meglepődve tapasztalta, hogy az EPS-előrejelzések szisztematikusan optimisták. A következő kutatások elsősorban a fejlett ipari társadalmakban készültek, mind az EPS-előrejelzések hibáját vizsgálták és bizonyították azok szisztematikus optimizmusát:

1. Legtöbbjük az amerikai tőzsdei vállalatok EPS-előrejelzéseit elemezte (Zacks [1979], DeBondt–Thaler [1990], Dreman–Berry

<sup>1</sup> Az EPS-mutatóról részletesen lásd Virág *et al.* [2005].

[1995], *Clayman–Schwartz* [1994], *Easterwood–Nutt* [1999], össze-foglaló tanulmány *Brown* [1993]).

2. Néhány kutató a nyugat-európai tőzsdék vállalatainak EPS-előrejelzéseit vizsgálta (*Capstaff–Paudyal–Rees* [2001], *Beckers–Stelias–Thomson* [2004], *Becchetti et al.* [2007]).

3. *Djatej et al.* [2008], *Tan–Wang–Welker* [2011]: azt keresték, hogy az egységes számviteli rendszer (International Financial Reporting Standards – IFRS) bevezetése milyen hatással lehet az EPS-előrejelzések pontosságára, és azt találták, hogy az új számviteli rendszer növelte az elemzők pontosságát, amennyiben az elemző országában is már bevezették az IFRS-t.

A továbbiakban ezen vizsgálatok közül azokat mutatjuk be, amelyek kutatásunk szempontjából fontosabbak.

*Zacks* [1979] az S&P 500 index<sup>2</sup> 260 vállalatának, konszenzusos EPS-előrejelzéseit vizsgálta, abból a szempontból, hogy miként viselkedik az EPS terv-tény eltérés mértékének tükrében az árfolyam. Azok a portfóliók, amelyekben a vállalatok tényleges növekedése nagyobb volt, mint az előre jelzett, ott a részvényárfolyamok az átlagosnál jobban nőttek, mint a benchmarkadat. Ahol az EPS tervértéke nagyobb volt a ténylegesnél, ott a részvény árfolyama a piaci alatt maradt. A kutatás lényege a piaci hatékonyság bizonyítása volt, azaz, hogy az információk – EPS-előrejelzés – beépülnek az árba. Jelen cikk szempontjából *Zacks* érdekes megállapítása, hogy az EPS-előrejelzések nagy általánosságban túlzók, optimisták voltak.

*DeBondt* és *Thaler* [1990] 1976 és 1984 között vizsgálták az EPS-t az IBES International adatbázisa alapján, mely előrejelzéseket intézményi befektetők számára készítettek, a tényadatokat a COMPUSTAT szolgáltatta. A vizsgálatba bevont vállalatok az elmúlt 3 évben jövedelmet termeltek, decemberi éves zárásúak, az EPS-értékek 10 évre visszamenőleg, mindkét adatbázisból elérhetők. A szerzők az értékpapír-elemzők 1-2 évre vonatkozó EPS-előrejelzéseit vizsgálták, amelyekről megállapították, hogy optimisták, túlzók. Két éves időhorizontra vonatkozóan nagyobb optimizmust tapasztaltak, mint az egyéves időszakokra.

*Clayman–Schwartz* [1994] 399 vállalat 1982 és 1992 közötti EPS-előrejelzését havi és éves szinten<sup>3</sup> vizsgálta. Megállapították, hogy a következő évre vonatkozó EPS-előrejelzés magasabb volt a ténylegesen realizált értéknél, és az év végéhez közeledve az előrejelzés optimizmusa, azaz a terv-tény eltérés csökkent. Ez a megállapítás (az időhorizont csökkenésével csökken az előrejelzési hiba), megegyezik *Sedor* [2002] és *DeBondt–Thaler* [1990] eredményeivel, akik azt tapasztalták, hogy az elő-

<sup>2</sup> Az S&P 500 index a legnagyobb 500 New York-i tőzsdén és a NASDAQ-on kereskedett részvényt tartalmazó értéksúlyozott index.

<sup>3</sup> Az adatbázist a Zacks Investment Research szolgáltatta.

rejelzési időszak növekedésével nő az optimizmus. Éves szinten az év vége előtt egy hónappal még mindig 11,9 százalékos túltervezést tapasztaltak. A legnagyobb túltervezés azoknál a cégeknél volt, amelyek végül negatív eredményt realizáltak az adott időszakban. Ezzel megegyezik Sedor [2002] vizsgálati eredménye: a korábbi évek jövedelmezősége befolyásolja az elemzőket a pénzügyi tervek elkészítésében, veszteséges év után optimistább tervet készítenek, azaz a jövőre vonatkozó tervértékek meghatározásánál nem korrigálnak megfelelő mértékben. Másik érdekes vizsgálati terület, hogy az előrejelzés pontossága összefügg-e azzal, hogy hány előrejelzés alapján készült a konszenzusos EPS-terv. Clayman és Schwartz [1994] nem találtak az előrejelzés száma és pontossága között korrelációt.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] az EPS-előrejelzéseknél tapasztalható túlzott optimizmust vizsgálták 1987 és 1994 között, kilenc nyugat-európai országra vonatkozóan (Belgium, Franciaország, Németország, Írország, Olaszország, Hollandia, Spanyolország, Svédország). Azt feltételezték, hogy ahol volatilisabbak az EPS-előrejelzések idő és vállalkozás tekintetében, ott nehezebb az előrejelzés.<sup>4</sup> A vizsgálat során 500 ezer EPS-előrejelzést hasonlítottak össze az 1987 és 1994 közötti időszakokra. Az EPS-előrejelzéseket átlagosan +16,9 százalékos előrejelzési hiba jellemezte.<sup>5</sup> A spanyoloknál, a franciáknál és az olaszoknál tapasztalták a legnagyobb szisztematikus hibát, a legpontosabb előrejelzéseket az angolok, írek és a hollandok készítették (ezekben az országokban a legnagyobb a korreláció az előrejelzések és a részvényárfolyamok között). A tanulmány összességében az amerikai tanulmányokkal megegyező következtetésekre jutott.

Beckers–Stelarios–Thomson [2004] az európai elemzők által készített EPS-előrejelzések pontosságát vizsgálták 1993 és 2002 között, kiemelten a „birka” effektusra, azaz, hogy a korábbi időszak konszenzusos EPS-értékét milyen mértékben veszik figyelembe az elemzők a következő EPS-előrejelzés becslésénél.

## 1.1. Bizonytalanság

Számos kutatás a bizonytalanság növekedésének tervezési hibára gyakorolt hatását vizsgálta. Korai elemzések (Irwin [1953], Marks [1951]) rámutattak arra, hogy amikor a siker esélye valóban a szerencse kérdése (fej vagy írás, azaz 50-50 százalékos), akkor a legnagyobb a sikerrel szembeni várakozás. Azonban, ha a siker objektív valószínűsége csökken, akkor drasztikusan csökken az optimizmusra való hajlam.

Duru és Reeb [2002] is hasonló következtetésekre jutott: minél szélesebb egy cég kereskedelmében – árbevétel, költség – a nemzetközi felosztottság, annál optimis-

<sup>4</sup> Az adatokat az Institutional Brokers Estimate System szolgáltatta a vizsgálatához.

<sup>5</sup> Húsz hónappal az év vége előtti és három hónappal az év vége utáni előrejelzéseket vizsgálták.



több pénzügyi előrejelzések készülnek. A széles körű nemzetközi kereskedelem miatt bonyolultabb az előrejelzés. Ennek egyik oka, hogy az elemzők jobban ismerik saját országukat, mint a többi országot, így azok makrokörnyezetének – politika, kultúra, vállalat versenykörnyezete, földrajzi adottságok stb. – megítélése növeli a bizonytalanságot (*Ashbaugh–Pincus* [2001]), illetve növekszik az információs aszimmetria is a menedzser és az elemző között a nyelvi nehézség miatt.

Ehhez hasonlóan, az EPS-előrejelzések esetében azoknál a cégeknél tapasztaltak nagyobb optimizmust, amelyek részvényárfolyamának a múltban nagyobb szórása volt (*Ackert–Athanasakos* [1997]). *Haw–Jung–Ruland* [1994] vizsgálatukban bizonyították, hogy összeolvadások után nő az előrejelzés optimizmusa. Az összeolvadás után a szinergiahatások jövedelemtermelésre gyakorolt hatása még ismeretlen, bizonytalan, nehezebb a jövedelem (EPS) előrejelzése. Ezen túlmenően a tőkeáttétel, illetve a diverzifikáció növekedésével is nőtt az előrejelzési hiba. Az összeolvadás általában tőkebevonással jár, ami növelheti a tőkeáttételt, illetve a két vállalat eltérő nemzetközi kereskedelme miatt nagyobbá válhat a nemzetközi felosztottság, ami szintén nehezíti az előrejelzést. Az optimizmus mértéke általában négy év után tért vissza az összeolvadás előtti szintre.

*Lehavy–Feng–Merkley* [2011] a 10-K-jelentések<sup>6</sup> olvashatóságának hatását vizsgálták az elemzők EPS becsléseire. Úgy találták, hogy a kevésbé olvasható jelentések növelik a bizonytalanságot, ami az előrejelzések nagyobb szórásában és pontatlanságában jelenik meg. *Yeung* [2009] a számviteli jelentések és az EPS-előrejelzések felülvizsgálatának kapcsolatát vizsgálta, és bizonyította, hogy a jövedelem bizonytalansága pozitívan korrelál az elemzők EPS felülvizsgálatának mértékével.

*Ali–Klein–Rosenfeld* [1992] és *Klein* [1990] azt tapasztalták, hogy a veszteséges év után nagyobb az optimizmus, mint a nyereséges után, mivel nagyobb a bizonytalanság. *Sedor* [2002] ezt a jelenséget aszimmetrikus előrejelzési optimizmusnak nevezi, mivel a nyereséges éveket túlreagálják, míg a veszteséges eredményeit alul.

További bizonytalansági tényező az időhorizont, melynek növekedésével szintén nő az optimizmus (*De Bondt–Thaler* [1990], *Kadous–Krische–Sedor* [2006]). *Tan–Wang–Welker* [2011] 1998 és 2007 között 1 700 elemző cég és 40 ezer elemző előrejelzéseit 21 723 cégre, 25 országra kiterjedően vizsgálták. Céljuk annak felderítése volt, hogy a számviteli rendszer egységesítése csökkenti-e az EPS előrejelzési hibát azzal, hogy az egységes számviteli rendszer alkalmazásával csökken az előrejelzés bizonytalansága. Azt tapasztalták, hogy azok az elemzők, akik már korábban is az IFRS-rendszert használták pontosabb, míg akik nem, azok nagyobb előrejelzési hibával dolgoztak azután, hogy a cég az IFRS-t alkalmazni kezdte.

<sup>6</sup> A 10-K űrlap az amerikai SEC (Securities and Exchange Commission – Tőzsdéfelügyeleti Bizottság) megkövetelt éves jelentése, mely átfogó összegzést ad a részvénytársaság teljesítményéről. A 10-K-űrlap információs hatását kvalitatív módszerrel vizsgálta *Feldman et al.* [2010].

## 2. Hipotézisek

A kutatás első lépése annak vizsgálata, hogy a két időszakban: 2003 és 2007, valamint 2008. szeptember 17. és 2010 között<sup>7</sup> beszélhetünk-e szisztematikus optimizmusról az *EPS* előrejelzési hiba kapcsán (továbbiakban: *EPS.Err*).

*H1* – A vizsgált adatbázison az *EPS* egyéni előrejelzések általában optimisták, azaz az *EPS* előrejelzési hiba nagyobb, mint nulla a 2003 és 2007 közötti időszakban.

*H2* – A vizsgált adatbázison az *EPS* egyéni előrejelzések általában optimisták, azaz az *EPS* előrejelzési hiba nagyobb, mint nulla a 2008. szeptember 17. és 2010 közötti időszakban.

Ezt követi annak vizsgálata, hogy a két időszak viszonyában beszélhetünk-e arról, hogy a válság növelte<sup>8</sup> az *EPS* előrejelzési hiba optimizmusát.

*H3* – A vizsgált adatbázison a válság utáni években (2008. szeptember 17.–2010) az *EPS* előrejelzési hiba optimizmusa nagyobb, mint a válság előtti években (2003–2007).

## 3. Módszertan

Az előrejelzési hiba mérésére természetes módon alkalmazzák a következő képletet:

$$EPS_{terv(t)} - EPS_{tény(t)} = Err, \quad /1/$$

<sup>7</sup> Az elemzésből kizártuk a 2008-as évre készült, 2008. szeptember 17. előtti előrejelzéseket, mivel ezen időszakban az elemzők még nem vették figyelembe a gazdasági világválság hatását, az eredményt ezek az adatok torzítják.

<sup>8</sup> Számos vizsgálat készült az *EPS*-előrejelzések területén, hogy a tervezési hiba okait feltárják. Sokáig az ösztönzőket, illetve a szerkezeti (konkrétan melyik tétel okozza a túltervezést) okokat vizsgálták. Az ezredforduló környékén számos viselkedéstani (behaviorista) magyarázat jelent meg a túltervezés okait magyarázva. A kognitív gondolkodást vizsgáló kutatások egy-egy kognitív mechanizmus feltárására és annak bizonyítására törekedtek. A legátfogóbb publikáció a kognitív mechanizmusokkal kapcsolatban *Kahneman–Lovallo* [2003] cikke. A bizonytalanság növekedésével megerősödnek a kognitív mechanizmusok, melyek a túltervezésért felelősek. Azok részletes tárgyalásától eltekintünk, jelen kutatás során annak a ténynek a vizsgálatára szorítkozunk, hogy a válság okozta bizonytalan környezet hatására növekedett-e az *EPS* előrejelzési hiba.

ahol  $Err$  az előrejelzési hiba. Ha nincs szisztematikus előrejelzési hiba:

$$Err = 0.$$

Ahhoz, hogy az előrejelzési hibát különböző vállalatok, devizák esetében össze lehessen hasonlítani, a hiba relatív értékét kell meghatározni. Az előrejelzési hibát viszonyítani kell egy tetszőleges értékhez. Ennek vizsgálatára többféle módszer létezik.<sup>9</sup> Jelen kutatás a tervezési hiba vizsgálatára *Capstaff–Paudyal–Rees* [2001]  $EPS.Err$  definícióját /2/ alkalmazza, mivel az  $EPS$  tényértéke időszakon belül nem változik, így a hiba mértéke csak az abszolút hiba nagyságtól függ.

$$Rel.Err = \frac{EPS_{terv(t)} - EPS_{tény(t)}}{|EPS_{tény(t)}|} \quad /2/$$

Az  $EPS.Err$  alakulását leíró statisztikai eszközökkel vizsgáltuk.

A  $H1$  és a  $H2$  elemzésére *DeBondt–Thaler* [1990] mérőföldkönek és iskolateremtőnek számító kutatási módszerét alkalmaztuk, melynek során a hivatkozott szerzőpáros ugyanazon időszakra vonatkozó, azaz keresztmetszeti adatok segítségével regresszióanalízist végzett az  $EPS$  tényleges és prognosztizált változása között. A tényleges jövedelem relatív változását az előre jelzett jövedelem relatív változásának segítségével fejezték ki a következők szerint:

$$AC = \alpha + \beta FC, \quad /3/$$

$$AC_T = \frac{EPS_{ac(T)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}}, \quad /4/$$

$$FC_T = \frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}}, \quad /5/$$

$$\frac{EPS_{ac(T)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}} = \alpha + \beta \frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}}, \quad /6/$$

<sup>9</sup> *Easterwood* és *Nutt* [1999] a relatív tervezési hibát a tervezéskor aktuális részvényárfolyamhoz viszonyította, illetve *Ashbaugh–Pincus* [2000] az év eleji árfolyamhoz, *DeBondt* és *Thaler* [1990] a megelőző időszak tényértékéhez.



Az 1. ábrán a koordináta-rendszert metsző 45 fokos egyenes mutatja a pontos előrejelzésre fektetett lineáris egyenest. Optimista előrejelzések esetén az egyenes párhuzamosan lefele tolódik el, ekkor  $\alpha < 0$ . Ha pesszimista előrejelzések készülnek, akkor ezzel ellentétesen  $\alpha > 0$ . Amennyiben nem párhuzamosan tolódik el, akkor  $\beta$  értéke változik. Optimista előrejelzések esetén  $\beta < 1$ , míg pesszimista előrejelzések  $\beta > 1$  értéket vesz fel. Az értékelésnél problémát okozhat, ha  $\alpha < 0$  és  $\beta > 1$  vagy  $\alpha > 0$  és  $\beta < 1$  értéket vesz fel. Ilyenkor meg kell keresni a kapott egyenes és a 45 fokos egyenes metszéspontját. Ahol az egyenes a 45 fokos egyenes alatt van, ott optimista, míg ahol felette, ott pesszimista előrejelzések készültek. Ez így jelentősen bonyolítja az eredmények értékelését, ezért a kutatók DeBondt és Thaler gyakorlatát követve  $\beta$  értékére koncentráltak, mely gyakorlatot az eredmények értékelésénél részben mi is átvettünk, azonban mi röviden  $\alpha$  értékére is kitérünk.

Kutatásuk szempontjából nagyobb jelentőséggel bír, hogy az EPS-előrejelzések pontosságának vizsgálatában a regresszióanalízis alkalmazása újdonságnak számított. A publikáció után a lineáris regresszió kedvelt vizsgálati módszerre vált az EPS-előrejelzések elemzésében. DeBondt és Thaler [1990] az amerikai tőzsdei vállalatok-ra készült EPS-előrejelzéseket vizsgálták az 1976 és 1984 közötti időszakban.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] elvégezték ugyanezt a vizsgálatot kilenc nyugat-európai országra, 1987 és 1994 közötti időszakra, mely alapján mind a leíró statisztika, mind a  $\beta$  és az  $\alpha$  értéke megerősítette az előrejelzések optimizmusát.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] vizsgálatukban egy másik módszert is alkalmaztak az *EPS.Err* elemzésére. A naiv előrejelzést használták viszonyítási alapként. A naiv előrejelzésnél a tervérték megegyezik az előző időszak tényértékével.

$$EPS_{terv(T)} = EPS_{tény(T-1)} \quad /7/$$

A szerzők azt vizsgálták, hogy az elemzők az előrejelzéseiket lefele korrigálják-e a tényadat közlésének időpontjához közeledve, ezzel tovább erősítve a szisztematikus optimizmus tényét.

$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{fc(T,h-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left( \frac{EPS_{fc(T,h-1)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /8/$$

Amennyiben az előrejelzés pontos, akkor nincs szükség korrekcióra, így  $\beta = 0$ . Abban az esetben, ha a korábbi előrejelzést az információk tükrében túl optimistának ítélné az elemző, akkor azt lefelé korrigálja, így a  $\beta < 0$ , míg ha úgy gondolja, pesszimista előrejelzést készített, akkor felfele korrigálja:  $\beta > 0$ .

A /8/-as képletben a  $\beta$  értéke egyrészt nehezen értelmezhető, továbbá a vizsgálat során kiderült, hogy nincs lineáris kapcsolat a változók között. (Lásd a 6. és a 7. ábrát.)

/9/-ben a függő változó is az előre jelzett változást mutatja, a képlet hasonlóan a korrekció mértékét vizsgálja. Ebben az esetben az  $\alpha$  és a  $\beta$  értéke a DeBondt és Thaler képletéhez hasonlóan értékelhető, azaz  $(\alpha, \beta) = (0, 1)$  értéke a felülvizsgálat hiányát mutatja,  $\alpha < 0$  és  $\beta < 1$  értéke a lefele módosításra, míg  $\alpha > 0$  és  $\beta > 1$  értéke a korábbi elemzés felfele korrigálására utal.

$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left( \frac{EPS_{fc(T,h-1)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /9/$$

#### 4. Adatbázis

A kutatás keresztmetszetben három magyar és négy osztrák vállalatot vizsgál. A Budapesti Értéktőzsdén 72 kibocsátót jegyeznek, azonban csak három cég részvényeinek tőzsdei kereskedelme eléggé likvid ahhoz, hogy az elemzőknek érdemes legyen EPS-előrejelzést készíteni, ezért a magyar vállalatok osztrák megfelelőit is bevontuk a vizsgálatba.

Az EPS-tervadatokat a Factset-en<sup>10</sup> keresztül értük el, törekedtünk a legtágabb időintervallum lefedésére, így lekértük az összes 1998 és 2010 közötti EPS-előrejelzést, ezek közül azokat vettük figyelembe, amelyek a célévet megelőző 15 hónapban, illetve az azt követő 3 hónapban készültek. Az adatokat 63 elemző cég készítette anyavállalata származási országa alapján, 21 országból. Jellemzően 2002 és 2010 közötti időszakra voltak elérhetőek az előrejelzések. A MATAV-ra és a MOL-ra vonatkozóan már 1998-tól több előrejelző cég is készített EPS-beclést, az OTP-re 2000-től, míg az osztrák cégekre a legkorábbi az OMV-előrejelzés volt 1999-ben, a Raiffeisenről azonban csak 2005-től készültek becslések. A 2001-es évet kisebb válság jellemezte, és több vizsgálatunkban szükség van a  $T - 1$  év tényértékére, amit a válság okozta visszaesés torzítana. A kompenzált EPS-tényadatokat a Bloomberg<sup>11</sup> adatbázison keresztül kértük le. Hiányzó értékek esetén a Budapesti Értéktőzsde honlapjának éves jelentéseiből vettük át a hízítatlan<sup>12</sup> EPS-tényadatokat.

<sup>10</sup> FactSet-et 1978-ban alapította Howard Wille és Charles Snyder, fő tevékenysége pénzügyi adatok gyűjtése és elemzése. További információ a cég honlapján érhető el: [www.factset.com](http://www.factset.com).

<sup>11</sup> A Bloomberg vezető üzleti és pénzügyi információs hírportál.

<sup>12</sup> Az EPS-tényérték számításánál a hízítás azt jelenti, hogy a nettó eredmény összege és a részvények száma korrigálásra kerül olyan tényezőkkel, amelyek tükrözik a potenciálisan kibocsátható törzsrészvények hatását. A hízított érték minden esetben alacsonyabb, mint a hízítatlan. A hízítás célja, hogy bemutassa azt a legrosszabb esetet, amely bekövetkezhet a törzsrészvényesek számára, ha a potenciális törzsrészvények kibocsátására kerülnek.

Az említett okok miatt a vizsgálatból kizártuk a 1998 és 2002 közötti évekre készült EPS-előrejelzéseket, a 2003–2010 közötti becsléseket vizsgáltuk, ezt az időszakot további két periódusra bontottunk. Megkülönböztettük a válság előtti recessziótól mentes, „nyugodt” öt évet (2003–2007). A másik, a Lehman Brother bukása, mint a válság kezdetének egy kijelölt időpontja utáni időszak (2008–2010). A gazdasági világválság, amennyiben egy időponthoz köthető, akkor az elfogadott nézet szerint „Magyarországon a Lehman Brother bukását követően, 2008 októberében alakult ki...” (*Banai–Király–Nagy* [2010] 105. old.). A nemzetközi irodalom is nagy jelentőséget tulajdonít a pénzügyi cég bukásának: „A válság 2008 szeptemberében a Lehman Borthor bukása után vált akuttá, mivel ez az esemény lerombolta azt a pénzügyi piacokon elterjedt hitet, hogy a kormány nem engedi, hogy egy nagy jelentőségű pénzügyi intézetet csődbe menjen. Ez az esemény drasztikusan megnövelte a hitelezési kockázat értelmezését a pénzügyi piacok szereplői között.”<sup>13</sup> (*Allen–Moessner* [2011] 184. old.)

A vizsgált előrejelzések száma (továbbiakban *N*) 2 793, melyből 1 045 magyar és 1 748 osztrák cég. A vizsgálat három iparágat érintett: a telekommunikációt (*N* = 752), az olajipart (*N* = 943) és a bankszektort (*N* = 1098).

1. táblázat

Adatbázis elemszáma vállalatonként és évenkénti bontásban

Cég	2003.	2004.	2005.	2006.	2007.	2008.	2009.	2010.	Összes
	év								
Matáv	32	43	41	34	34	35	37	30	286
TKA	34	51	53	45	62	67	81	73	466
<i>Együtt</i>	<i>66</i>	<i>94</i>	<i>94</i>	<i>79</i>	<i>96</i>	<i>102</i>	<i>118</i>	<i>103</i>	<i>752</i>
MOL	34	43	51	58	50	43	55	53	387
OMV	53	61	67	68	59	70	93	85	556
<i>Együtt</i>	<i>87</i>	<i>104</i>	<i>118</i>	<i>126</i>	<i>109</i>	<i>113</i>	<i>148</i>	<i>138</i>	<i>943</i>
OTP	29	46	46	46	36	51	59	59	372
RBI			13	31	42	55	45	52	238
EBS	35	54	57	60	60	72	76	74	488
<i>Együtt</i>	<i>64</i>	<i>100</i>	<i>116</i>	<i>137</i>	<i>138</i>	<i>178</i>	<i>180</i>	<i>185</i>	<i>1098</i>
<i>Összes</i>	<i>217</i>	<i>298</i>	<i>328</i>	<i>342</i>	<i>343</i>	<i>393</i>	<i>446</i>	<i>426</i>	<i>2793</i>
Magyar cég									1045
Osztrák cég									1748

<sup>13</sup> „The crisis became acute after the failure of Lehman Brothers in September 2008, which destroyed the widespread belief in financial markets that governments would not allow any systemically important financial institution to fail, and thereby dramatically heightened perceptions of credit risk among trading counterparties in financial markets.”

Az elemzésből kizártuk a 2008-ra készült, 2008. szeptember 17. előtti előrejelzéseket, mivel ezen időszakban az elemzők még nem vették figyelembe a gazdasági világválság hatását, az eredményt ezek az adatok torzíthatják. A nemzetközi szakirodalomnak megfelelően kiugró adatoknak tekintettük a 200 százalék feletti EPS-előrejelzési hibát, és ezeket szintén kihagytuk az elemzésből.

Földrajzilag a vizsgálat a három magyar (Magyar Telekom NyRt. (MATAV), Magyar Olaj és Gázipari NyRt. (MOL), OTP Bank NyRt. (OTP)) és négy osztrák (Telekom Austria AG (TKA), OMV AG (OMV), Raiffeisen Bank International AG (RBI), Erste Group Bank AG (EBS)) cégre készült EPS-előrejelzéseket elemzi.

Korábbi kutatásoktól eltérően – melyek az EPS-bebecsléseknél bizonyították a tervezési hiba szisztematikus optimizmusát – az általunk végzett vizsgálat mind időintervallumban (2003–2010), mind földrajzilag (Magyarország és Ausztria) eltér. Az adott időszakban a vállalatokra készült összes EPS-előrejelzést, azaz a teljes sokaságot vizsgáltuk.

## 5. Eredmények

Először a leíró statisztika eredményeit mutatjuk be az *EPS.Err* 2003–2007 és 2008–2010 közötti éveire. A válság előtti időszakra meglepő módon pesszimista előrejelzések készültek. Ezt követi a regresszióanalízis-vizsgálat eredménye és értékelése. A harmadik hipotézis az első és a második hipotézis vizsgálati eredményeinek összevetéséből következik. A két időszak *EPS.Err* átlaga szignifikánsan különbözik.

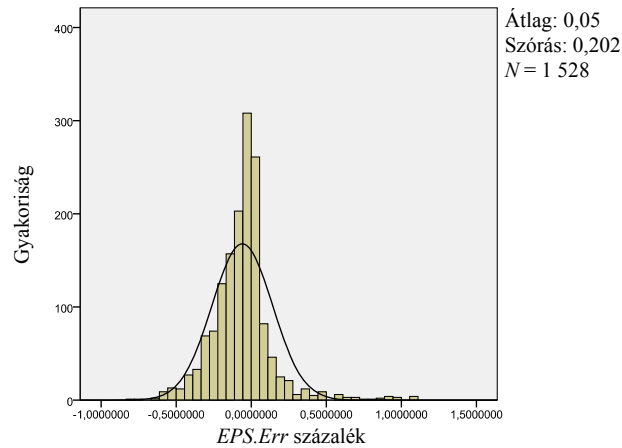
### 5.1. Leíró statisztika

A 2. ábra a leíró statisztikai eredményeket mutatja. Szembetűnő, hogy a várakozásokkal ellentétben 2003 és 2007 között a tervezési hiba átlaga – terv- és tényérték eltérése – százalékosan értelmezve  $-5,93$  százalék, azaz az EPS-előrejelzések pesszimisták a vizsgált időszakban. Az eredményt megerősíti a medián  $-4,94$  százalékos értéke, azonban a módusz  $0$  százalék, ami azt jelenti, hogy a legtöbb becslés pontos volt. Az *EPS.Err* a normál eloszláshoz képest csúcsosabb (excess kurtózis)<sup>14</sup>, ami a  $0$  százalékos értékek nagy számából adódik. Az eloszlás balra elnyúló, ami szintén az előrejelzési hiba negatív irányú eltolódására utal.

<sup>14</sup> A kurtózis mutató az SPSS programban többlet (excess) kurtózisként jelenik meg, értéke a normális eloszlás esetén  $0$ , attól eltérő esetekben pedig pozitív, illetve negatív. A későbbiekben a kurtózis, azaz csúcsosság fogalmát minden esetben eszerint használjuk. A nyers és többlet kurtózis közötti különbségről lásd Hunyadi [2009] tanulmányát.

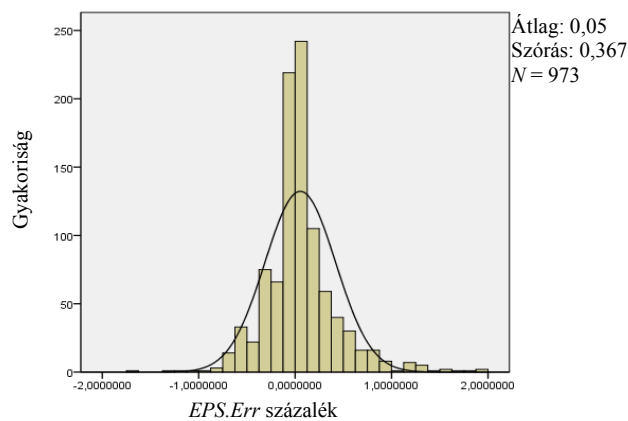


2. ábra. Az EPS.Err eloszlása 2003 és 2007 között



A 2008 és 2010 közötti időszak ezzel ellentétes, az előrejelzési hiba átlaga +5,29 százalék, mediánja +1,32 százalék, a módusz szintén 0 százaléknál van. Az EPS-hibák szórása másfélszeresére nőtt a 2003–2007 időszzakkal összehvetve (0,2019-ről 0,3668-ra), ami a bizonytalanság növekedésével magyarázható. Ennek megfelelően a terjedelem is 1,9027-ről 3,5657-re nőtt. Ebben az időszakban is az *EPS.Err* a normál eloszláshoz képest csúcsosabb. Az eloszlás azonban ebben az esetben jobbra elnyúló, ami az előrejelzési hiba pozitív irányú eltolódására utal.

3. ábra. Az EPS.Err eloszlása 2008 és 2010 között



Mindkét időszakban kiemelkedő a csúcosság értéke, ami a vizsgált mutató esetében elfogadható, hiszen a becslt érték és a tényérték közötti különbséget vizsgáljuk. Az EPS-becslések a jelek szerint jellemzően nulla körül vannak, ezért ilyen nagy a csúcosság értéke mindkét időszakban.

A két időszak leíró statisztikai eredményeit mutatja összefoglalóan a következő táblázat.

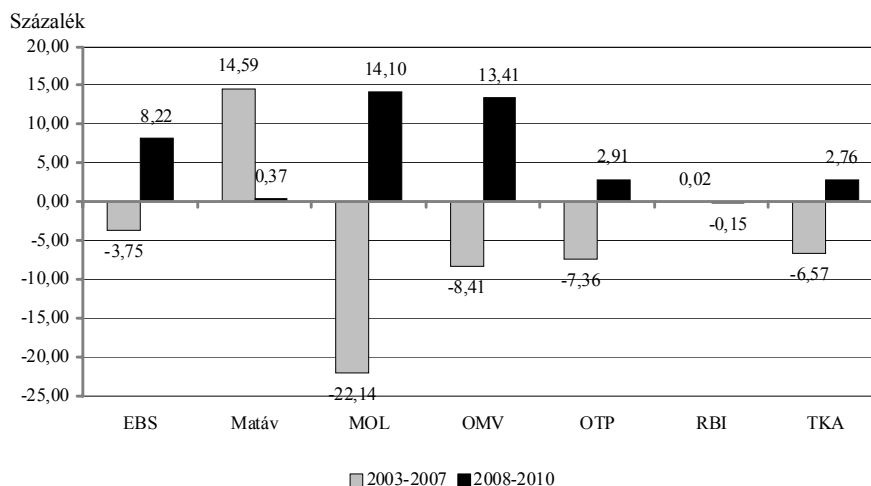
2. táblázat

*Szisztematikus hiba, leíró statisztika*

Mutató	EPS-előrejelzés tervezési hibája	
	2003–2007	2008–2010
Átlag (százalék)	-5,93	5,29
Szórás	0,0052	0,0118
Medián (százalék)	-4,94	1,32
Módusz (százalék)	0,00	0,00
Ferdeség	1,2698	0,8896
Csúcosság	6,6116	4,1512
Terjedelem (százalék)	190,27	356,57
Minimum (százalék)	-79,56	-163,64
Maximum (százalék)	110,71	192,93
Elemszám	1528	973

A 2. táblázatban található adatok alapján megállapítható a két időszak átlaga közötti eltérés, mely szerint a válság előtti időszakban az átlag tekintetében nullánál kisebb, pesszimista előrejelzések készültek, míg a válság alatt nullánál nagyobb, azaz optimista becslések.

Érdeemes megnézni, hogy a vállalatoknál külön-külön is hasonló tendenciát tapasztalunk-e. A 4. ábra vállalati bontásban mutatja, hogyan alakult az *EPS* előrejelzési hiba 2003–2007 és 2008–2010 között a vizsgált vállalatoknál. A 2003–2007-es időszakban két vállalatnál volt pozitív az *EPS* előrejelzési hiba, a Matávnál és a Raiffeisen Banknál, a másik öt vállalat esetében negatív volt az *EPS.Err* ebben az időszakban. A 2008 és 2010 között években is azt tapasztaljuk, hogy a válság hatására öt vállalatnál pozitív lett az *EPS.Err*, míg a Matáv esetében közel nulla és a Raiffeisen Bankra vonatkozóan pesszimista előrejelzések készültek.

4. ábra. Az *EPS.Err* vállalati bontásban, a 2003–2007 és 2008–2010 időszakok összehasonlítása

Az előrejelzési hibák szórásából következtetni lehet az előrejelzési környezet bizonytalanságára. A 3. táblázatban jól látszik, hogy a két kiugró vállalat, azaz a Matáv (*EPS.Err* standard szórása = 0,2897) és a Raiffeisen Bank (*EPS.Err* standard szórása = 0,2613) esetében voltak a legbizonytalanabbak az elemzők.

3. táblázat

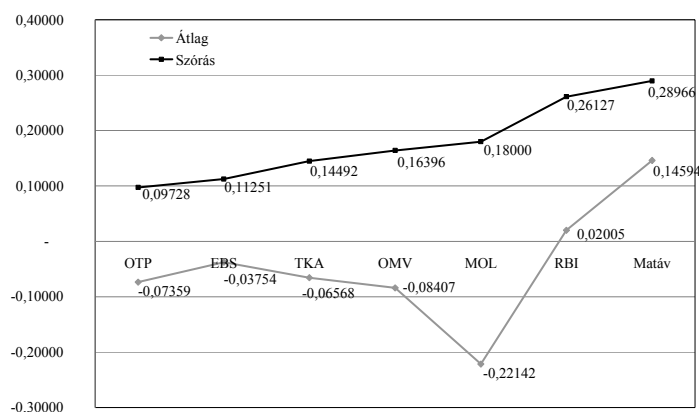
Az *EPS* előrejelzési hiba átlaga és szórása vállalati bontásban (százalék)

Cég	2003–2007		2008–2010	
	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás
EBS	-3,75	11,25	8,22	30,24
Matáv	14,59	28,97	0,37	15,47
MOL	-22,14	18,00	14,10	51,57
OMV	-8,41	16,40	13,41	30,49
OTP	-7,36	9,73	2,91	26,11
RBI	2,00	26,13	-14,54	53,22
TKA	-6,5	14,49	2,76	29,65

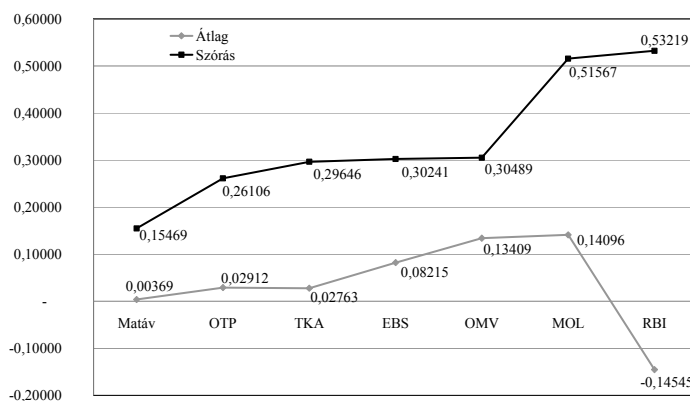
Az 5. ábra bemutatja, hogyan alakul az *EPS* előrejelzési hiba az *EPS.Err* szórás növekedésével a 2003 és 2007 közötti időszakban. Az előrejelzési hiba szórása az OTP esetében a legkisebb 0,0973, míg a Matáv és a Raiffeisen Bank után a MOL

következik 0,18-as szórással, de  $-0,22142$  *EPS* előrejelzési hibával. Érdekes, hogy a szórás tekintetében középen helyezkedik el a két olajipari vállalat (a MOL és az OMV), ezek esetében az *EPS.Err* „leszakadva” a MOL-nál mutatja a legmagasabb értéket. A bizonytalanság forrásának meghatározásához további elemzések lennének szükségesek, melyre e cikk keretein belül nem térünk ki. Annyit azonban érdemes észrevenni, hogy a szórást tekintve a két olajipari vállalat közel helyezkedik el egymáshoz, hasonlóan az OTP és az Erste Bankhoz, a Raiffeisen Bankot viszont jóval nagyobb szórás, és így előrejelzési bizonytalanság jellemezi.

5. ábra. A standard szórás növekedése és az *EPS.Err* változása 2003 és 2007 között



6. ábra. A standard szórás növekedése és az *EPS.Err* változása 2008 és 2010 között



A válság alatti időszakban (2008–2010) a MOL (0,51567) és az OMV (0,30489) a szórás alapján megint egymás mellett szerepelnek, ám a MOL esetében az előrejel-

zési hiba szórása több mint másfélszerese az OMV-re készültnek. A Matávot a 2003–2007-es időszakhoz képest alacsonyabb szórás jellemzi, és ebben az időszakban ez a legalacsonyabb, a Matáv előrejelzési hibája 0,00369-es, ami szinte pontosnak nevezhető. A Raiffeisen EPS előrejelzési hiba szórása azonban még mindig a legnagyobb (0,53219), és a többi céggel ellentétben negatív irányú előrejelzési hiba jellemzi.

Összességében a Matáv EPS előrejelzését a válság és az általános gazdasági környezet kevésbé befolyásolta, mint a többi vállalatot. A Raiffeisen Bankra vonatkozó előrejelzések nemcsak a többi vállalatra készülttől különböznek, hanem a másik két bank előrejelzéseivel sem mutatnak azonos tendenciát. Ebben az esetben valószínűleg a Raiffeisen Bankra jellemző egyedi okok vannak a háttérben.

*H1*-t visszautasítjuk, mivel a 2003–2007-es időszakban az EPS-előrejelzések átlaga szignifikánsan pesszimista volt.

*H2*-t elfogadjuk, mivel a 2008 és 2010 közötti időszakban az *EPS.Err* optimista irányú mind az átlag, mind a medián tekintetében.

## 5.2. Regressziós analízis

A 4. táblázat három regresszióanalízis eredményét mutatja be. *DeBondt és Thaler* [1990] a prognosztizált és a tényleges  $\Delta EPS$  közötti kapcsolatot elemzi, míg az EPS-előrejelzések felülvizsgálatát *Capstaff–Paudyal–Rees* [2001] és az általunk javított képlet is vizsgálja.

4. táblázat

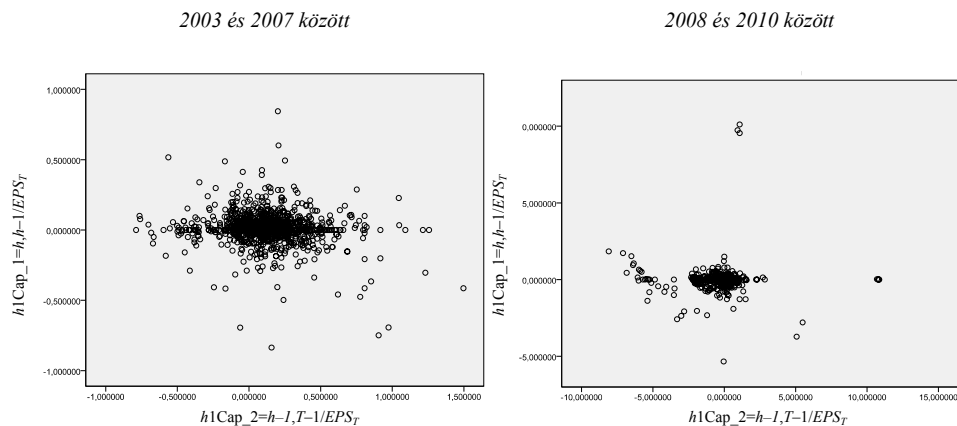
*A regresszióanalízisek eredményei*

Mutató	<i>DeBondt–Thaler</i> [1990]		<i>Capstaff et al.</i> [2001]		<i>Jáki–Neulinger</i>	
	2003–2007	2008–2010	2003–2007	2008–2010	2003–2007	2008–2010
$\alpha$	0,122	0,091	0,018	–0,015	0,018	–0,015
<i>t</i> -próba	9,160	4,532	5,732	–0,642	5,732	–0,642
Szignifikancia	0,000	0,000	0,000	0,521	0,000	0,521
$\beta$	1,044	0,983	–0,061	–0,010	0,939	0,990
<i>t</i> -próba	110,499	49,748	–5,148	–0,631	78,713	64,615
Szignifikancia	0,000	0,000	0,000	0,529	0,000	0,000
$R^2$ (százalék)	88,89	71,82	1,94	0,05	82,20	82,69
<i>N</i>	1528	973	1344	876	1344	876
Pearson korreláció	0,943	0,847	–0,139	–0,021	0,907	0,909
Szignifikancia (kétoldali)	0,000	0,000	0,000	0,529	0,000	0,000

A DeBondt és Thaler [1990] által alkalmazott függő és független változó között a Pearson-féle korrelációs együttható értéke igen magas mind a két időszakban, 2008–2007 között 0,943, míg 2008–2010 között 0,847. A lineáris regresszióanalízis megerősíti ezeket az eredményeket. 2003–2007 között az  $\alpha = 0,122$  és a  $\beta = 1,044$  értéke pesszimista előrejelzésekre utal. A válság utáni időszak megítélése nem ilyen egyszerű, mivel  $\alpha = 0,091$  értéke közel 0, de még mindig pozitív, szemben a korábbi vizsgálatok negatív értékével. A  $\beta = 0,983$  értéke azonban enyhe optimizmusra utal. Tekintve, hogy a leíró elemzés is enyhe fokú optimizmust mutatott, így a  $\beta$  1 körüli és az  $\alpha$  0 körüli értéke elfogadható.

Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő és független változója között azonban nagyon alacsony a Pearson-féle korrelációs együttható értéke: 2003–2007 között  $-0,139$ , míg 2008–2010 között  $-0,021$ , és ezen időszakban nem is szignifikáns. Összességében a függő (korrekció mértéke) és a független ( $FC$ ) változó között nincs kapcsolat, mindezt a változók pontdiagram ábrázolása is megerősíti. (Lásd a 7. ábrát.) A szerzők módszertanának megismétlésével készült vizsgálatok eredményei a változók közötti korreláció hiánya miatt nem értékelhetők. Ez az eredmény azért érdekes, mert a cikkben alkalmazott vizsgálati módszertan és következtetések az adott területen elfogadottak és sokat idézettek.

7. ábra. Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő és független változója



Capstaff–Paudyal–Rees [2001] a felülvizsgálat mértékét elemezte, azaz, hogy az elemzők az előrejelzéseiket korrigálják-e a tényadat közzétételének időpontjához közeledve. Viszonyítási alapként a számlálóban a naiv előrejelzést, az előző időszak  $EPS$  tényértékét ( $EPS_{ac(T-1)}$ ) alkalmazták. A nevezőben a korábbi, azaz  $T-1$  időszak  $EPS$  tényértéke szerepelt ( $EPS_{ac(T-1)}$ ).

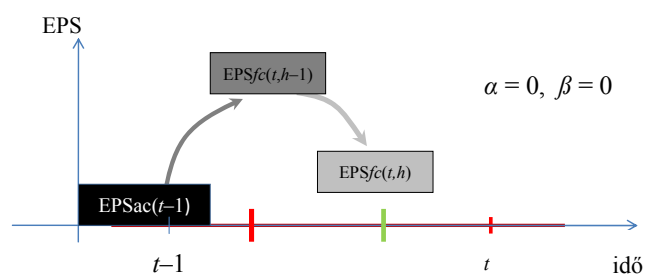
$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{fc(T,h-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left( \frac{EPS_{fc(T,h-1)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /8/$$

A független változó csak a nevezőben különbözik *DeBondt* és *Thaler* [1990] független változójától.

$$FC_T = \frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T-1)}} \quad /5/$$

A függő változóban azonban a korábbi előrejelzéshez viszonyítja a változást, ami a korreláció hiányának oka lehet.

8. ábra. *Capstaff–Paudyal–Rees* [2001] regressziós vizsgálatának ábrázolása

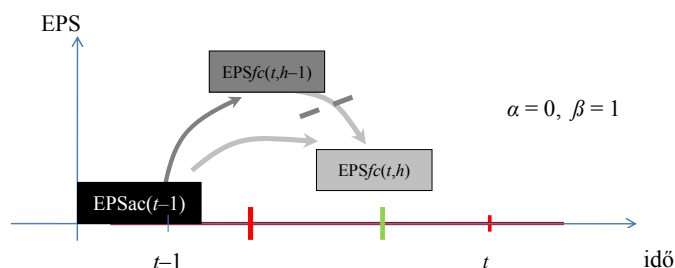


A változók közötti korrelációs kapcsolat erősítése céljából megváltoztattuk a függő változót, ami a /8/ képletben a korábbi előrejelzés ( $EPS_{fc(T,h-1)}$ ), esetünkben azonban a független változóhoz hasonlóan az előző időszak *EPS* tényértéke ( $EPS_{ac(T-1)}$ ), azaz a naiv előrejelzés. Ezzel a változtatással közelítünk *DeBondt–Thaler* [1990] vizsgálatához, csupán nem az *EPS*-előrejelzés pontosságát, hanem a felülvizsgálatot vesszük górcső alá, mivel a függő változóban az elemző következő előrejelzése található.

$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} = \alpha + \beta \left( \frac{EPS_{fc(T,h-1)}EPS_{ac(T-1)}}{EPS_{ac(T)}} \right) + \varepsilon \quad /9/$$

A képletben végzett változtatásokat a 9. ábra szemlélteti. Itt a nyíl az  $EPS_{fc(T,h)}$ -re – a 8. ábrával ellentétben – nem az  $EPS_{fc(T,h-1)}$ -ből, hanem az  $EPS_{ac(T-1)}$  mutat.

9. ábra. Saját regressziós vizsgálat

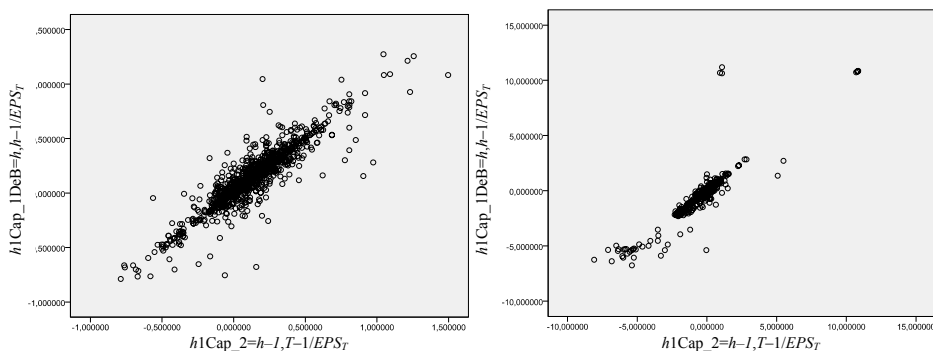


Az  $\alpha$  és a  $\beta$  értelmezése így megegyezik DeBondt és Thaler [1990] együttthatóinak értelmezésével. Amennyiben az elemző csökkentette az előrejelzett EPS értékét a korábbi előrejelzéséhez képest, akkor a  $\beta < 1$ , míg ha növelte, akkor  $\beta > 1$  értéket vesz fel. Az így definiált függő és független változó között egyértelmű a lineáris kapcsolat. A Pearson-féle korrelációs együtttható értéke igen magas mind a két időszakban, 2003–2007 között 0,907, míg 2008–2010 között 0,909 (lásd az 4. táblázatot), melyet a következő pontdiagramok is megerősítenek (lásd a 10. ábrát).

10. ábra. A szerzők függő és független változója

2003 és 2007 között

2008 és 2010 között



Az eredmények értékelése azonban nem könnyű. A 2008–2010 közötti időszak  $\alpha = -0,015$  és  $\beta = 0,99$  értéke arra utal, hogy szinte nem is korrigáltak az elemzők vagy csak minimálisan lefelé. 2003 és 2007 között az  $\alpha = 0,018$  érték enyhe felfele korrigálásra, míg a  $\beta = 0,939$  együtttható enyhe lefele korrigálásra utal, így nem lehet egyértelműen eldönteni, hogy mely irányba korrigáltak az elemzők. A felülvizsgálat mértékét könnyebb értelmezni Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő változójának leíró statisztikai elemzésével.



$$\frac{EPS_{fc(T,h)} - EPS_{fc(T,h-1)}}{EPS_{ac(T)}} \quad /10/$$

5. táblázat

*Capstaff–Paudyal–Rees [2001] függő változójának  
leíró statisztikája*

Mutató	2003–2007	2008–2010
Átlag (százalék)	1,06	1,33
Szórás	0,1042	0,7006
Medián (százalék)	0,00	0,00
Módusz (százalék)	0,00	0,00
Ferdeség	-0,7239	8,5071
Csúcsosság	15,2020	136,3263
Terjedelem (százalék)	167,99	1544,81
Minimum (százalék)	-83,58	-533,87
Elemszám	1344	876

A felülvizsgálat mértéke 2003 és 2007 között pozitív irányú (ami pesszimista előrejelzések készítésekor várható), míg 2008–2010 között negatív irányú (az *EPS.Err* pozitív irányú). A felülvizsgálat szórása hétszeresére növekedett a válság utáni időszakban (10,42-ről 70 százalékra), a bizonytalanság hatására az elemzők sokat változtattak az előrejelzéseiken. Ezt erősíti meg a felülvizsgálatok terjedelme is, mely 167,99-ről 1544,81 százalékra nőtt.

Összességében a regressziós analízis megerősítette a leíró statisztika eredményeit, azaz a válság előtti öt évben az *EPS.Err* pesszimista, míg a válság éveiben optimista volt.

\*

A cikkünkben azt vizsgáltuk, hogy a 2008-as gazdasági világválság hogyan hatott a magyar és osztrák tőzsdei cégekre készült egy részvényre jutó nyereség előrejelzési hibáira. Két időszakot definiáltunk: a válság előtti öt évet (2003–2007), valamint a válság (a Lehman Brother bukásától számítottuk) első két és fél évét (2008–2010).

Az EPS-előrejelzéseknél számos kutatás bizonyította az *EPS* előrejelzési hiba szisztematikus optimizmusát. Az *EPS* előrejelzési hiba optimizmusa bizonytalan környezetben, továbbá a negatív hírek alulreagálása miatt is növekedhet. A 2008-as gazdasági világválság azon túl, hogy komoly negatív hír volt mindenki számára, je-

lentős bizonytalanságot hozott a gazdasági életbe. Az elemzőknek bizonytalan környezetben kellett a számos negatív információt beépíteni az EPS-előrejelzésükbe. A kutatás valós környezetben vizsgálta a negatív hírek és a bizonytalanság hatását az EPS előrejelzési hiba irányára és mértékére, amire korábbi kutatásokban tudomásunk szerint még nem volt példa.

A kutatás egyik érdekes eredménye, hogy a 2003–2007 közötti időszakra a korábbi kutatási eredményekkel ellentétben szisztematikus pesszimizmust tapasztaltunk az EPS előrejelzési hiba mértékére. Érdeemes lenne a mögöttes okokat további vizsgálattal feltárni.

A válság éve alatt pozitív irányú volt az EPS előrejelzési hiba mértéke, így a második hipotézist fogadtuk el. A harmadik hipotézist is elfogadtuk, mivel a válság hatására nőtt az EPS előrejelzési hiba optimizmusa, azaz a válság előtti évekkkel ellentétben a tervértékek rendre kedvezőbbek voltak, mint a tényértékek.

A kutatást érdemes lenne kiterjeszteni Európára, például kelet-közép-európai és a nyugat-európai országokra, és a két régiót összehasonlítani. Másik lehetőség a kutatás kiterjesztése az olajipari vállalatokra, vizsgálni az olajár-emelkedés – mint a vállalat jövedelemtermelése szempontjából pozitív hír – hatását az EPS előrejelzési hibára. Érdekes lehetőség lenne a 2011-es és az azt követő évekre is megismételni a fenti vizsgálatokat.

## Irodalom

- ALI, A. – KLEIN, A. – ROSENFELD, J. [1992]: Analysts' Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting Annual EPS. *Accounting Review*. Vol. 67. No. 1. pp. 183–198.
- ACKERT, L. F. – ATHANASSAKOS, G. [1997]: Prior Uncertainty, Analyst Bias, and Subsequent Abnormal Returns. *Journal of Financial Research*. Vol. 20. No. 2. pp. 263–274.
- AGANS, R. P. – SHAFFER, L. S. [1991]: The Hindsight Bias: The Role of the Availability Heuristic and Perceived Risk. *Basic & Applied Social Psychology*. Vol. 15. No. 4. pp. 439–449.
- ALLEN, W. A. – MOESSNER, R. [2011]: The International Liquidity Crisis of 2008–2009. *World Economics*. Vol. 12. No. 2. pp. 183–198.
- ASHBAUGH, H. – PINCUS, M. [2001]: Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards, and the Predictability of Earnings. *Journal of Accounting Research*. Vol. 39. No. 3. pp. 417–434.
- BANAI Á. – KIRÁLY J. – NAGY M. [2010]: Az aranykor vége Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*. LVII. évf. 2. sz. 105–131. old.
- BECCHETTI, L. – HASAN, I. – SANTORO, M. – ANANDARAJAN, A. [2007]: Analysts' Forecasts: Why are They Biased? *Journal of Corporate Accounting & Finance*. Vol. 18. No. 3. pp. 75–81.
- BECKERS, S. – STELIAROS, M. – THOMSON, A. [2004]: Bias in European Analysts' Earnings Forecasts. *Financial Analysts Journal*. Vol. 60. No. 2. pp. 74–85.

- BROWN, L. D. [1993]: Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Markets Research. *International Journal of Forecasting*. Vol. 9. No. 3. pp. 296–320.
- CAPSTAFF, J. – PAUDYAL, K. – REES, W. [2001]: A Comparative Analysis of Earnings Forecasts in Europe. *Journal of Business Finance & Accounting*. Vol. 28. No. 5–6. pp. 631–561.
- CLAYMAN, M. R. – SCHWARTZ, R. [1994]: Falling in Love Again – Analysts’ Estimates and Reality. *Financial Analysts Journal*. Vol. 50. No. 5. pp. 66–68.
- DARROUGH, M. N. – RUSSELL, T. [2002]: A Positive Model of Earnings Forecasts: Top Down versus Bottom Up. *Journal of Business*. Vol. 75. No. 1. pp. 127–152.
- DE BONDT, W. F. M. – THALER, R. H. [1990]: Do Security Analysts Overreact? *American Economic Review*. Vol. 80. No. 2. pp. 52–58.
- DJATEJ, A. – GAO, G. – SARIKAS, R. H. S. – SENTENEY, D. L. [2008]: An Investigation of the Impact of Degree of IFRS Implementation on the Comparative Accuracy and Bias of Equity Securities Analysts East and West European Firms Earnings Forecasts. *Journal of Applied Business Research*. Vol. 24. No. 4. pp. 65–68.
- DREMAN, D. – BERRY, M. [1995]: Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis. *Financial Analysts Journal*. Vol. 51. No. 3. pp. 30–41.
- DURU, A. – REEB, D. M. [2002]: International Diversification and Analysts’ Forecast Accuracy and Bias. *Accounting Review*. Vol. 77. No. 2. pp. 415–433.
- EASTERWOOD, J. C. – NUTT, S. R. [1999]: Inefficiency in Analyst’s Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism? *Journal of Finance*. Vol. 54. No. 5. pp. 1777–1797.
- FELDMAN, R. – GOVINDARAJ, S. – LIVNAT, J. – SEGAL, B. [2010]: Management’s Tone Change, Post Earnings Announcement Drift and Accruals. *Review of Accounting Studies*. Vol. 15. No. 4. pp. 915–953.
- HAW, I.-M. – JUNG, K. – RULAND, W. [1994]: The Accuracy of Financial Analysts’ Forecasts After Mergers. *Journal of Accounting*. Vol. 9. No. 3. pp. 465–483.
- HUNYADI L. [2009]: A negyedik mutató. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 3. sz. 262–286. old.
- HUNYADI L. – MUNDRUCZÓ GY. – VITA L. [1997]: *Statisztika*. Aula Kiadó. Budapest.
- KAHNEMAN, D. – LOVALLO, D. [2003]: Delusion of Success: How Optimism Undermines Executives Decisions. *Harvard Business Review*. Vol. 81. No. 7.
- KADOUS, K. – KRISCHE, S. D. – SEDOR, L. M. [2006]: Using Counter-Explanation to Limit Analysts’ Forecast Optimism. *Accounting Review*. Vol. 81. No. 2. pp. 377–397.
- KLEIN, A. [1990]: A Direct Test of the Cognitive Bias Theory of Share Price Reversals. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 13. No. 2. pp. 155–166.
- LAWRENCE, M. – O’CONNOR, M. [1995]: The Anchor and Adjustment Heuristic in Time-series Forecasting. *Journal of Forecasting*. Vol. 14. No. 5. pp. 443–451.
- LEHAVY, R. – FENG, L. – MERKLEY, K. [2011]: The Effect of Annual Report Readability on Analyst Following and the Properties of Their Earnings Forecasts. *Accounting Review*. Vol. 86. No. 3. pp. 1087–1115.
- LOVALLO, D. – VIGUERIE, P. – UHLANER, R. – HORN, J. [2007]: Deals Without Delusions. *Harvard Business Review*. Vol. 85. No. 12. pp. 92–99.
- SEDER, L. M. [2002]: An Explanation for Unintentional Optimism in Analysts’ Earnings Forecasts. *Accounting Review*. Vol. 77. No. 4. pp. 731–753.

- TAN, H. – WANG, S. – WELKER, M. [2011]: Analyst Following and Forecast Accuracy after Mandated IFRS Adoptions. *Journal of Accounting Research*. Vol. 49. No. 5. pp. 1307–1357.
- VIRÁG M. – BECKER P. – TURNER A. – VARSÁNYI J. [2005]: *Értékalapú stratégiák: A pénzügyi teljesítmény értékvezérelt menedzsmentje*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- ZACKS, L. [1979]: EPS Forecasts–Accuracy is Not Enough. *Financial Analysts Journal*. Vol. 35. No. 2. pp. 53–55.
- YEUNG, P. E. [2009]: Uncertainty and Expectation Revisions After Earnings Announcements. *Contemporary Accounting Research*. Vol. 26. No. 1. pp. 273–301.

## Summary

The authors investigate the impact of the financial crisis started in 2008 on the earnings per share forecasting error. There are numerous evidences from the 1980s that the analysts give systematically more favourable value in their earnings per share forecasts than the reality, i.e. they are generally optimistic. Other investigations supported that the earnings per share forecasting error is greater under uncertain environmental circumstances meanwhile further researchers proved that the analysts under-react the negative information in their forecasts. The financial crisis brought myriad negative information for the analysts to take into account in their earnings per share forecasts, at the same time it also increased the level of uncertainty for the entire economy. As a result the crisis should increase the earnings per share forecasting error in the optimistic direction. The investigation focuses on the Hungarian companies listed on stock exchange and their Austrian counterparts, compares the five-year period before the financial crisis with the first two and a half years of it. The analysis leads to the conclusion that there was systematic pessimism in the five-year period before the crisis, meanwhile over the years of crisis, corresponding with previous research findings, optimistic earnings per share forecast were made.

## A belföldi vándorlás többállapotú demográfiai analízise, Magyarország tartózkodási hely szerinti halandósági táblája\*

**Faragó Miklós,**  
a Központi Statisztikai Hivatal  
vezető főtanácsosa  
E-mail: Miklos.Farago@ksh.hu

Belföldi vándorlási és halálozási statisztikai adatokra alapozva, a többállapotú demográfia harminc éve megalkotott, de Magyarországon eddig még nem alkalmazott módszertana szerint előállítjuk Magyarország tartózkodási hely (megye) szerinti kor és nemfüggő halandósági tábláját, mely a klasszikus kétállapotú (élet, halál) halandósági táblákhoz hasonlóan egy népesség véletlen egyedének megyénkénti továbbélési és vándorlási valószínűségeit, valamint a különböző megyékben várható élettartamát tartalmazza – ha adott a kiinduló állapota (megyéje), kora és neme. Majd ezekből kiszámítjuk a 2010. évi magyar népesség megyénkénti várható vándorlási számait és a vándorlással „átvitt” várható élettartamokat. A cikk a számítási eredményeken kívül – magyar nyelven először – a többállapotú demográfiai analízis teljes módszertani leírását is tartalmazza, beleértve az állapotok közötti átmeneti ráták eredeti módszerű becslését, melyek a tulajdonképpeni számítás alapjául szolgálnak.

TÁRGYSZÓ:  
Halandósági tábla.  
Többállapotú rendszer.  
Vándorlás.  
Markov-folyamat.

\* A szerző ezúton szeretne köszönetet mondani az anonim lektornak a gondos javításért és hasznos észrevételeiért, melyek nyomán a cikk remélhetőleg érthetőbbé vált.

A többállapotú demográfia a klasszikus matematikai demográfia egy általánosítása: olyan népességek demográfiai folyamatait vizsgálja, melyeknek egyedei (a koron és nemen felül) valamely demográfiai vagy társadalmi-gazdasági jellemzőnek időben változó értékeivel rendelkeznek. Ilyen jellemzők például: a lakóhely, a családi, az egészségi és a munkaerő-piaci állapot. A jellemzők lehetséges értékeit (Baranya, Somogy...; házas, elvált...; aktív, nyugdíjas...) általában is *állapotoknak* nevezik. A többállapotú demográfia nem csupán az állapotok számának növelésében általánosítása a klasszikus kétállapotú matematikai demográfiai modellnek (élet, halál), hanem abban is, hogy megengedi az egyes állapotok közötti tetszőleges irányú mozgást az időben, így a visszatérést is egy korábbi állapotba.

Az elmélet első alkalmazásaként Rogers [1973] állított elő egy ún. többállapotú halandósági táblát (multistate life table) 17 ország közötti migrációra. A modell a halálózást is kezelte, azaz a 18. állapot a halál volt. A módszer fő erénye azonban a mátrix formalizmus bevezetése volt. Kiderült ugyanis, hogy a mátrixalgebra alkalmazásával a többállapotú népesség vizsgálata egyáltalán nem bonyolult. Ezután sorozatban jelentek meg a publikációk változatos témakörökben, mint például családi állapot (Schoen–Nelson [1974], Schoen–Land [1979], Willekens *et al.* [1982], Keyfitz [1988]), munkaerő-piaci állapot (Hoem [1977]), Schoen–Woodrow [1980], Willekens [1980]), termékenység (Suchindran *et al.* [1977], Lutz–Wolf [1986]), nemzetközi vándorlás (DeWaard–Raymer [2012]). A többállapotú demográfiai számítások elterjedését a megfelelő részletezettségű statisztikai adatok hiánya és feltehetőleg módszertanának viszonylagos nehézsége együttesen okozza.

Az alkalmazott többállapotú modellek közös feltételezése, hogy a vizsgált népesség egyedeinek állapotváltozása egymástól független, a kohorszok pedig homogének, azaz egyedeik állapotváltozásának valószínűsége azonos. Továbbá, hogy e valószínűség egy adott pillanatban és állapotban nem függ sem az állapotok korábbi betöltésétől, sem az aktuális állapotban már eltelt időtől. Ezért az egyedek mozgása az állapotok között leírható véges állapotterű, inhomogén idejű Markov-folyamattal (később mindezt részletesen kifejtjük). Nyilván alapvető kérdés, hogy egy adott vizsgálatnál e feltételeket mennyire támasztják alá a tapasztalatok. Például családi állapotok vizsgálatakor a házasságból eltelt idő erősen befolyásolja a válás és az újraházasodás valószínűségét, de a házastársak halálának függetlensége is megkérdőjelezhető.

Az első fejezetben röviden vázoljuk a modellt, a másodikban a magyarországi belső vándorlásra alkalmazott modell számítási eredményeit, a 3.1. alfejezetben a részletes matematikai modellt mutatjuk be. A 3.2. alfejezetben kiszámítjuk a 2010. évi magyar népesség – a vándorlás és a halálózás nyomán kialakult – várható me-

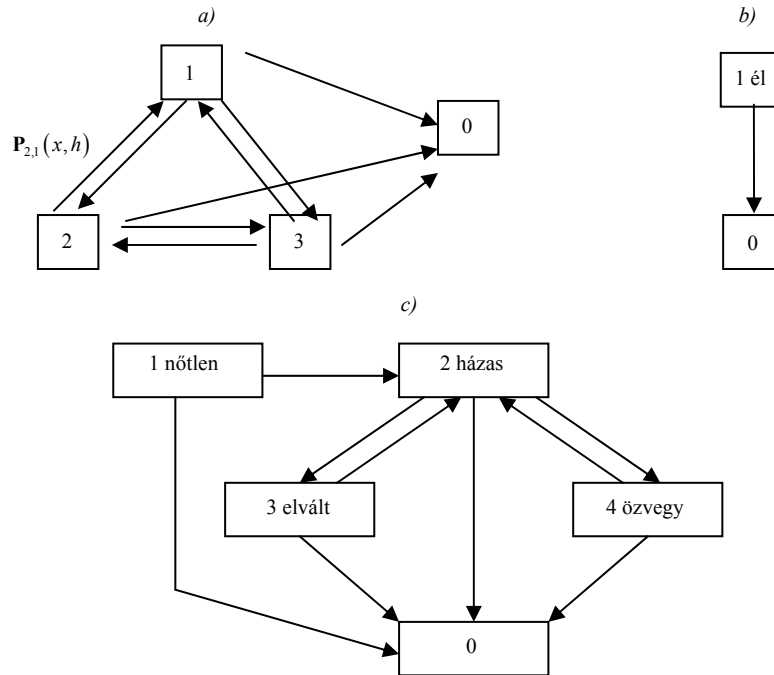
gyenkénti népességszámait, vándorlási számait és a vándorlással „átvitt” várható élettartamokat úgy, hogy a 3.1.-ben kiszámított egy főre vonatkozó valószínűségeket és várható élettartamokat egyszerűen megszorozzuk a megfelelő kiinduló (2010-es) kohorszlétszámokkal. Végül a 3.3. alfejezetben megadjuk a vándorlási ráták becslésének formuláit. A 3.2. és a 3.3. alfejezet eredeti számítási módszert tartalmaz.

## 1. A többállapotú halandósági tábla modellje – rövid leírás

A klasszikus, kétállapotú, ún. „periódus halandósági táblák” elméletének analógiájára, a vizsgált népesség különböző állapotokban eltöltött korfüggő várható élettartamainak és más mutatóinak becslésére egy *modell*t hozunk létre, melyet *többállapotú halandósági táblának* hívunk. Ez egy sztochasztikus folyamat, amely egy halmazból véletlenszerűen kiválasztott fiktív személy ugyanezen állapotok közötti mozgását írja le. A modellből különböző függvényeket fogunk kiszámolni, melyeket „tábla függvényeknek” nevezünk (ilyenek az egyes állapotokban tartózkodás valószínűségei vagy a különböző várható élettartamok). Ezeket végül azzal a megfontolással tekintjük érvényesnek a vizsgált népességre is, hogy a bennük paraméterként szereplő korfüggő „átmeneti rátákba” (az egyes állapot-párok között) behelyettesítve a vizsgált népességre vonatkozó – egy vizsgált időszak, az ún. *periódus* alapján – statisztikai adatokból számítással nyert átmeneti rátákat, a modell hasonlóan viselkedik, mint a „valóság”, feltéve a ráták hosszú távú állandóságát a népességben. (A halandósági táblák klasszikus alapfeltételezése ez, mely sohasem teljesül. Az eredmények helyes – dialektikus – értelmezése: a számítási eredmények a jövőre vonatkoznak, de a jelent jellemzik.)

Az 1. ábra *a*) része egy „lakóhely halandósági tábla” gráfja: az 1–3 állapot valamelyikében tartózkodás (például állandó) lakóhelyet jelent az állapotnak megfelelő régióban, az állapotváltozás pedig: a migráció. A 0 állapot a halál.  $P_{i,j}(x,h)$  annak a valószínűsége, hogy egy pontosan  $x$  éves (születésnapos)  $i$  állapotú, az  $i$  régióban lakó ember pontosan  $h$  idő múlva  $j$ -ben lesz. (Az azonosan nulla „valószínűségű” életet elhagytuk.) A  $P_{i,j}(x,h)$ -k meghatározása a periódus népességének statisztikai adataiból történik.  $P_{i,j}(x,h)$  a pillanatnyi átmeneti intenzitások –  $h$  időn belüli – „összegzése”, mely az általunk használt elmélet szerint (éves) szakaszonként exponenciális. (A klasszikus elmélet szerint viszont  $P_{i,j}(x,h)$  szakaszonként lineáris. A módszertani fejezetben mindkét elmélet formuláit levezetjük.)

1. ábra. Halandósági táblák gráfjai



Összehasonlításul: az 1. ábra b) részén a klasszikus, kétállapotú halandósági tábla gráfja látható, a c)-n pedig egy ötállapotú „családi állapot halandósági tábla”. Mindhárom tábla egy forrásállapottal rendelkezik és egy -nyelővel. (Érdekes, hogy a halandósági tábla angolul: „life table”...)

A következő kérdéseket fogjuk többek között megválaszolni (az életkorok pontos egész évek, azaz születésnapos személyekre vonatkoznak):

a) Egy  $y$  éves  $i$  állapotú személy milyen valószínűséggel lesz (vagy nem lesz)  $x$  évesen a  $j$  állapotban ( $y \leq x$ )?

b) Egy  $y$  éves  $i$  állapotú személy várható értékben hány évet tölt el  $x_1$  és  $x_2$  éves kora között a  $j$  állapotban ( $y \leq x_1 < x_2$ )? Világos, hogy például  $y = x_1$  és  $x_2 = \infty$  esetén a kérdésre adott válaszok  $j$  szerinti összege az  $y$  évesen  $i$  állapotú személy hátralévő várható élettartama.

A válaszokat tetszőleges pontossággal megadhatnánk ún. Monte-Carlo-féle szimulációval a következőképpen. Egy  $x$  éves személyt elhelyezünk a megfelelő ábra  $i$ -edik „dobozába” és a  $P_{i,j}(x)$  valószínűségekkel kisorsoljuk, hogy hova lépjen  $x+1$  évesként. Ezt a sorozatot folytatva „bolyongtatjuk” őt addig, míg a 0 állapotba kerül



(ez 1 valószínűséggel bekövetkezik). Ha ezt az eljárást elég sokszor megismételjük, akkor az egyes dobozokban  $x_1$  és  $x_2$  éves kora között eltöltött átlagos idő (az összidő osztva az elvégzett eljárások számával) tetszőleges pontossággal válasz ad a  $b$ ) kérdésre. Az  $a$ ) és  $b$ ) kérdésekkel definiált és más táblafüggvények azonban explicite is megadhatók. Kiszámításuk módja a Módszertan című fejezet „Az általános modell” alfejezetében található, a  $P_{i,j}(x)$  valószínűségekhez szükséges ráták becslése pedig az „Az átlépési ráták kiszámítása” alfejezetben.

## 2. Számítási eredmények

A periódus a 2010. naptári év. A vizsgált népesség a periódus elején élő, megyénkénti magyar férfi- és női népesség. A kiindulási adatok: a periódus eleji népességszámok és a periódus alatt regisztrált halálozási és vándorlási számok, kor és tényleges tartózkodási hely(-pár) szerint, mindkét nemre. (Adatforrás: KSH.) Az *állapot*: a tényleges tartózkodási hely megyéje, ami alatt a tartózkodási hely vagy annak hiányában a lakóhely megyéjét értjük. A vándorlás a tényleges tartózkodási hely megváltozása, azaz az állapotváltozás. A dolgozatban „tartózkodási hely” alatt a ténylegest értjük. A táblázatok és ábrák a helyszűke miatt kizárólag Magyarország férfi népességére vonatkoznak, ezt a továbbiakban általában nem tüntetjük fel. Ugyanezen okból eltekintünk részletes elemzésüktől, csupán alapvető észrevételeket teszünk, és néhány rejtett összefüggésre hívjuk fel a figyelmet – szempontokat adva ezzel a további elemzéshez.

Fontos szem előtt tartani, hogy az eredmények nem regisztrált statisztikai adatok vagy azok átlagai, hanem jövőben *várható* létszámok vagy tartamok, ezért egyetlen alkalommal sem mulasztjuk el a „várható” jelző használatát. Az alapfeltételezés az, hogy a periódus, azaz a 2010. naptári év korfüggő halálozási és vándorlási arányszámai változatlanok maradnak a jövőben.

A továbbiakban – a tájékozódás megkönnyítésére – a táblázatok és ábrák címében jelöljük a módszertan vonatkozó képletét (például /11/). A következő táblázatok és ábrák csak töredékét teszik ki a kiszámítható eredményeknek. Már a  $b$ ) kérdés is százezernél több megyés ( $20 \times 20$ -as) táblázatot definiál.

### 2.1. Magyarország tartózkodási hely (megye) szerinti férfi halandósági táblája, 2010

Érdeemes tisztázni az elnevezést: nem Magyarország megyék szerinti halandósági tábláiról lesz szó. Ezek ugyanis megyénként egy-egy halandósági táblát jelentenek

(kétállapotút: élet, halál) azzal a feltételezéssel, hogy a lakosok egész életüket a szülőmegyéjükben töltik el, és annak halálozási rátái szerint halnak. (Vándorlásról ekkor tehát szó sincs.)

A halandósági tábla kétféle számítási eredménnyel szolgál, egyetlen személyre vonatkozó valószínűségekkel és várható élettartamokkal, megválaszolva a 2. fejezetben feltett *a)* és *b)* kérdést:

*a)* Egy  $y$  éves  $i$  állapotú személy milyen valószínűséggel lesz  $x$  évesen  $j$  állapotban ( $y \leq x$ )?

*b)* Egy  $y$  éves  $i$  állapotú személy várható értékben hány évet tölt el  $x_1$  és  $x_2$  éves kora között  $j$  állapotban?

Az következő eredmények speciális esetre vonatkoznak: az *a)* kérdésnél (lásd az 1. táblázatot, illetve a 2. ábrát)  $y = 0$ , míg a *b)* kérdésnél (lásd a 2. táblázatot)  $y = x_1$  és  $x_2 = \infty$ , azaz  $y$  évesek teljes hátralévő élettartamát mutatjuk be.

### 2.1.1. Továbbélők

Az 1. táblázat annak a valószínűségét adja meg százalékban kifejezve, hogy egy a sor megyéjében tartózkodó 0 éves 60 év múlva az oszlop megyéjében él. Ez egyben a 100 ilyen 0 évesből élve maradottak várható száma. Az összesen oszlop tehát a (bárhol) élve maradás valószínűségeit tartalmazza 60 évesen. Az „otthon”, azaz a kiinduló megyében élve maradás valószínűségét – nem feltétlenül folyamatosan ott tartózkodva – tartalmazza a sor főátlóba eső (szürke) cellája.

Modellünk fontos tulajdonsága ugyanis, hogy kezeli a többszöri bevándorlást ugyanoda. (Lásd a módszertant). Az utolsó oszlop, mely a főátló-elem aránya a sor összesenhez képest, egyfajta megtartási mutatóként kezelhető. Vastag, illetve vékony keret jelzi itt a kiugróan nagy és kis értékeket. Eltekintve a táblázat részletes elemzésétől, kiugró a Budapestre és Pest megyébe történő (lásd a két keretezett oszlopot) várható nagy beköltözés (és egyben élve maradás), továbbá, hogy a fejletlenebb megyék mellett egyedüli fejlettként Győr-Moson-Sopron „tartja meg” nagy arányban várhatóan lakosait 60 év elteltével.

A 2. ábra *a)* része annak a valószínűségét adja meg százalékban, hogy egy 0 éves budapesti  $x$  éves korára az adott megyében lesz. Ez egyben 100, kezdetben budapesti tartózkodású 0 évesből az  $x$  év múlva az egyes megyékben tartózkodók várható száma. A *b)* rész a fordított irányt mutatja. Hasonló ábrapár készíthető a többi 19 megyére.

1. táblázat

A 60 évesen továbbélők aránya a 0 évesekéhez viszonyítva /14/  
(százalék)

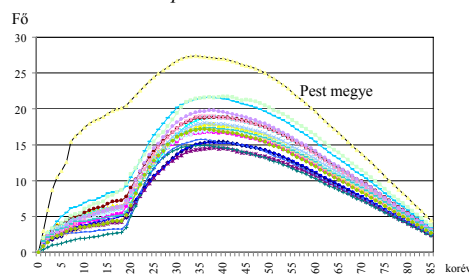
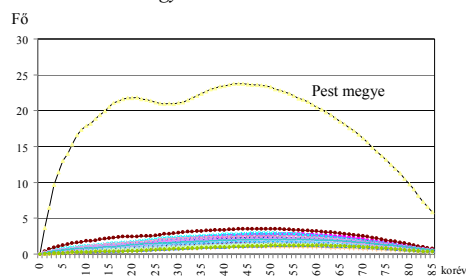
Megye	Budapest	Baranya	Bács-Kiskun	Békés	Borsod-Abaúj-Zemplén	Csongrád	Fejér	Győr-Ménfőcsanak-Sopron	Hajdú-Bihar	Heves	Komárom-Esztergom	Nógrád	Pest	Somogy	Szabolcs-Szatmár-Bereg	Jász-Nagykun-Szolnok	Tohna	Vas	Veszprém	Zala	Összesen	Ebből az otthoni élet aránya
Budapest	25,1	1,4	2,6	1,4	2,5	1,7	3,2	2,2	2,0	1,6	1,8	1,2	20,5	1,8	2,2	2,1	0,9	1,0	1,9	1,2	78,4	0,32
Baranya	11,0	28,2	2,5	1,0	1,4	1,6	2,3	2,7	1,2	0,7	1,5	0,6	7,8	4,1	0,9	1,0	3,9	1,1	1,6	1,8	76,9	0,37
Bács...	12,1	2,1	26,9	1,6	1,6	5,2	2,8	1,9	1,3	0,9	1,3	0,8	10,2	1,3	1,2	2,1	1,5	0,7	1,5	0,9	78,2	0,34
Békés	12,7	1,1	3,2	21,1	1,7	7,1	2,1	3,4	3,1	1,0	1,9	0,6	9,8	1,3	1,4	2,6	0,7	0,8	1,5	1,0	78,3	0,27
Borsod...	13,7	0,8	1,7	1,1	24,3	1,3	2,0	2,5	3,6	2,8	1,9	0,9	10,1	1,1	3,0	1,7	0,6	0,8	1,3	0,8	76,0	0,32
Csongrád	10,6	1,4	5,1	4,1	1,3	30,7	1,8	2,0	1,6	0,8	1,3	0,6	7,9	1,1	1,2	1,7	0,8	0,8	1,1	0,8	76,8	0,40
Fejér	13,9	1,8	2,7	1,1	1,9	1,5	21,2	2,9	1,5	1,0	2,9	0,8	11,4	2,2	1,3	1,5	2,3	1,2	3,8	1,5	78,3	0,27
Győr...	10,3	1,2	1,5	1,1	1,5	1,3	2,0	36,4	1,4	0,8	2,4	0,5	6,9	1,3	1,4	1,2	0,7	2,7	3,1	1,3	79,0	0,46
Hajdú...	11,2	0,8	1,5	1,8	3,4	1,4	1,9	2,4	29,7	1,4	1,4	0,7	8,5	1,0	4,5	2,1	0,5	0,8	1,1	0,8	76,7	0,39
Heves	15,5	1,1	2,0	1,3	4,6	1,4	2,2	2,6	2,9	17,4	1,7	2,3	12,5	1,4	1,9	3,4	0,7	0,9	1,4	0,8	77,8	0,22
Komárom...	12,7	1,4	1,9	1,4	2,0	1,5	3,8	5,4	1,7	1,0	25,1	0,8	10,0	1,5	1,3	1,6	0,8	1,2	2,2	1,1	78,3	0,32
Nógrád	16,3	1,0	1,9	1,0	2,5	1,3	2,2	2,5	1,7	3,7	1,7	18,5	16,1	1,3	1,3	2,0	0,6	0,9	1,5	0,9	78,8	0,23
Pest	19,6	1,2	3,1	1,4	2,1	1,6	2,9	2,0	1,8	1,6	1,8	1,4	28,3	1,5	1,9	2,4	0,9	0,9	1,7	1,0	79,2	0,36
Somogy	13,1	5,1	2,2	1,1	1,6	1,5	3,3	3,1	1,4	0,9	1,7	0,7	9,3	18,9	1,2	1,3	2,3	1,6	2,3	5,0	77,6	0,24
Szabolcs...	13,7	0,8	1,7	1,1	3,8	1,4	2,0	2,1	6,4	1,2	1,4	0,7	10,3	0,9	24,4	1,6	0,6	0,7	1,2	0,8	76,7	0,32
Jász...	14,1	1,0	3,7	2,1	2,3	2,7	2,3	2,3	3,4	2,6	1,7	1,1	12,1	1,3	1,7	19,1	0,7	0,8	1,4	0,8	77,4	0,25
Tohna	12,3	7,2	3,9	0,9	1,4	2,0	4,9	2,1	1,3	0,9	1,5	0,6	8,9	3,3	1,1	1,3	19,7	1,1	2,1	1,5	78,0	0,25
Vas	10,7	1,2	1,4	0,7	1,3	1,0	1,9	6,9	1,1	0,8	1,4	0,5	6,9	1,6	1,0	0,9	0,7	29,0	4,0	5,1	78,0	0,37
Veszprém	12,5	1,5	2,1	1,2	1,6	1,3	4,2	6,8	1,1	0,9	2,1	0,7	9,0	1,8	1,1	1,2	1,2	3,0	22,1	2,9	78,1	0,28
Zala	11,9	2,1	1,7	0,9	1,3	1,2	2,2	3,6	1,1	0,7	1,4	0,6	7,9	4,0	1,1	1,1	0,9	4,2	3,4	26,7	78,0	0,34

*Megjegyzés.* Helyszűke miatt itt és a továbbiakban a megyék teljes nevét csak a táblázatok fejezatában közöljük.

2. ábra. Továbbélők a kor függvényében /14/

a) 100 budapesti 0 évesből  
más megyében továbbélők

b) 100 más megyében 0 évesből  
Budapestben továbbélők



Az ábra szerint a budapestiek várható vándorlásában mindkét irányban Pest megyéé a főszerep. Észrevehető, hogy a 2. ábra a) részén a görbék maximumhelyei 40 év feletti, a b) részén pedig 40 év alattiak. Ez így értelmezhető: a maximumhelytől

„balra” a várható bevándorlás még pótolja a halálozást, később már nem, és elkezdődik a bevándorolt kohorsz várható fogyása. Ez arra utal, hogy a Budapestről kivándoroltak „később halnak” az új helyen, mint a Budapestre bevándoroltak. Azaz a fiatalkori tartózkodás helye a meghatározó. A b) rész görbéinek meredeksége 18 éves kor körül hirtelen megnő, és az új szinten tartósul. Ez a Budapestre bevándoroltak esetében a várható vándorlás intenzitásának növekedését jelzi a felnőttkor kezdetén. Mindez nem érvényes a Budapestről történő elvándorlásra, ahol a várható intenzitás közel állandó a kor szerint. (Lásd a 2. ábra a) részét.)

### 2.1.2. Várható élettartamok

A 2. táblázat az adott sor megyéjében tartózkodó 0, 30 és 60 éves férfiak várható hátralévő élettartamát mutatja az oszlopok megyéiben – nem feltétlenül egyhuzamban eltöltve.

2. táblázat

Várható hátralévő élettartamok megyék szerint /19/

Megye	0 éves korban																				Ebből otthon (%)	
	Budapest	Baranya	Bács-Kiskun	Békés	Borsod-Abaúj-Zemplén	Csongrád	Fejér	Győr-Ménfőcsanak-Sopron	Hajdú-Bihar	Heves	Komárom-Esztergom	Nógrád	Pest	Somogy	Szabolcs-Szatmár-Bereg	Jász-Nagykun-Szolnok	Tolna	Vas	Veszprém	Zala		Összesen
Budapest	34,8	0,9	1,5	0,9	1,6	1,0	2,2	1,3	1,2	1,0	1,2	0,8	15,7	1,1	1,4	1,3	0,5	0,6	1,2	0,7	70,8	49
Baranya	7,7	38,8	1,4	0,5	0,8	1,0	1,4	1,7	0,7	0,4	0,8	0,3	4,4	3,0	0,5	0,5	3,0	0,6	0,9	1,1	69,8	56
Bács-Kiskun	8,7	1,4	37,4	1,0	1,0	3,6	1,8	1,1	0,7	0,6	0,8	0,4	6,3	0,8	0,7	1,4	1,1	0,4	0,9	0,5	70,6	53
Békés	9,3	0,6	2,1	32,9	1,0	5,1	1,2	2,3	2,1	0,6	1,3	0,3	6,1	0,8	0,8	2,0	0,4	0,4	0,9	0,6	71,0	46
Borsod...	9,6	0,5	0,9	0,7	36,6	0,8	1,2	1,6	2,5	2,2	1,1	0,6	5,9	0,6	2,0	1,0	0,3	0,4	0,7	0,5	69,6	53
Csongrád	7,4	0,9	3,5	3,0	0,8	40,8	1,0	1,1	1,0	0,5	0,8	0,3	4,6	0,6	0,7	1,0	0,5	0,5	0,6	0,4	70,0	58
Fejér	10,0	1,2	1,7	0,6	1,2	0,9	33,1	1,8	0,9	0,6	2,2	0,4	7,1	1,5	0,7	0,8	1,7	0,6	2,8	0,9	70,8	47
Győr...	7,2	0,7	0,8	0,7	0,8	0,7	1,2	44,5	0,8	0,5	1,6	0,3	3,8	0,7	0,9	0,7	0,5	1,7	2,1	0,8	71,0	63
Hajdú-Bihar	7,8	0,4	0,8	1,4	2,3	0,8	1,2	1,5	39,7	0,9	0,8	0,4	5,0	0,5	3,1	1,5	0,3	0,4	0,6	0,4	70,0	57
Heves	11,3	0,7	1,1	0,8	3,3	0,8	1,3	1,8	2,0	30,4	1,1	1,7	7,8	0,9	1,2	2,6	0,4	0,4	0,8	0,4	70,8	43
Komárom...	9,0	0,9	1,1	0,9	1,1	1,0	2,6	3,6	1,1	0,6	36,5	0,5	6,3	1,0	0,8	1,0	0,5	0,6	1,4	0,6	71,0	51
Nógrád	11,5	0,5	1,0	0,6	1,8	0,7	1,4	1,6	0,9	3,0	1,1	31,2	11,0	0,8	0,7	1,3	0,3	0,5	0,9	0,5	71,2	44
Pest	16,3	0,7	2,0	0,9	1,3	1,0	1,9	1,2	1,1	1,0	1,2	0,9	35,8	0,9	1,2	1,6	0,5	0,5	1,1	0,6	71,6	50
Somogy	9,4	3,9	1,3	0,7	1,0	0,9	2,1	1,9	0,9	0,5	1,0	0,3	5,6	31,6	0,7	0,8	1,6	0,9	1,6	3,7	70,5	45
Szabolcs...	9,7	0,4	0,9	0,6	2,8	0,9	1,2	1,3	4,7	0,7	0,9	0,4	6,2	0,5	36,1	1,0	0,3	0,4	0,7	0,4	70,1	51
Jász...	10,1	0,6	2,5	1,6	1,6	1,8	1,4	1,4	2,4	2,1	1,2	0,7	7,6	0,8	1,1	31,8	0,4	0,5	0,8	0,4	70,7	45
Tolna	8,7	5,5	2,7	0,5	0,8	1,3	3,9	1,2	0,8	0,5	0,9	0,3	5,2	2,3	0,7	0,8	31,9	0,7	1,4	0,9	71,0	45
Vas	7,7	0,7	0,8	0,4	0,7	0,5	1,1	4,8	0,7	0,5	0,9	0,2	3,8	0,9	0,6	0,5	0,5	38,4	3,0	3,7	70,3	55
Veszprém	8,9	0,9	1,2	0,7	1,0	0,8	3,0	4,8	0,7	0,5	1,5	0,4	5,4	1,0	0,6	0,7	0,8	2,1	33,6	2,0	70,7	48
Zala	8,6	1,3	0,9	0,5	0,7	0,6	1,4	2,2	0,7	0,4	0,8	0,4	4,4	3,1	0,6	0,6	0,5	2,9	2,4	37,8	70,9	53

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Megeye	Budapest	Baranya	Bács-Kiskun	Békés	Borsod-Abaúj-Zemplén	Csongrád	Fejér	Győr-Ménfőcsanak-Sopron	Hajdú-Bihar	Heves	Komárom-Esztergom	Nógrád	Pest	Somogy	Szabolcs-Szatmár-Bereg	Jász-Nagykun-Szolnok	Tolna	Vas	Veszprém	Zala	Összesen	Ehből otthon (%)
	30 éves korban																					
Budapest	25,8	0,3	0,7	0,4	0,7	0,4	0,9	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	7,5	0,5	0,5	0,5	0,2	0,3	0,6	0,3	41,8	62
Baranya	2,7	30,3	0,6	0,3	0,2	0,2	0,4	0,5	0,2	0,1	0,4	0,2	1,5	1,1	0,1	0,2	1,2	0,2	0,3	0,4	41,1	74
Bács-Kiskun	2,8	0,5	30,1	0,3	0,3	1,3	0,7	0,4	0,2	0,2	0,2	0,2	2,2	0,2	0,2	0,6	0,4	0,1	0,3	0,2	41,4	73
Békés	3,4	0,3	0,6	28,5	0,5	2,0	0,4	0,6	0,7	0,2	0,4	0,1	1,9	0,3	0,3	0,7	0,1	0,1	0,3	0,2	41,6	68
Borsod...	4,0	0,2	0,3	0,2	27,8	0,2	0,4	0,6	0,8	0,8	0,5	0,2	2,3	0,2	0,8	0,4	0,1	0,2	0,3	0,2	40,2	69
Csongrád	2,3	0,3	1,3	1,1	0,2	31,8	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	0,1	1,5	0,2	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	41,5	77
Fejér	3,8	0,3	0,7	0,3	0,4	0,3	28,0	0,5	0,3	0,2	0,7	0,2	2,7	0,6	0,2	0,3	0,6	0,2	1,0	0,3	41,6	67
Győr...	1,8	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4	34,2	0,2	0,2	0,6	0,1	1,1	0,3	0,2	0,2	0,1	0,6	0,9	0,3	42,3	81
Hajdú-Bihar	2,5	0,1	0,2	0,4	0,8	0,2	0,4	0,5	31,2	0,3	0,3	0,1	1,7	0,2	1,2	0,5	0,1	0,1	0,2	0,2	41,3	76
Heves	4,2	0,2	0,3	0,3	1,5	0,3	0,4	0,4	0,7	26,7	0,3	0,6	2,9	0,3	0,3	1,0	0,1	0,2	0,3	0,2	41,1	65
Komárom...	3,1	0,3	0,3	0,3	0,5	0,3	1,1	1,4	0,3	0,2	29,6	0,1	2,1	0,3	0,2	0,3	0,2	0,3	0,5	0,2	41,6	71
Nógrád	4,9	0,2	0,3	0,2	0,4	0,2	0,5	0,6	0,3	1,1	0,3	26,2	4,9	0,3	0,2	0,4	0,1	0,2	0,3	0,2	41,8	63
Pest	6,8	0,3	0,7	0,3	0,5	0,3	0,8	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	29,6	0,4	0,4	0,7	0,2	0,2	0,4	0,2	43,6	68
Somogy	3,5	1,3	0,5	0,3	0,3	0,3	1,0	0,7	0,3	0,2	0,4	0,2	2,0	26,1	0,2	0,3	0,8	0,4	0,5	1,7	40,8	64
Szabolcs...	3,7	0,1	0,3	0,2	0,9	0,2	0,4	0,4	1,6	0,2	0,3	0,1	2,3	0,2	29,1	0,3	0,1	0,1	0,2	0,2	40,9	71
Jász...	3,7	0,2	1,0	0,5	0,5	0,5	0,5	0,8	0,6	0,3	0,3	3,2	0,3	0,3	27,9	0,1	0,1	0,3	0,2	41,7	67	
Tolna	2,8	2,2	1,0	0,1	0,2	0,4	1,3	0,5	0,2	0,2	0,3	0,1	1,7	1,1	0,1	0,3	28,4	0,2	0,3	0,3	41,7	68
Vas	2,3	0,2	0,2	0,1	0,3	0,2	0,3	1,5	0,1	0,1	0,2	0,1	1,1	0,3	0,1	0,1	31,5	0,9	1,7	41,4	76	
Veszprém	3,2	0,3	0,4	0,2	0,3	0,3	1,4	1,8	0,1	0,2	0,5	0,1	1,9	0,4	0,2	0,3	0,3	0,7	28,3	0,8	41,8	68
Zala	2,7	0,4	0,3	0,2	0,2	0,2	0,4	0,7	0,2	0,1	0,2	0,1	1,5	1,1	0,2	0,2	0,2	1,2	0,8	31,1	42,0	74
	60 éves korban																					
Budapest	14,49	0,03	0,09	0,06	0,05	0,05	0,20	0,04	0,03	0,07	0,08	0,05	1,28	0,13	0,06	0,07	0,04	0,06	0,15	0,05	17,1	85
Baranya	0,14	15,56	0,06	0,02	0,01	0,03	0,03	0,01	0,03	0,00	0,01	0,00	0,05	0,20	0,03	0,01	0,12	0,01	0,01	0,04	16,4	95
Bács-Kiskun	0,25	0,05	15,67	0,05	0,03	0,15	0,06	0,01	0,02	0,03	0,02	0,01	0,16	0,01	0,01	0,05	0,05	0,01	0,03	0,03	16,7	94
Békés	0,18	0,02	0,06	16,21	0,01	0,18	0,02	0,02	0,06	0,01	0,03	0,01	0,12	0,01	0,01	0,08	0,00	0,00	0,02	0,01	17,1	95
Borsod...	0,25	0,01	0,01	0,01	15,00	0,01	0,04	0,04	0,11	0,10	0,01	0,01	0,13	0,02	0,08	0,03	0,01	0,02	0,02	0,02	15,9	94
Csongrád	0,15	0,03	0,15	0,17	0,01	16,32	0,01	0,02	0,02	0,00	0,01	0,00	0,07	0,01	0,00	0,05	0,01	0,00	0,02	0,01	17,1	95
Fejér	0,51	0,04	0,08	0,01	0,03	0,03	15,35	0,02	0,02	0,03	0,08	0,01	0,23	0,07	0,01	0,03	0,06	0,01	0,14	0,03	16,8	91
Győr...	0,17	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	16,58	0,01	0,01	0,05	0,00	0,08	0,03	0,01	0,01	0,00	0,06	0,17	0,04	17,3	96
Hajdú-Bihar	0,18	0,01	0,02	0,06	0,11	0,04	0,02	0,02	15,96	0,05	0,02	0,01	0,15	0,02	0,12	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	16,9	95
Heves	0,38	0,00	0,07	0,03	0,19	0,03	0,02	0,02	0,04	15,04	0,01	0,08	0,23	0,02	0,05	0,10	0,00	0,02	0,01	0,02	16,4	92
Komárom...	0,34	0,03	0,02	0,04	0,04	0,05	0,09	0,13	0,02	0,02	15,61	0,01	0,18	0,05	0,03	0,04	0,02	0,01	0,05	0,02	16,8	93
Nógrád	0,48	0,03	0,03	0,02	0,04	0,05	0,02	0,00	0,01	0,21	0,04	14,74	1,05	0,03	0,03	0,08	0,01	0,00	0,01	0,03	16,9	87
Pest	1,20	0,03	0,10	0,05	0,04	0,03	0,12	0,04	0,04	0,05	0,05	0,09	17,06	0,06	0,03	0,11	0,02	0,02	0,06	0,04	19,3	89
Somogy	0,48	0,14	0,06	0,01	0,03	0,02	0,11	0,03	0,02	0,03	0,05	0,00	0,20	14,20	0,00	0,04	0,11	0,03	0,10	0,36	16,0	88
Szabolcs...	0,29	0,01	0,02	0,00	0,11	0,00	0,02	0,01	0,18	0,02	0,00	0,00	0,17	0,02	15,27	0,04	0,00	0,00	0,02	0,01	16,2	94
Jász...	0,33	0,01	0,08	0,07	0,02	0,10	0,04	0,03	0,06	0,02	0,02	0,35	0,03	0,04	15,94	0,01	0,01	0,04	0,02	17,3	92	
Tolna	0,27	0,24	0,13	0,00	0,01	0,03	0,18	0,00	0,02	0,02	0,03	0,02	0,11	0,18	0,00	0,04	15,78	0,02	0,04	0,07	17,2	92
Vas	0,22	0,01	0,00	0,00	0,03	0,03	0,04	0,22	0,00	0,01	0,01	0,00	0,08	0,03	0,01	0,01	0,01	15,04	0,17	0,42	16,3	92
Veszprém	0,51	0,03	0,01	0,01	0,04	0,04	0,16	0,21	0,02	0,02	0,04	0,01	0,18	0,05	0,02	0,02	0,01	0,18	15,18	0,22	17,0	89
Zala	0,26	0,04	0,03	0,01	0,01	0,01	0,06	0,06	0,01	0,02	0,04	0,02	0,11	0,17	0,00	0,01	0,01	0,18	0,17	16,07	17,3	93

A főátló elemei a kiindulási helyen eltöltött várható időtartamok. A sorösszegek nyilván a férfiak teljes hátralevő élettartamát adják, kiindulási megyéenként. Ezek alapvetően különböznek a klasszikus, megyék szerinti halandósági táblák várható élettartamaitól, ugyanis utóbbiak kiszámítása azon a feltételezésen alapul, hogy az illető egész életét ugyanabban a megyében – az ottani ráták szerint halva – éli le. Ezért csak ilyen emberekre lehet érvényesnek tekinteni (!). A klasszikus, megyék szerinti várható élettartamokéhoz képest feltűnően kicsiny az összesen oszlop elemeinek szóródása a 2. táblázatban: a 0 éves korban ezek 69,54 és 71,86 százalék közé esnek. A kiinduló megyék szerinti kis szóródás azt jelenti, hogy egy 0 éves ember, a periódus statisztikai adataiból becsült vándorlási ráták szerint „végigvándorolva” az összes megyén, mindegyikben az ottani halálozási ráta szerint halva, közel azonos hosszú életet él, bármelyik megyéből is indul. Ezt nyilván érdekesebb sok, mondjuk ezer ember vándorlásának átlagaként értelmezni, hiszen egyetlen ember nem képes egy-két megyeváltásnál többre élete során. A hosszú rendelkezésre álló időtáv mindenestre elősegíti a kiegyenlítődést. Ezért a relatív szórás (az összesen oszlop elemeié) nő a kiinduló korról: 0, 30 és 60 év esetén rendre: 0,008; 0,017; 0,041.

## 2.2. A 2010. év eleji férfi népesség várható belföldi vándorlása

A módszertanból kitűnik, hogy a várható élettartamok nem függenek a vizsgált népesség koreloszlásától, hanem – megegyezően a klasszikus halandósági táblák elméletével – kizárólag az átlépési (esetünkben vándorlási és halálozási) rátáktól. Azaz két különböző koreloszlású, de azonos átlépési rátákkal rendelkező népességre számított várható élettartamok azonosak.

A 2.2. alfejezetben kilépünk az elmélet eddigi kereteiből, már nem egy főre jutó értékeket számítunk, hanem a teljes vizsgált 2010. év eleji népességből életben maradt elvándoroltak várható számát és a vándorlással (egyik megyéből a másikba) átvitt életévek várható számát. Ez utóbbit oly módon, hogy az eddig egy főre kohorszónként kiszámított továbbélési valószínűségeket, valamint várható élettartamokat egyszerűen megszorozzuk a vizsgált népesség kiinduló állapotbeli kohorszlétszámaival és ezeket összegezzük. (Lásd a /21/–/26/ képleteket.)

### 2.2.1. Továbbélők

Ez a szakasz a 2010. év eleji kiinduló népességből a halálozás és a belföldi vándorlás nyomán kialakult várható népességszámokat tartalmazza, az eltelt idő függvényében. Azaz nem veszi számba sem a várható születésszámokat, sem a külföldi vándorlást. Így az ebben az értelemben zárt rendszernek tekinthető ország várható

megyéenkénti népességszámait az esetleges kezdeti – a pozitív bevándorlási egyenlegnek köszönhető – növekedés után idővel 0-ra csökkennek.

A 3. táblázat helyben maradók és bevándoroltak része a kiinduló 2010. év megyei népességeiből a  $t$  év múlva helyben maradt (vagy visszaköltözött), illetve a bevándorolt életben maradók számát tartalmazza. Az „ennyiből” sor a  $t = 0$  pillanathoz tartozó kiinduló népességeket tartalmazza. Az „összesen” rész a helyben maradók és bevándoroltak összege (marad+jön), azaz a 2010. évi népességből életben levő várható megyei népességeket tartalmazza. A kivándoroltak a már más megyékbe költözött és ott életben levők számát mutatja.

3. táblázat

A 2010. évi népességből továbbélők száma az idő függvényében /22/  
(ezer fő)

Év	Budapest	Bács-Kiskun	Békés	Borsod-Abaúj-Zemplén	Csongrád	Féjér	Győr-Ménfő-Sopron	Hajdú-Bihar	Heves	Komárom-Esztergom	Nógrád	Pest	Somogy	Szabolcs-Szatmár-Bereg	Jász-Nagykun-Szolnok	Toth	Vas	Veszprém	Zala	
Ennyiből	778	186	250	173	327	198	206	215	257	146	150	97	590	152	267	186	111	124	172	136
Helyben maradók																				
10	521	136	182	122	235	148	145	166	193	99	109	67	428	103	194	129	78	91	122	99
20	347	96	127	82	161	106	99	123	139	65	76	44	304	67	136	86	52	64	83	69
30	222	64	84	52	104	72	63	86	95	40	50	27	206	41	90	54	33	42	53	45
40	137	40	53	32	65	47	39	57	62	24	31	16	136	24	56	33	20	26	32	28
50	76	23	30	17	37	27	21	33	36	13	17	8	80	13	32	18	11	15	17	15
60	35	11	14	8	18	13	10	16	18	6	8	4	42	6	16	8	5	7	8	7
70	15	4	6	3	7	5	4	7	7	2	3	1	19	2	6	3	2	3	3	3
80	4	1	1	1	1	1	1	2	1	0	1	0	4	0	1	1	0	0	1	1
Bevándoroltak																				
10	193	17	27	17	25	22	32	28	25	19	20	11	128	21	21	22	13	13	23	16
20	280	27	41	25	38	34	48	43	38	27	30	17	191	31	31	33	19	20	34	25
30	284	29	45	27	41	37	52	48	41	29	33	18	209	33	34	36	21	22	37	27
40	233	26	41	25	37	34	47	45	37	25	30	17	192	29	30	32	19	20	33	25
50	164	19	31	19	27	26	35	34	28	19	22	13	146	22	23	25	14	16	25	19
60	95	12	19	12	16	16	21	22	17	11	14	8	90	13	14	15	8	9	16	12
70	42	5	9	6	7	7	10	10	8	5	6	4	44	6	6	7	4	4	7	6
80	10	1	2	1	2	2	2	3	2	1	2	1	12	1	1	2	1	1	2	1
Összesen																				
10	140	22	32	24	44	21	32	21	30	24	20	16	100	25	37	29	17	14	26	17
20	197	34	49	37	68	33	48	33	47	36	31	24	144	37	58	44	26	22	39	26
30	203	37	53	40	76	37	51	36	52	38	34	26	150	39	64	47	27	23	42	28
40	175	33	47	35	69	33	45	33	47	34	30	23	130	34	58	42	24	21	37	24
50	124	25	36	27	53	25	34	25	36	25	23	17	95	25	45	32	18	16	27	18
60	70	15	22	16	33	15	21	16	23	16	14	10	58	15	29	20	11	10	16	11
70	34	7	10	7	15	7	9	7	10	7	6	5	27	7	13	9	5	5	7	5
80	9	2	3	2	4	2	2	2	3	2	2	1	7	2	3	2	1	1	2	1

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

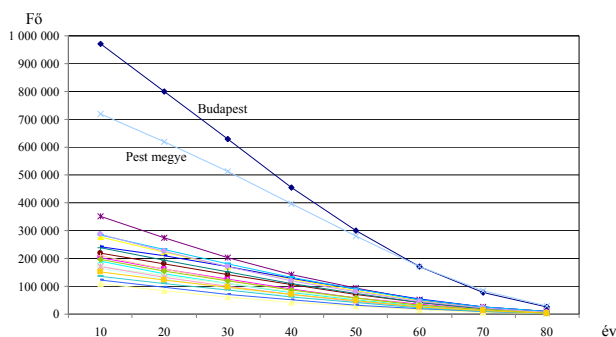
(Folytatás.)

Év	Budapest	Bana-nya	Bács-Kiskun	Békés	Borsod-Abaúj-Zemplén	Kivándoroltak																
						Csongrád	Fejér	Győr-Ménfőcsanak	Hajdú-Bihar	Heves	Komárom-Esztergom	Nógrád	Pest	Somogy	Szatmár-Bereg	Jász-Nagykun-Szolnok	Tolna	Vas	Veszprém	Zala		
10	831	181	245	165	309	199	206	222	253	140	150	92	618	148	250	179	107	122	169	135		
20	604	129	174	109	205	149	145	176	185	90	108	59	475	97	167	118	71	89	117	97		
30	427	88	120	69	126	107	100	135	129	55	75	36	363	61	105	74	45	62	78	68		
40	279	56	78	41	72	73	65	98	85	31	50	21	268	37	61	45	27	42	49	45		
50	177	34	48	24	39	47	40	66	53	17	31	11	187	21	34	26	16	26	30	28		
60	100	19	27	13	20	27	22	39	31	8	17	6	113	11	17	14	8	14	17	16		
70	44	9	13	7	10	13	10	19	15	4	8	3	58	5	9	7	4	7	8	8		
80	15	4	5	3	5	5	4	7	6	2	3	1	24	2	4	3	2	3	3	3		

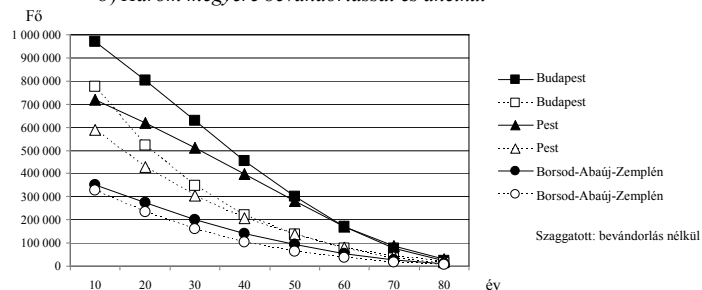
A 3. ábra a) része a 3. táblázat összesen értékeit ábrázolja. A 3. ábra b) része szerint Budapest és Pest megye várható népességét jóval nagyobb arányban növeli a várható nettó bevándorlás, mint Borsod-Abaúj-Zemplén megyéét.

3. ábra. A 2010. évi népességből továbbélők száma az idő függvényében /22/, /23/

a) Az összes megyére bevándorlással



b) Három megyére bevándorlással és anélkül





## 2.2.2. Vándorlások várható számai

A várható vándorlási számok általában nagyobbak (de semmiképp nem kisebbek) a vándorolt személyek várható számánál, hiszen előfordulhat többszöri bevándorlás egy megyébe. A 3. táblázat be- és kivándorlások értékei azonban nem csupán ezért kisebbek a 4. táblázat megfelelő értékeinél, hanem mert az előbbieket a bevándoroltak közül csak az életben maradókat tartalmazzák.

4. táblázat

A 2010. évi népesség megyénkénti várható be- és kivándorlásaik számai  $t$  év alatt /24/  
(ezer fő)

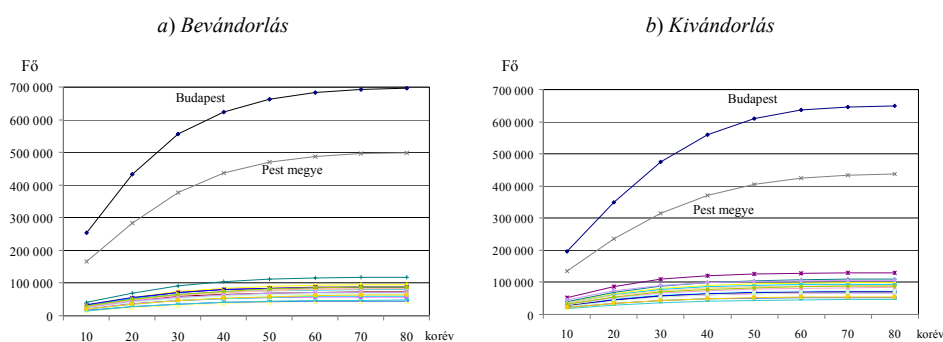
Év	Budapest	Banyma	Bács-Kiskun	Békés	Borsod-Abaúj-Zemplén	Csongrád	Fejér	Győr-Ménfőcsanak-Sopron	Hajdú-Bihar	Heves	Komárom-Esztergom	Nógrád	Pest	Somogy	Szabolcs-Szatmár-Bereg	Jász-Nagykun-Szolnok	Tolna	Vas	Veszprém	Zala
	Bevándorlások																			
10	253	22	33	21	32	27	40	33	31	24	25	14	166	27	26	28	16	16	29	20
20	433	37	57	36	54	46	69	56	52	40	42	25	285	46	44	48	28	27	50	35
30	556	47	74	46	70	59	91	72	66	52	54	33	378	61	57	63	36	36	65	46
40	624	53	84	53	80	66	104	80	73	59	61	38	438	71	64	72	40	41	75	54
50	662	56	90	57	85	70	112	84	77	63	66	41	471	78	68	77	43	45	82	59
60	683	57	94	59	87	72	116	86	79	66	68	43	488	81	70	80	44	47	85	62
70	693	58	95	60	88	73	118	87	79	66	69	43	496	83	71	81	45	47	87	63
80	696	58	95	60	88	73	119	87	80	67	69	44	498	83	71	82	45	48	88	63
	Kivándorlások																			
10	197	26	38	29	52	26	40	26	36	30	25	20	134	31	44	36	21	17	32	21
20	349	44	64	48	87	45	68	45	61	50	42	34	235	52	73	59	35	29	54	35
30	475	56	81	60	109	57	87	57	77	62	54	43	316	66	91	74	43	37	70	44
40	560	62	90	65	120	64	99	64	86	69	61	48	370	74	99	82	48	41	78	49
50	610	64	95	67	126	67	105	68	91	73	64	51	405	79	103	86	50	44	83	52
60	636	66	98	69	128	69	108	70	93	75	66	53	425	82	105	89	52	45	86	53
70	647	66	99	69	129	70	110	71	94	75	67	54	434	83	106	90	52	46	88	54
80	650	67	99	69	130	70	110	71	94	76	67	54	438	84	106	90	53	47	88	54

A 4. táblázatot a 4. ábra, a  $t = 80$  év alatt kumulált be- és kivándorlásokat az 5. ábra (a jobb oldali a megye népességével osztva) jeleníti meg.

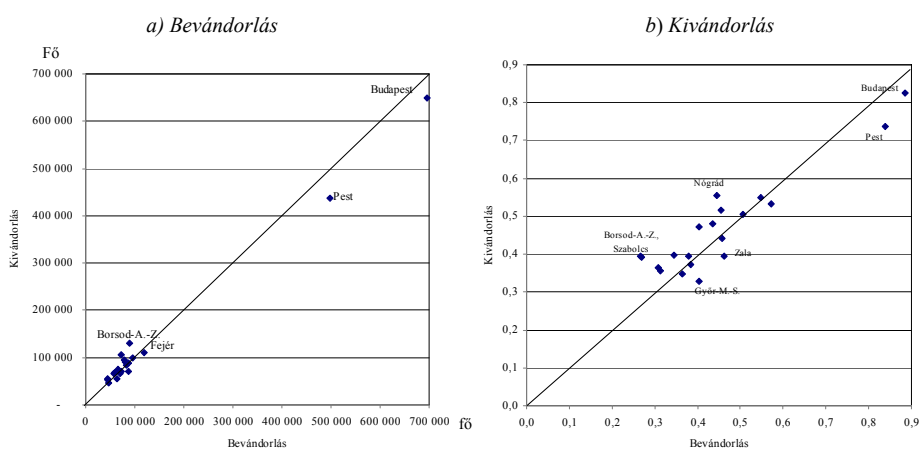
A 4. táblázat és a 4. ábra szerint Budapest és Pest megye várható bevándorlási számai – 80 év alatt 700 ezer, illetve 650 ezer – egy nagyságrenddel nagyobbak a többiekénél. Nem sokkal kisebbek azonban a várható kivándorlási számaik sem: 500 ezer, illetve 440 ezer. A többieké 50 ezer és 120 ezer közé esik. Nagy, de kiegyenlített, alig pozitív várható vándorlást mutat Fejér megye. A három – mindkét irányban – legkisebb várható vándorlású megye Nógrád, Tolna és Vas. Arányaiiban is nagy

bevándorlás várható Győr-Moson-Sopronban, Zalában és Pest megyében, és arányában is nagy a nettó várható kivándorlása Borsod-Abaúj-Zemplénnek, Szabolcs-Szatmár-Beregnek és Nógrádnak.

4. ábra. A 2010. évi népesség megyénkénti várható be- és kivándorlása  $t$  év alatt /24/



5. ábra. A 2010. évi népesség megyénkénti várható be- és kivándorlása  $t = 80$  év alatt /24/



Az 5. b) ábra azt a jelenséget mutatja, hogy még az egy főre jutó nagy, illetve kicsi várható kivándorlási számok is gyakran nagy, illetve kicsi várható bevándorlási számokkal járnak együtt (az abszolút számokra ez természetes, lásd a bal oldali ábrát).

Megjegyezzük, hogy az 5. a) ábrán az  $x$  és  $y$  koordináták összege megegyezik, azaz a pontok súlypontja az „átlóra” esik, hiszen a kivándorlások és bevándorlások megyénkénti összege nyilván egyenlő, zárt rendszerről lévén szó.

### 2.2.3. Átvitt várható élettartamok

Egy a 2010. év elején  $y$  éves,  $i$  megyében tartózkodó ember hátralévő várható élettartamából a  $j$  ( $j \neq i$ ) megyében eltöltött része tekinthető az  $i$  megyéből a  $j$ -be „bevitt várható tartamnak”. (Ilyen értékeket tartalmaznak a 2. táblázat egyes sorai, kivéve a főátlételemekeket, azok ugyanis a kiindulási megyében „bent eltöltött” várható tartamok.) Ha ezt az értéket megszorozzuk a 2010. év elején  $i$  megyében tartózkodó  $y$  évesek számával, és összegezzük minden korra és megyére, akkor megkapjuk a teljes 2010. év eleji,  $j$ -n kívüli népesség által vándorlással a  $j$  megyébe bevitt várható tartamot. Hasonlóan lehet kiszámítani a 2010. év elején  $j$ -ben tartózkodók bent ( $j$ -ben) eltöltött várható élettartamát, és „kint”, más megyékben összesen eltöltött várható élettartamát. Utóbbit azonban nem korrekt „kivitt várható tartamnak” nevezni (bár a továbbiakban mégis ezt használjuk), ugyanis a megyéből kivándoroltak új helyen (más halálozási ráták szerint) eltöltött várható élettartama nem egyezik meg azzal, ami akkor lenne érvényes, ha itt maradtak volna, azaz az itt maradt azonos korúak várható élettartamával.

5. táblázat

A 2010. évi népesség átvitt várható élettartamai /26/

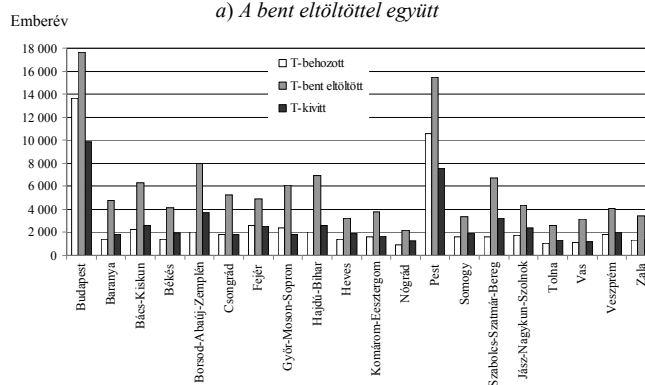
Emberév	Budapest	Baranya	Bács-Kiskun	Békés	Borsod-Abaúj-Zemplén	Csongrád	Fejér	Győr-Ménfőcsanak-Sopron	Hajdú-Bihar	Heves	Komárom-Esztergom	Nógrád	Pest	Somogy	Szabolcs-Szatmár-Bereg	Jász-Nagykun-Szolnok	Tolna	Vas	Veszprém	Zala
$T$ -behozott	13 645	1 420	2 250	1 371	2 005	1 849	2 584	2 408	2 038	1 417	1 620	907	10 542	1 618	1 637	1 774	1 016	1 089	1 837	1 358
$T$ -bent eltöltött	17 622	4 734	6 304	4 106	7 992	5 275	4 890	6 063	6 900	3 232	3 765	2 172	15 488	3 329	6 712	4 333	2 594	3 132	4 090	3 407
$T$ -kivitt	9 855	1 799	2 589	1 940	3 708	1 804	2 521	1 793	2 559	1 894	1 666	1 280	7 532	1 904	3 211	2 367	1 355	1 166	2 058	1 382
$T$ -be/ $T$ -bent eltöltött	0,77	0,30	0,36	0,33	0,25	0,35	0,53	0,40	0,30	0,44	0,43	0,42	0,68	0,49	0,24	0,41	0,39	0,35	0,45	0,40
$T$ -ki// $T$ -bent eltöltött	0,56	0,38	0,41	0,47	0,46	0,34	0,52	0,30	0,37	0,59	0,44	0,59	0,49	0,57	0,48	0,55	0,52	0,37	0,50	0,41

A behozott, a kivitt és a bent eltöltött várható élettartamot tüntettük fel a 5. táblázat első három sorában és a 6. a) ábrán. Az utolsó sor – mely összeveti a máshol eltöltött várható tartamokat a helyben maradottakéval, amely ily módon a megyék „megtartó ereje” egy újabb mérőszámának tekinthető (ebben az esetben a 2010-es férfi népességre vonatkoztatva) – az iménti megfontolások miatt csupán tájékoztató jellegű.

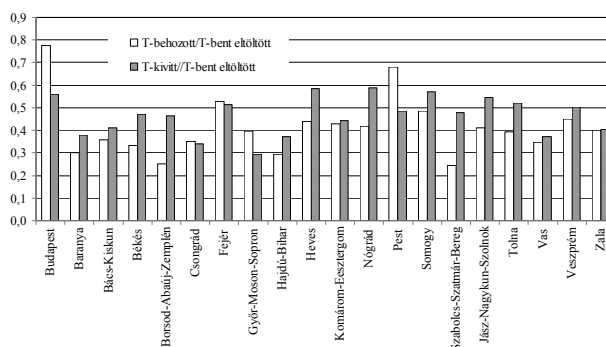
A 6. b) ábra alapján a relatíve (a bent eltöltöthöz képest) nagy behozott várható tartammal rendelkező megyék: Budapest és Pest megye; a kis behozott várható tartammal rendelkezők: Borsod-Abaúj-Zemplén és Szabolcs-Szatmár-Bereg. A nagy, illetve kis kivitt várható tartammal rendelkezők: Heves, Nógrád, Somogy, Budapest, Jász-Nagykun-Szolnok, illetve Győr-Moson-Sopron és Csongrád. A kivitelhez képest jelentősen nagyobb a behozatal Budapesten és Pest megyében, fordítva pedig Békés, Heves és Nógrád megyében.

6. ábra. A 2010. évi népesség átvitt várható élettartamai /26/

a) A bent eltöltöttel együtt



b) A bent eltöltöthöz viszonyítva



### 3. Módszertan

Az Általános modell c. alfejezetben egyetlen egyed véletlenszerű mozgását írjuk le lehetséges állapotok között, a véges állapotterű, inhomogén idejű Markov-folyamatok elméletével. A leírásban központi szerepet játszanak az állapotok közötti

korfüggő átmeneti valószínűségek – ezekből számítjuk ki az összes többi ún. tábla-függvényt –, melyeket átmeneti rátákból számítunk ki. Utóbbiakat ismertnek tételezzük fel, azonban ezeknek statisztikai esetszámokból – a periódus állapotonkénti korfüggő népességszámaiból és az egyes állapotok közötti korfüggő átlépési számokból – történő becslését az utolsó alfejezetre hagytuk. Az átmeneti ráták becslése egy izgalmas területe a demográfiának.

### 3.1. Az általános modell

A továbbiakban az álló, vastagított betűk valós mátrixokat jelölnek,  $x, y, h, t, \tau$  valós számokat  $i, j, k, n$  pedig egészeket. A mátrixok közül a hullámtetősek vonatkoznak a vizsgált népességre, a többi tábla függvény.

Az állapotokat  $0, 1, 2, \dots, n$ -nel jelöljük,  $0$  a halálnak felel meg, bármelyik állapotból bármelyikbe át lehet lépni, kivéve a  $0$ -ból, ahonnan sehova sem. Legyen  $\xi_t$  valószínűségi változó és jelentse a modellbeli személy állapotát a  $t$  időpontban. Feltesszük, hogy a  $\xi_t$  sztochasztikus folyamat Markov-folyamat, azaz teljesül a Markov-tulajdonság:

$$\Pr(\xi_t = j | \xi_{u_1} = i_1, \xi_{u_2} = i_2, \dots, \xi_{u_n} = i_n) = \Pr(\xi_{u_n} = i_n) \quad (u_1 < u_2 < \dots < u_n < t). \quad /1/$$

Feltételezzük, hogy az egyes események valószínűsége a modellben csak a személy korán keresztül függ az időtől, azaz explicite nem függ tőle, ezért az idő ekvivalens a korrall, és az idő jelölésére a megszokott  $t$  helyett  $x$ -et írunk. Kolmogorov első egyenlete véges állapotterű Markov-folyamatokra:

$$\frac{dp_{x,x+h}^{i,j}}{dh} = \sum_{k=0}^n \mu_{x+h}^{k,j} p_{x,x+h}^{i,k}, \quad p_{x,x}^{i,j} = \delta_{i,j} \quad (h > 0, i, j = 1, 2, \dots, n), \quad /2/$$

ahol  $\mu_x^{i,j}$  az átmeneti intenzitás  $x$  éves korban az  $i$  állapotból a  $j$ -be, melynek jelentése:  $\mu_x^{i,j} dx$  annak a valószínűsége, hogy a személy  $x + dx$  évesen  $j$ -ben lesz, feltéve, hogy  $x$  évesen  $i$ -ben tartózkodik. Speciálisan  $\mu_x^{i,0}$  a halálozási intenzitás az  $x$  korban és az  $i$  állapotban, továbbá  $\mu_x^{0,j} = 0$  minden  $j$ -re (ez idő tájt). A  $p_{x,x+h}^{i,j}$  átmeneti valószínűség annak a valószínűsége, hogy a személy  $x + h$  évesen  $j$ -ben lesz, feltéve, hogy  $x$  évesen  $i$ -ben van. A /2/ differenciálegyenlet-rendszer mindegyik sora a teljes valószínűség tétele azzal a megszorítással, hogy az átmeneti intenzitások nem függ-

nek explicite  $x$ -től (csak a későbbi  $x+h$ -től). Mivel esetünkben egy állapotból vagy megyünk, vagy maradunk, vagy meghalunk, fennáll:

$$\mu_x^{j,j} dx = 1 - \left[ \sum_{\substack{k=0 \\ k \neq j}}^n \mu_x^{j,k} dx \right] \text{ és } \sum_{k=1}^n p_{x,x+h}^{i,j} = 1 - q_{x,x+h}^i, \quad /3/$$

ahol  $q_{x,x+h}^i$  az  $x$  évesen  $i$  állapotban tartózkodók halálának valószínűsége  $h$  éven belül. Ezzel /2/ mátrix alakban:

$$\frac{d\mathbf{P}(x, x+h)}{dh} = -\boldsymbol{\mu}(x+h)\mathbf{P}(x, x+h), \quad \mathbf{P}(x, x) = \mathbf{I}, \quad /4/$$

ahol

$$\boldsymbol{\mu}(x) = \begin{bmatrix} \sum_{j=0}^n \mu_x^{1,j} - \mu_x^{1,2} \dots - \mu_x^{1,n} \\ -\mu_x^{2,1} \quad \sum_{j=0}^n \mu_x^{2,j} \dots - \mu_x^{2,n} \\ \vdots \\ -\mu_x^{n,1} \quad -\mu_x^{n,2} \dots \quad \sum_{j=0}^n \mu_x^{n,j} \end{bmatrix} \text{ és } \mathbf{P}(x, x+h) = \begin{bmatrix} p_{x,x+h}^{1,1} & p_{x,x+h}^{1,2} & \dots & p_{x,x+h}^{1,n} \\ p_{x,x+h}^{2,1} & p_{x,x+h}^{2,2} & \dots & p_{x,x+h}^{2,n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{x,x+h}^{n,1} & p_{x,x+h}^{n,2} & \dots & p_{x,x+h}^{n,n} \end{bmatrix}. \quad /5/$$

Ily módon nem került a mátrixokba a 0. sor és oszlop, továbbá  $\boldsymbol{\mu}$  sorösszegei az  $x$  korhoz tartozó halálozási intenzitást adják a sornak megfelelő állapotban,  $\mathbf{P}$  sorösszegei pedig a halál valószínűsége híján 1-et.

Ekvivalens átírása /4/-nek:

$$\mathbf{P}(x, x+h) = \mathbf{I} - \int_0^h \boldsymbol{\mu}(x+\tau)\mathbf{P}(x, x+\tau) d\tau. \quad /6/$$

Ha /4/-ben  $\boldsymbol{\mu}$  folytonos  $[x, x+h]$ -n és ugyanott  $\mathbf{P}$  is az a második változójában, akkor (az integrál tulajdonsága és a Bolzano–Weierstrass-tétel szerint) van olyan  $\mathbf{m}(x, h)$ , melyre teljesül /7/ és /8/.

$$\min_{0 \leq \tau \leq h} \mu_{i,j}(x+\tau) \leq m_{i,j}(x, h) \leq \max_{0 \leq \tau \leq h} \mu_{i,j}(x+\tau) \quad (i, j = 1, 2, \dots, n) \quad /7/$$

$$\mathbf{P}(x, x+h) = \mathbf{I} - \mathbf{m}(x, h) \int_0^h \mathbf{P}(x, x+\tau) d\tau \quad /8/$$

Ha előírjuk, hogy  $\boldsymbol{\mu}(t)$  legyen konstans a  $[0 \leq t \leq h]$  intervallumon, azaz, ha

$$\boldsymbol{\mu}(t) \equiv \mathbf{m}(x, h) \quad (0 \leq t \leq h), \quad /9/$$

akkor /8/-ből :

$$\frac{d\mathbf{P}(x, x+t)}{dt} = -\mathbf{m}(x, h)\mathbf{P}(x, x+t), \quad \mathbf{P}(x, x) = \mathbf{I} \quad (0 \leq t \leq h). \quad /10/$$

A /10/ kezdetiérték-feladat egyértelmű megoldása:

$$\mathbf{P}(x, x+t) = \exp[-t\mathbf{m}(x, h)] \quad (0 \leq t \leq h). \quad /11/$$

Ha azonban /9/ helyett  $\mathbf{P}(x, x+t)$  lineáris  $[0, h]$ -n – ezt a feltételezést használja a klasszikus elmélet – akkor /8/-ből közvetlenül következik az ismert képlet:

$$\mathbf{P}(x, x+h) = [\mathbf{I} + (h/2)\mathbf{m}(x, h)]^{-1} [\mathbf{I} - (h/2)\mathbf{m}(x, h)], \quad /12/$$

hiszen a linearitást kifejező

$$\int_0^h \mathbf{P}(x, x+t) dt = \frac{h}{2} [\mathbf{I} + \mathbf{P}(x, x+h)] \quad 0 \leq t \leq h \quad /13/$$

azonosság jobb oldalát /8/ jobb oldalába helyettesítve megkapjuk /12/-t. Ez azonban csak elegendően kis  $h$ -kra (és így  $m_{x,h}^{i,j}$ -kre) ad megfelelő értéket  $\mathbf{P}(x, x+h)$ -re, ellenkező esetben a tapasztalatok szerint akár olyan mértékű torzítást is eredményezhet, hogy a sorösszegek jelentősen eltérnek  $1 - q_{x,x+h}^i$ -től, esetleg negatív valószínűségek is megjelenhetnek. (Erre *Nour–Suchindran* [1984] adnak példát.)

Ezért mi az /9/–/11/ számítási módszert választjuk, az átmeneti valószínűségek mátrixát /11/-gyel definiáljuk – a klasszikus /12/ képlet helyett. *E módszer tehát a második változóban  $\mathbf{P}$  szakaszonkénti linearitása helyett  $\mathbf{m}$  szakaszonkénti konstans voltát írja elő a modellben,  $\mathbf{m}(x, h)$  tehát az  $[x, x+h]$  intervallum minden pontjában érvényes, állandó átmeneti ráta.* (Lásd a /9/ képletet.) *Ekkor /11/ szerint  $\mathbf{P}$  szakaszonként exponenciális lesz a második változóban.*

A  $\mathbf{P}(x, x+h)$ -kből a táblázat további függvényei is kiszámolhatók  $h$  lépésenként.<sup>1</sup> Legyen ugyanis  $l_{y,x}^{i,j}$  annak a valószínűsége, hogy egy személy  $x$  évesen a  $j$  állapotban van (él), feltéve, hogy  $y$  évesen az  $i$  állapotban volt. Jelölje  $z$  az utolsó korintervallum kezdetét, és  $z-x$  legyen osztható  $h$ -val. Ekkor az

$$\mathbf{I}_{y,x} = \begin{bmatrix} l_{y,x}^{1,1} & l_{y,x}^{1,2} & \dots & l_{y,x}^{1,n} \\ l_{y,x}^{2,1} & l_{y,x}^{2,2} & \dots & l_{y,x}^{2,n} \\ \vdots & & & \\ l_{y,x}^{n,1} & l_{y,x}^{n,2} & \dots & l_{y,x}^{n,n} \end{bmatrix} \quad (y \leq x), \quad /14/$$

*továbbélési mátrixok* a teljes valószínűség tétele alapján előállnak az alábbi rekurzió ( $h$  éves) lépésenkénti alkalmazásával  $y+kh$  alakú  $x$ -ekre ( $k$  egész):

$$\mathbf{I}_{y,x+h} = \mathbf{I}_{y,x} \mathbf{P}(x, x+h), \quad \mathbf{I}_{y,y} = \mathbf{I} \quad (y \leq x \leq z-h). \quad /15/$$

Jelölje  $\mathbf{L}_{y,x,h}$  az ún. *megélési mátrixot*, melynek  $L_{y,x,h}^{i,j}$  eleme egy  $y$  évesen az  $i$  állapotban élő személy által  $x$  és  $x+h$  kor között a  $j$  állapotban leélt évek várható (nyilván  $h$ -nál kisebb) számát jelenti. Használva /15/-öt, /11/ alapján integrálva kapjuk, hogy:

$$\mathbf{L}_{y,x,h} = \int_0^h \mathbf{I}_{y,x+t} dt = \int_0^h \mathbf{P}(x, x+t) \mathbf{I}_{y,x} dt = \mathbf{I}_{y,x} \mathbf{m}(x, h)^{-1} [\mathbf{I} - \mathbf{P}(x, x+h)] \quad (y \leq x \leq z-h), \quad /16/$$

kivéve az utolsó, félig nyílt  $[z, \infty)$  intervallumra, amelyen az átmeneti valószínűségeket /11/-hez hasonlóan exponenciálisnak feltételezzük konstans átmeneti intenzitással:

$$\mathbf{P}(z, z+t) = \exp[-t\mathbf{m}(z)] \quad (0 \leq t). \quad /17/$$

Innen (kényelmi okokból – /19/ számára – használva a  $h$  indexet):

$$\mathbf{L}_{y,z,h} = \int_0^\infty \mathbf{P}(z, z+t) \mathbf{I}_{y,z} dt = \mathbf{m}(z)^{-1} \mathbf{I}_{y,z}. \quad /18/$$

<sup>1</sup> Megjegyezzük, hogy a számítás során a  $\mathbf{P}(x, x+h) = e^{-h\mathbf{m}(x,h)} = \sum_{i=0}^\infty [h\mathbf{m}(x,h)]^i / i!$  Taylor-sorfejtés első hat tagja elegendően pontosnak bizonyult.



Végül a modellben  $y$  korban *várható élettartam* az  $x (\geq y)$  kor fölött:

$$\mathbf{e}_{y,x} = \sum_{\substack{k=x \\ \text{step } h}}^z \mathbf{L}_{y,k,h}. \quad /19/$$

A mátrix  $e_{y,x}^{i,j}$  eleme egy  $y$  évesen  $i$  állapotban élő személy által  $x$  éves kora után  $j$  állapotban (nem feltétlenül egyhuzamban!) leélt emberévek várható számát jelenti. (Formálisan  $\mathbf{e}_{y,x}$  is függ  $h$ -tól, mint lépésköztől, de fogalmilag nem, ezért elhagytuk a  $h$  indexet.)

Áttérve a vizsgált népesség becslésére: a korábbi képletekben (/6/-tól kezdve)  $\mathbf{m}(x, h)$  helyébe a vizsgált népesség  $x$  és  $x + h$  kor közé eső tagjaira vonatkozó  $\tilde{\mathbf{m}}(x, h)$  átmeneti ráta kerül, /18/-ban pedig  $\mathbf{m}(z)$  helyébe a  $z$  kor fölöttieké,  $\tilde{\mathbf{m}}(z)$ . (E ráták kiszámítását a következő pont tartalmazza.) Az emiatt megváltozott változók hullámtetőt kaptak. Ezzel:

$$\tilde{\mathbf{L}}_{y,x,h} \equiv \tilde{\mathbf{m}}(x, h)^{-1} [\mathbf{I} - \tilde{\mathbf{P}}(x, x + h)] \tilde{\mathbf{I}}_{y,x} \quad \text{és} \quad \tilde{\mathbf{L}}_{y,z,h} = \tilde{\mathbf{m}}(z)^{-1} \tilde{\mathbf{I}}_{y,z}, \quad /18'/$$

és a vizsgált népesség egy tetszőleges  $y$  éves tagjának becsült,  $x (\geq y)$  kor fölött várható élettartama:

$$\tilde{\mathbf{e}}_{y,x} = \sum_{\substack{k=x \\ \text{step } h}}^z \tilde{\mathbf{L}}_{y,k,h}. \quad /19'/$$

A lineáris átmeneti valószínűségű modellben az előzőekhez képest a különbség az, hogy /11/ helyett a klasszikus /12/-t használva, és /16/-ban /13/ szerint integrálva a megélési mátrixra /18/ helyett a halandósági tábláknál megszokott alakú

$$\begin{aligned} \mathbf{L}_{y,x,h} &= \int_0^h \mathbf{I}_{y,x+t} dt = \int_0^h \mathbf{P}(x, x+t) \mathbf{I}_{y,x} dt = \\ &= \frac{h}{2} [\mathbf{I} + \mathbf{P}(x, x+h)] \mathbf{I}_{y,x} = \frac{h}{2} (\mathbf{I}_{y,x} + \mathbf{I}_{y,x+h}) \end{aligned} \quad /20/$$

formula áll elő, amiben  $\mathbf{m}(x, h)$  helyébe most is  $\tilde{\mathbf{m}}(x, h)$ -t írva ( $\mathbf{P}$  /12/-beli kifejezésében) kapjuk:

$$\tilde{\mathbf{L}}_{y,x,h} \cong \frac{h}{2} (\tilde{\mathbf{I}}_{y,x} + \tilde{\mathbf{I}}_{y,x+h}) \quad (y \leq x \leq z-h) \quad \text{és} \quad \tilde{\mathbf{L}}_{y,z,h} = \tilde{\mathbf{m}}(z)^{-1} \tilde{\mathbf{I}}_{y,z}. \quad /20'/$$

(Az utolsó intervallumra a lineáris modell is az exponenciális képletet használja.)  
A várható élettartam becslését most is /19'/ adja.

### 3.2. A vizsgált (2010. évi) népesség várható vándorlása

A most következő alfejezet már kilép a halandósági táblák elméletéből, mely egy főre vonatkoztatott várható értékeket számít ki. Az ismert koreloszlású periódus eleji népesség továbbélőit, várható vándorlási számait és a vándorlással „átvitt” élettartamok várható számát állítjuk itt elő. E célból – az eddig már kiszámított – egy főre vonatkozó továbbélési valószínűségeket és várható élettartamokat fogunk kohorsz létszámokkal szorozni, ismét kihasználva feltevésünket, hogy a népesség különböző tagjaira vonatkozó események egymástól függetlenül, és kohorszon belül azonos valószínűséggel következnek be.

a) Jelölje  $R_s(y)$  a periódus elején  $y$  betöltött korú (azaz most már  $y$  egész szám)  $s$  állapotú népesség létszámát, azaz a 2010. év elején az  $s$  megyében élő  $y$  évesek kohorszlétszámát. Közülük

$$R_s(y) \tilde{l}_{y,x}^{s,j} \quad /21/$$

lesz  $x$  évesen, azaz  $x - y$  év múlva várhatóan  $j$ -ben. /21/ tehát a periódus eleji népességből (hely és kor szerint) a *továbbélők* számát adja meg (hely és kor szerint). A teljes periódus eleji népességből  $t$  év múlva  $j$ -ben élve található bevándoroltak vagy precízebben a periódus elején még  $j$ -n kívüli népességből  $t$  év múlva  $j$ -ben továbbélők várható száma, továbbá a  $j$ -ben található (végig ottmaradó vagy időközben visszatért) továbbélők és a  $j$ -ből kivándorolt (máshol) továbbélők várható száma /21/ megfelelő szummázásaival:

$$\lambda_{0+}^{*j}(t) = \sum_{y \geq 0} \sum_{\substack{s=1 \\ s \neq j}}^{z-t} R_s(y) \tilde{l}_{y,y+t}^{s,j}; \quad \lambda_{0+}^{j,j}(t) = \sum_{y \geq 0} R_j(y) \tilde{l}_{y,y+t}^{j,j};$$

$$\lambda_{0+}^{j*}(t) = \sum_{y \geq 0} \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{z-t} R_j(y) \tilde{l}_{y,y+t}^{j,i}. \quad /22/$$

(A „0+” az  $y \geq 0$  korévekre történő szummázást jelenti. Állhatna helyette például bármilyen  $[y_1, y_2]$  korintervallum, akkor az abba eső korú kiinduló népességből továbbélők számát adná a képlet.)

Végül is a periódus eleji népességből  $j$ -ben továbbélők száma (azaz a várható netó vándorlással együtt):

$$\sum_{y \geq 0} \sum_{s=1}^n R_s(y) \tilde{l}_{y,y+t}^{s,j} = \lambda_{0+}^{j,j}(t) + \lambda_{0+}^{*,j}(t). \quad /23/$$

b) A teljes periódus eleji népességből  $t$  év alatt történő *bevándorlások várható száma*  $i$ -ből  $j$ -be, illetve a  $j$ -be és  $j$ -ből történő vándorlások várható száma összesen, rendre:

$$v_{0+}^{i,j}(t) = \sum_{\tau=0}^t \sum_{y=0}^{z-\tau} P_{i,j}(y+\tau) \left( \sum_{s=1}^n R_s(y) \tilde{l}_{y,y+\tau}^{s,i} \right) \quad (i \neq j); \quad v_{0+}^{*,j}(t) = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n v_{0+}^{i,j}(t);$$

$$v_{0+}^{j,*}(t) = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n v_{0+}^{j,i}(t). \quad /24/$$

Ezek tehát nem vándorló személyek várható számai: egy személy többször is bevándorolhat ugyanoda. /24/ első formulájának rövid magyarázata:  $\sum_{s=1}^n R_s(y) \tilde{l}_{y,y+\tau}^{s,i}$  a kezdetben  $y$  évesekből  $\tau$  év múlva az  $i$  állapotban élők várható száma. Ezt megszorozva az  $i$ -ből  $j$ -be átlépés valószínűségével kapjuk meg a  $\tau$  évben  $i$ -ből  $j$ -be átlépések várható számát. Ellentétben /22/-gyel, ahol az „időugrás” 0-ról  $t$ -re egy lépésben elvégezhető, itt évente kell összegezni az „áramlást” 0-tól  $t$ -ig.

A 2010. év elején  $s$  megyében tartózkodó  $R_s(y)$  számú  $y$  éves férfi által  $x$  éves kor fölött leélt emberévek várható száma  $j$ -ben:

$$T_{y,x}^{s,j} = R_s(y) \tilde{e}_{y,x}^{s,j}. \quad /25/$$

Ezzel kiszámítható az *átvitt élettartamok várható száma*, azaz a  $j$  megyébe „behozott”, „kivitt” és „bent eltöltött” várható összes életévek száma (0 kor fölött). A behozott éveket, azaz az összes, 2010. év elején  $j$ -n kívüli megyékben tartózkodó –  $R_s(y)$  számú –  $y$  éves férfi által  $x$  éves kor fölött  $j$ -ben leélt emberévek várható szá-

mát adja /26/ első formulája. Hasonló összegzéssel adódik a 2010. év elején  $j$  megyében tartózkodók  $j$ -n kívül, illetve  $j$ -ben eltöltött várható összes élettartama:

$$T_{0+,0}^{*j} = \sum_{y \geq 0} \sum_{\substack{s=1 \\ s \neq j}}^n R_s(y) \tilde{e}_{y,y}^{s,j}; \quad T_{0+,0}^{j*} = \sum_{y \geq 0} \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n R_i(y) \tilde{e}_{y,y}^{j,i}; \quad T_{0+,0}^{j,j} = \sum_{y \geq 0} R_j(y) \tilde{e}_{y,y}^{j,j}. \quad /26/$$

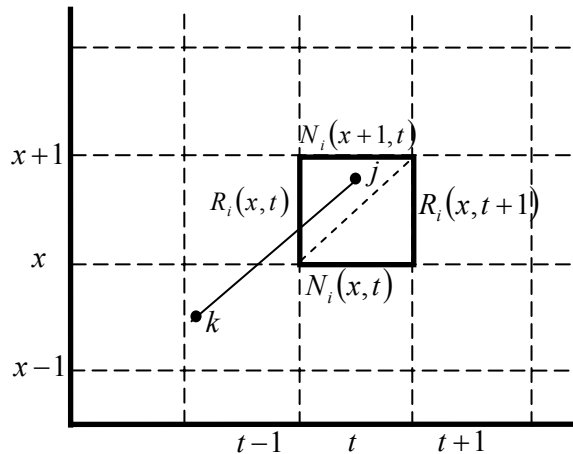
### 3.3. Az átlépési ráták kiszámítása

A következő módszertan általánosítása a Human Mortality Database (*Wilmot et al.* [2007]) által halálozási ráták kiszámítására kifejlesztettnek, ugyanis egy népesség tagjainak egy adott időszakban, a periódusban tetszőleges véges számú állapot (melyek egyike a halál) között észlelt korfüggő átlépési esetszámaiból a népességre vonatkozó korfüggő átlépési rátákat számítja ki. (Ebben a dolgozatban speciálisan az egyes állapotok egyes megyékben tartózkodást jelentek, az átlépési számok pedig az ún. vándorlási számok.)

Az állapotokat  $0, 1, 2, \dots, n$ -nel jelöljük,  $0$  a halálnak felel meg, bármelyik állapotról bármelyikbe át lehet lépni, kivéve a  $0$ -ból, ahonnan sehova sem. Az ábrán az  $i$ -edik állapothoz tartozó ún. Lexis-diagram látható. Minden  $i > 0$ -hoz tartozik egy ilyen ábra. A ferde vonalhoz tartozó személy a  $t-1$  (naptári) év elején  $x-1$  egész évesen lépett a  $k$  állapotból az  $i$ -be (az ábra síkjába), majd a  $t$  év közepén  $x$  egész évesen átlépett  $j$ -be (és annak az ábrájába). A vonal hossza  $\sqrt{2}$ -val osztva: az  $i$ -ben eltöltött időtartam (a négyzet átlója épp egy évet jelent). A vizsgált népesség minden egyedéhez tartozik egy élvonal, amely egy egyenes szakasz, mely részzszakaszokra van osztva úgy, hogy mindegyikük pontosan egy ábrán látszik, az egyed aktuális állapotához tartozón. A személy életútja egy  $x=0$ -ból kiinduló vonallal kezdődik (valahol balra lenn, a születési állapotához tartozó ábrán) és az „utolsó” ábra  $0$  címkéjű pontjában végződő vonallal zárul. (A legegyszerűbb lenne egyetlen síkon ábrázolni a teljes életszakaszt úgy, hogy az egyes állapotokban „eltöltött” részintervallumok az állapotnak megfelelő színűek.)

Jelölje  $V_{i,k}^a(x,t)$  és  $V_{k,i}^a(x,t)$  a 7. ábrán vastagon jelölt  $(i,x,t)$  négyzet alsó háromszögéből a  $k$  állapotba átlépők, illetve a  $k$ -ból az  $i$ -be belépők számát. Hasonlóan,  $V_{i,k}^f(x,t)$  és  $V_{k,i}^f(x,t)$  jelölje a ki- és belépőket a felső háromszögben. Akkor a *nettó kilépés* a két háromszögből:

$$V_i^a(x,t) = \sum_{k \neq i} V_{i,k}^a(x,t) - V_{k,i}^a(x,t) \quad \text{és} \quad V_i^f(x,t) = \sum_{k \neq i} V_{i,k}^f(x,t) - V_{k,i}^f(x,t). \quad /27/$$

7. ábra. Az  $i$ -edik állapot Lexis-diagramja

*Definíció:* A  $t$  évhez, az  $x$  korhoz és az  $i$  állapothoz tartozó kockázati időtartamnak (exposed to risk) nevezzük és  $E_i(x, t)$ -vel jelöljük egy népesség tagjai által a  $t$  évben  $x$  egész évesen  $i$  állapotban eltöltött összidőt (emberévben megadva), azaz a népesség egyedei élettartamának összegét az  $(i, x, t)$  négyzetben.

*Definíció:* Egy népességre vonatkozóan a  $t$  évhez, az  $x$  korhoz és az  $i$  állapotból  $j$ -be átlépéshez tartozó  $M_{i,j}(x, t)$  átmeneti ráta: a Lexis-diagram  $(i, x, t)$  négyzetéből történő kilépések  $V_i(x, t) = V_{i,k}^a(x, t) + V_{i,k}^f(x, t)$  száma osztva a az  $E_i(x, t)$  kockázati időtartammal. ( $M_{i,j}(x, t)$  megegyezik a 3.1.-ben használt  $\tilde{m}_{i,j}(x, h)$ -val, ha  $h = 1$  év és  $t$  a periódus éve.)

Tehát még meghatározandó  $E_i(x, t)$ . Legyen  $N_i(x, t)$  azok száma, akik a  $t$  évben töltik az  $x$  éves születésnapjukat, azaz élettartamuk átmetszi az  $(i, x, t)$  négyzet alsó oldalát. A metszéspontok jelentik a születésnapokat. Tegyük fel, hogy a születésnapok eloszlása egyenletes az évben, azaz a pontoké a négyzet alsó oldalán.<sup>2</sup> Ha ők nem lépnének ki a  $t$  évben, akkor átlagosan fejenként  $1/2$  évet töltenének az alsó háromszögben. Hasonlóan, ha az  $N_i(x+1, t)$  számú, az  $x+1$  éves születésnapját  $t$ -ben ünneplő év eleje óta  $i$ -ben lenne, és e születésnapok szintén egyenletes eloszlásúak lennének  $t$ -ben, akkor ők is átlagosan  $1/2$  évet töltenének a felső háromszögben  $N_i(x+1, t)$ . Ekkor e két csoport együttes kockázati időtartama ennyi lenne:

<sup>2</sup> Az egyenletesség helyett elegendő, ha a négyzet alsó és felső oldalán közel azonos a pontok eloszlása.

$$\left[ N_i(x, t) + N_i(x+1, t) \right] / 2. \quad /28/$$

Legyen  $R_i(x, t)$  azok száma, akik a  $t$  év január 1-jén már betöltötték az  $x$ -edik születésnapjukat, de az  $x+1$ -ediket még nem, azaz életvonaluk metszi az  $(x, t)$  négyzet bal oldalát. ( $R_i(x, t)$ -t  $t$  nélkül használtuk az előző pont /22/-/26/ képleteiben.) Ekkor – bármilyen születésnap-eloszlás esetén – a nettó kilépéseket felhasználva:

$$N_i(x, t) = R_i(x, t+1) + V_i^a(x, t) \quad \text{és} \quad N_i(x+1, t) = R_i(x, t) - V_i^f(x, t). \quad /29/$$

Általános feltételezés, hogy a halálesetek eloszlása a felső, illetve alsó háromszög tartományon egyenletes (területarányos). Mi ugyanezt feltételezzük mindegyik  $j \in [0, n]$  állapotba történő kilépésekre vonatkozóan. Azaz mindkét háromszögben a  $j \in [0, n]$ -be történő kilépések átlaga a háromszög súlypontjába esik. Így minden kilépő átlagosan  $1/3$  évet tölt a háromszögben, ti. a súlyponton átmenő egyenes a háromszögbe eső –  $2/3$  hosszúságú – szakaszának a felét. Ezzel, felhasználva /28/-at:

$$E_i(x, t) = \left[ N_i(x, t) + N_i(x+1, t) \right] / 2 + \left[ V_i^f(x, t) - V_i^a(x, t) \right] / 3, \quad /30/$$

amelybe /29/-et behelyettesítve kapjuk:

$$E_i(x, t) = \left[ R_i(x, t) + R_i(x, t+1) \right] / 2 + \left[ V_i^a(x, t) - V_i^f(x, t) \right] / 6. \quad /31/$$

Végül az átmeneti ráta a definíciója szerint:

$$M_{i,j}(x, t) = \frac{V_{i,j}(x, t)}{E_i(x, t)} = \frac{V_{i,j}^a(x, t) + V_{i,j}^f(x, t)}{\left[ R_i(x, t) + R_i(x, t+1) \right] / 2 + \left[ V_i^a(x, t) - V_i^f(x, t) \right] / 6}. \quad /32/$$

\*

A bemutatott számítási eredmények csupán töredékét teszik ki az összesnek, melyek további elemzésre várnak. A többállapotú (a szokásos Markov-folyamatok alapján modellezett) halandósági táblák itt közölt általános és komplett módszertana szerint az olvasó bármilyen, a többállapotú rendszerek változatos körébe eső probléma vizsgálatát elvégezheti. A számítás természetes – a módszertan megváltoztatását nem

igénylő – továbbfejlesztése lenne Magyarország megyei szintű, többállapotú népesség-előreszámítása. Ehhez a születések és a külföldi vándorlás megyei szintű bevezetése szükséges a modellbe. A nehézség itt az utóbbira vonatkozó megyei részletezettségű, kor és nem szerinti adatok előállításában áll.

## Irodalom

- DEWAARD, J. – RAYMER, J. [2012]: The Temporal Dynamics of International Migration in Europe: Recent Trends. *Demographic Research*. Vol. 26. No. 21. pp. 543–592.
- HOEM, J. M. [1977]: A Markov Chain Model of Working Life Tables. *Scandinavian Actuarial Journal*. No. 1. pp. 1–20.
- KEYFITZ, N. [1988]: A Markov Chain for Calculating the Durability of Marriage. *Mathematical Population Studies*. Vol. 1. No. 1. pp. 101–121.
- KUO, T.-M. – SUCHINDRAN, C. M. – KOO, H. P. [2008]: The Multistate Life Table Method: An Application to Contraceptive Switching Behavior. *Demography*. Vol. 45. No. 1. pp. 157–171.
- LAND, K. C. – ROGERS, A. [1982]: *Multidimensional Mathematical Demography*. Academic Press. New York.
- LUTZ, W. – WOLF, D. [1986]: Multi-State Life Table Analysis of Family Dynamics: Outline for an International Comparative Project. *Nordic Demographic Symposium in Gilleleje*. Denmark.
- NOUR, E.-S. – SUCHINDRAN, C. M. [1984]: The Construction of Multi-State Life Tables: Comments on the Article by Willekens et al. *Population Studies*. Vol. 38. No. 2. pp. 325–328.
- ROGERS, A. – ROGERS, A. [1973]: Estimating Internal Migration from Incomplete Data Using Model Multiregional Life Tables. *Demography*. Vol. 10. No. 2. pp. 277–287.
- ROGERS, A. [1975]: *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*. Wiley. New York.
- ROGERS, A. [1995]: *Multiregional Mathematical Demography: Principles, Methods, and Extensions*. Wiley. New York.
- ROGERS, A. – WILLEKENS, F. J. (eds.) [1986]: *Migration and Settlement: A Multiregional Comparative Study*. D. Reidel Publishing Company. Dordrecht.
- SCHOEN, R. – LAND, K. C. [1979]: A General Algorithm for Estimating a Markov-Generated Increment-Decrement Life Table, with Application to Marital Status Patterns. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 74. No. 368. pp. 761–776.
- SCHOEN, R. [1988]: *Modeling Multigroup Population*. Plenum Press. New York.
- SCHOEN, R. – NELSON, V. E. [1974]: Marriage, Divorce, and Mortality: A Life Table Analysis. *Demography*. Vol. 11. No. 2. pp. 267–290.
- SCHOEN, R. – WOODROW, K. [1980]: Labor Force Status Life Tables for the United States, 1972. *Demography*. Vol. 17. No. 3. pp. 297–322.
- SUCHINDRAN, C. M. – NAMBOODIRI, N. K. – WEST, K. [1977]: *Analysis of Fertility by Increment-Decrement Life Tables*. Proceedings. American Statistical Association, Social Statistics Section. Washington, D.C.
- WILLEKENS, F. [1980]: Multistate Analysis: Tables of Working Life. *Environment and Planning A*. Vol. 12. No. 5. pp. 563–588.

- WILLEKENS, F. J. – SHAH, I. – SHAH, J. M. – RAMACHANDRAN, P. [1982]: Multi-State Analysis of Marital Status Life Tables: Theory and Application. *Population Studies*. Vol. 36. No. 1. pp. 129–144.
- WILMOTH J. R. – ANDREEV, K. – JDANOV, D. – GLEI, D. A. [2007]: *Methods Protocol for the Human Mortality Database (Version 5)*. <http://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf>

## Summary

In this article, based on mortality and migration data, the author performs a multi-state analysis of the Hungarian internal migration of 2010, constructing the age- and gender-related multistate residence (by counties) life table for Hungary which is a generalization of the classical single decrement life table. This way first he calculates survival and migration probabilities and life expectancies in different counties for a random member of the population, depending on the initial state, sex and age, then the expected internal migration numbers, the expected population numbers developed as a result, and the „transferred” life expectations by counties for the Hungarian population in 2010. He gives a complete methodology of multistate analysis including an original method for estimating the transition rates.



**Dr. Lakatos Miklós,**  
a KSH szakmai főtanácsadója  
E-mail: Miklos.Lakatos@ksh.hu

**Záhonyi Márta,**  
a KSH főtanácsosa  
E-mail: Marta.Zahonyi@ksh.hu

## **A 2001. évi népszámlálási rétegződési modell alkalmazása a munkaerő-felmérés rendszerében\*(I.)**

A népszámlálási adatfelvételek kapcsán már évtizedekkel ezelőtt felmerült annak igénye, hogy a rendelkezésre álló részinformációk felhasználásával (például foglalkozás, iskolai végzettség, jövedelem, lakás stb.) egységes, az adott korra jellemző rétegződési modell készüljön. Ugyanis a népszámlálás az egyetlen olyan statisztikai adatforrás, amely képes teljes körűen és sokrétűen bemutatni a népesség társadalmi összetételét mind országosan, mind területi részletezésben. Dolgozatunkban ezeket a kezdeményezéseket mutatjuk be és számot adunk annak a munkának az előrehaladásáról, melynek keretében előkészítjük a 2001. évi népszámlálási információkészleten kidolgozott rétegződési modell adaptálását a 2011. évi népszámlálási adatokra. Bemutatjuk a munkaerő-felmérésen végzett módszertani tesztelések eredményeit, és igyekszünk feltárni a rétegződési modell kulcseleme, a FEOR-nómenklatúra (Foglalkozások Egységes Osztályozási Rendszere) változásából eredő problémákat.

### **1. A társadalmi struktúra vizsgálata népszámlálási adatokon**

A társadalmi rétegződés vizsgálatának egységes elvei az 1970-es éveket megelőzően még nem alakultak ki a magyar népszámlálások adatainak felhasználási gyakorlatában. A korábbi népszámlálások esetében csupán néhány ismerv vagy ezek esetenkénti kombinációja alapján történtek kísérletek a magyar társadalmi struktúra bemutatására. Ezeknek a népszámlálásoknak egyes kérdéscsoportjai nem voltak oly

\* A 2012. november 20-án, a Központi Statisztikai Hivatalban rendezett konferencián elhangzott előadás átdolgozott változata.

mértékben kimunkálva, hogy alapul szolgálhattak volna rétegződési vizsgálatokhoz. (Az egyének foglalkozása, illetve munkáltatójuk tevékenysége például nem vált élesen ketté, egyetlen témaként kezelték. Az iskolai végzettséget összevontan kérdezték, lényegében csak az iskolai végzettség szintjeit vizsgálták. A foglalkozási viszony beépült a foglalkozás, illetve a munkáltató témakörébe. A család-háztartás témakör vizsgálata csak az 1930. évi népszámlálástól vált rendszeressé.) Összefoglalóan elmondható, hogy a második világháborút megelőző népszámlálások esetében sem tartalmi, sem technikai szempontból nem volt még lehetőség a társadalmi rétegződés egységes elvek szerinti vizsgálatára, illetve felhasználói igény sem merült fel e témakörnek a népszámlálási programba történő felvételére.

Az 1949-es népszámlálást követően egyre részletesebbé, kifinomultabbá vált azoknak az ismérveknek a kérdésfeltevése, feldolgozása, amelyeket egy esetleges társadalmi rétegződési-vizsgálathoz fel lehetett használni. Egységes elvek szerinti rétegződési modell kialakítására csak az 1980. és az 1990. évi népszámlálás alkalmával került sor, megjegyezve, hogy az 1980. évi modell magán viselte az aktuális politikai-ideológiai kívánalmakat is.

A rendszerváltozás társadalmi változásai felerősítették azt az igényt, hogy az aktuális mikrocenzusok, népszámlálások valamilyen formában tükrözzék a társadalom egyenlőtlenségeit. Ennek érdekében kutatások indultak a KSH-ban arról, hogy a népszámlálás típusú lakossági felvételekből miként lehet előállítani a társadalom rétegződését bemutató adatsorokat. Ezt figyelembe véve az 1996. évi mikrocenzus, valamint az 1992. évi mobilitásfelvétel alapján hat rétegződési modell – köztük az *Erikson*, *Goldthorpe* és *Portocarero* nevéhez köthető EGP-séma és a *Ferge Zsuzsafa* munkajelleg-csoportosítás – kialakítására került sor, melynek eredményeit a KSH kiadványban tette közzé (*Bukodi et al.* [1999]). E kutatás tapasztalatait is felhasználtuk a 2001. évi népszámlálás rétegződési modelljének kialakításához.

A népszámlálások hagyományosan erős hangsúlyt helyeznek a munkaerő-piaci, foglalkozási információk, az iskolai végzettséggel, lakáskörülményekkel és a háztartási, családi jellemzőkkel kapcsolatos adatok begyűjtésére. Ezek a rendelkezésre álló ismérvek jelölték ki a kialakítandó séma kereteit. Az 1996. évi mikrocenzus és az 1992. évi mobilitási felvétel anyagán elvégzett próbafuttatások arra a felismerésre vezettek, hogy a 2001. évi népszámlálás rétegződési modelljét az EGP-modellre érdemes alapozni. A séma kialakításánál az Eurostat szintén EGP-alapú, a nemzetközi összehasonlítást célul kitűző ajánlásából (ESeC) indultunk ki: a társadalmi helyzet meghatározása a munkaerő-piaci és foglalkozási pozíciók alapján történt.

A csoportok képzéséhez a FEOR-93 szerint kódolt foglalkozási változón kívül – az alkalmazottak és önfoglalkoztatók elhatárolására – a foglalkozási viszony ismérvét, a beosztottak, alkalmazottak számát (1–9, 10 vagy több beosztott), a munkahely nemzetgazdasági hovatartozását (mezőgazdaság, nem mezőgazdaság) használtuk; további kiegészítő ismérv volt még a gazdasági aktivitás. Ezekből az információkból 36 társadalmi

csoportot alakítottunk ki. A KSH a 2001. évi népszámlálás adataiból két terjedelmes kötetet jelentetett meg, melyek sokrétűen mutatták be az egyének és a háztartások társadalmi rétegződését, külön fejezetet szentelve a párkapcsolatban élők egymáshoz viszonyított réteghelyzete vizsgálatának (*Bukodi–Záhonyi* [2004], *Bukodi–Kovács–Záhonyi* [2004]). A séma és annak elméleti háttere részletes bemutatására itt nem térnénk ki, ezek megtalálhatók az e vonatkozású két 2001. évi népszámlálást bemutató kötetben, valamint utalnánk *Huszár Ákos* közelmúltban megjelent (*Huszár* [2013a], [2013b]) tanulmányaira, melyek áttekintést nyújtanak a vonatkozó elméletekről.<sup>1</sup>

A 2011. évi népszámlálás adatai feldolgozási programjának egyik fontos része a társadalmi rétegződés vizsgálata.<sup>2</sup> A vizsgálódás egyik iránya azoknak az elméleti megközelítéseknek a felkutatása, melyek részben vagy egészben alapját képezhetik egy statisztikai felvételeknél alkalmazható új rétegsémának, vagy a már meglévő modellek továbbgondolására készíthetnek. Ennek a vizsgálódásnak az eredményeit mutatta be eddigi tanulmányaiban *Huszár Ákos*.

Egy másik, már kitaposott nyomon haladva előkészítjük a 2001. évi népszámlálás kapcsán kialakított osztályozás FEOR-08-ra átdolgozott és szükség szerint továbbfejlesztett változatának alkalmazását a 2011. évi népszámlálási adatokon. Ennek a korábbi népszámlálás során kipróbált és más adatfelvételeken is sokrétűen tesztelt (*Bukodi–Altörjai–Tallér* [2005]) sémának jelentős szerepet szántunk a vizsgálatban, hiszen alkalmazása lehetőséget nyújt a magyar társadalom szerkezetében tíz év során végbement változások leírására.

Az elsődleges feladat tehát a 2001. évi rétegződési modell adaptálása volt az időközben felülvizsgált és módosított foglalkozási osztályozásra, a FEOR-08-ra, azaz a rétegződésmódelben megjelenő FEOR-93 szerinti foglalkozási csoportok FEOR-08 szerinti kialakítása.

A foglalkozási csoportosítás tartalmi egyezőségének megteremtése mellett azonban szükséges az osztályozás újbóli validálása is. Különösen indokoltá teszi ezt a foglalkozások „dinamizálódása”, vagyis a foglalkozásokban megjelenő tevékenységek és feladatok, valamint a hozzájuk kapcsolódó jártasságok folyamatos változása, rugalmas és gyors alkalmazkodásuk a technológiai változásokhoz, és a piaci igényekhez, ami képlékenyebbé, ezáltal kevésbé megragadhatóvá teszi őket.<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Huszár vitaindító tanulmányára reagált hozzászólásában *Berger* [2013], *Róbert* [2013], *Tardos* [2013], *Vastagh* [2013]. További fontos észrevételeket tett a 2012. november 20-ai, „A magyar társadalom rétegződése” című, KSH által szervezett műhelykonferencián *Ferge Zsuzsa*, *Harcza István*, *Havasi Éva*, *Lengyel György* és *Sági Matild*.

<sup>2</sup> A feladatra való felkészülés *Németh Zsolt*, a KSH elnökhelyettese irányításával egy munkacsoport keretében történik, melynek tagjai: *Huszár Ákos*, *Kovács Marcell*, *Lakatos Miklós* és *Záhonyi Márta*.

<sup>3</sup> Egyebek mellett erre a jelenségre is kitért *Ferge Zsuzsa* a 2012. november 20-án, az említett műhelykonferencián, hangsúlyozva a „foglalkozások feloldódását” és a „kontúrok bizonytalanságát”. *Tardos Róbert* [2013] szintén kiemelte hozzászólásában a foglalkozások változásainak dinamikus megközelítését és kapcsolat-hálózati vonatkozását.

Szem előtt kell tartanunk továbbá azt a módszertani problémát, hogy a foglalkozásviszony-kategóriák, a rétegséma kiindulópontját képező alkalmazott-önfoglalkoztató elhatárolás is egyre bizonytalanabb, a határvonalak gyakran elmosódnak. Egyre elterjedtebbek az olyan foglalkoztatási formák, melyek a jelenlegi kategóriák határait feszegetik. Jellemző példaként szolgálhatnak erre a megbízási szerződéssel dolgozók. Egy részük megbízási szerződéssel (vagy azok sorozatával) jellemzően és tartósan egyetlen megbízónak dolgozik. Ez a forma leginkább a határozott idejű alkalmazotti munkaviszonyra hasonlít: egy munkáltatótól/ügyféltől való függés miatti bizonytalan foglalkoztatotti státusz, a feladatok ellátása nagyfokú állandóságot követel, a munkavégzés keretei kevésbé rugalmasak, és nagy szerepe van a munkáltatóval szembeni lojalitásnak is. Mások, ugyancsak megbízási szerződéssel, több megbízónak is dolgoznak, ami időben egymás után vagy akár párhuzamosan is történhet. Ez a foglalkoztatási forma leginkább az önállóként, egyéni vállalkozóként dolgozók foglalkoztatási jellemzőivel írható le: nagyfokú az autonómia a munkavégzésben és a döntéshozatalban, a munkavégzés keretei rugalmasak. A megbízótól kapott feladat, vagyis a szakmai munka mellett jelentős az adminisztrációval, feladatok felkutatásával, esetleg a marketing- és reklámtevékenységgel, tehát a menedzseléssel töltött idő.<sup>4</sup>

A foglalkozások betöltéséhez, ellátásához kapcsolódó jártasságok (skill) és jártassági szintek (skill level) vizsgálata szintén időszerű, és ezen a területen is alapos átalakulást tapasztalhatunk. Elég arra utalnunk, hogy az információtechnológiai készségek birtoklása és ezek alkalmazása mennyire felértékelődött szinte minden foglalkozásban, melyeknek az elméleti tudás mellett a gyakorlati tudás tartalma is igen nagy, és ezért egyre kevésbé megragadható a formális iskolarendszerben megszerezhető végzettségi szinttel.

Mindebből kitűnik, hogy a csoportképzésbe bevont legfontosabb ismérvek átalakulása és folyamatos formálódása miatt mindenképp szükséges annak alapos vizsgálata, hogy a korábbi eljárást követve sikerül-e az elméletileg meghatározott csoportokat jól megragadnunk. A modell ismerv szerinti érvényességén túl ellenőriznünk kell magyarázó erejét is, vagyis azt, hogy mennyire képes tükrözni például az életéselyekben megnyilvánuló különbségeket, egyenlőtlenségeket.

A vizsgálatok elvégzéséhez kézenfekvőnek tűnt, hogy a próbafuttatásokat, teszteleket a KSH egyik legfontosabb lakossági felvétele, a Munkaerő-felmérés (továbbiakban: MEF) bázisán végezzük el, ami a foglalkoztatás és a munkavégzés körülményeit, az iskolai végzettséget, az oktatásban, képzésben való részvételt és nem utolsósorban a családi, háztartási kapcsolatokat illetően is gazdag információkészlettel rendelkezik.

<sup>4</sup> Fontos megjegyezni, hogy a Nemzetközi Munkaügyi Hivatal (International Labour Office – ILO) a közeljövőben tervezi végrehajtani a Foglalkozási Viszony Nemzetközi Osztályozása (International Classification of Status in Employment – ICSE) felülvizsgálatát, mely alapjaiban befolyásolhatja az ilyen jellegű csoportosítások kialakítását.

A munkaszerződés típusa és időtartama (mint a foglalkoztatás biztonságának mutatója), az egy évvel korábbi aktivitási státusz (szintén a foglalkoztatás biztonságának vagy éppen a munkanélküliség kockázatának mutatójaként), az egyén vagy a háztartás iskolai végzettségi szintje vagy a réteghelyzet homogenitásának és heterogenitásának vizsgálata a párkapcsolatok vonatkozásában mind alkalmasak a kategorizálás magyarázó erejének vizsgálatára. Emellett az atipikus, rendhagyó keretek között történő munkavégzésre vonatkozó információk (részmunkaidő, távmunka stb.) tükrözik a foglalkoztatás flexibilitását, de egyben annak törékenységét, bizonytalanságát is.<sup>5</sup> A MEF a kereseti adatok révén a jövedelmi, megélhetési biztonság mérésére is lehetőséget nyújt, ha nem is olyan nagy megbízhatósággal, mint az ilyen irányú célzott felvételek (Róbert [2013]).

A 2001. évi népszámlálás rétegződési kötetei számos metszetben mutatták be az információkat, így például gazdasági aktivitás szerint is közölték a 15–74 éves népesség adatait. A kialakított 2001. évi rétegződési modellt legrészletesebben a foglalkoztatottak esetében volt mód alkalmazni. Ezért a MEF-re adaptált tesztelést a foglalkoztatottak adatai segítségével végeztük el.

## 2. A 2001. évi népszámlálás rétegződési modelljének alkalmazása a MEF adatbázisán

A feladat első lépéseként a 2001-es modellt kellett adaptálnunk a MEF-re. Mielőtt a FEOR-08-ra való átkódolást végrehajtottuk volna, meg kellett vizsgálnunk, hogy a modellünk átültethető-e a MEF rendszerébe, vagyis a rendelkezésre álló információk lehetővé teszik-e a modell létrehozását úgy, hogy a megfelelő tartalmak biztosítása mellett összehasonlítható kategóriákat eredményezzenek.

A munkaerő-piaci információk gyűjtésére koncentrálnak MEF különösen alkalmas a foglalkozás alapú rétegződési modellek kialakítására. Fogalmi készlete és módszertana összhangban van a népszámlálásnál alkalmazottakkal, így a foglalkoztatottak, munkanélküliek meghatározása és a foglalkozások, a foglalkozási viszony, az iskolai végzettség stb. besorolásokor használt nomenklatúrák azonosak. Ugyanakkor az eredmények értékelésekor nem lehet eltekinteni a két felvétel eltérő jellemzőitől.

A séma kategóriáinak kialakításánál a foglalkozások csoportosítására sok esetben négy számjegyes mélységben került sor. Habár a MEF-ben a foglalkozásokat négy számjegyre kódolják, a minta nagysága miatt nem nyújthat olyan megbízható eredményt ezen a szinten, mint egy teljes körű adatfelvétel. Az ebből adódó pontatlanságokat az eredmények értékelésekor szem előtt kell tartanunk.

<sup>5</sup> A munkaerő-piaci biztonság megrendülésére hívta fel a figyelmet Ferge Zsuzsa a már említett műhelykonferencián.

A rétegek kategóriák kialakításánál a legnagyobb gondot azonban az okozta, hogy a MEF-ben nincs információ a beosztottak számáról, amit viszont a népszámlálási modellben rétegek képző ismérvként alkalmaztunk. A beosztottak számának becslésére az irányítói tevékenységre vonatkozó információt és a munkahely dolgozói létszámát használtuk, de mivel a mások munkájának irányítására vonatkozó kérdés csak 2003-ban került be a MEF programjába, ezért az összehasonlítást csak ettől az időponttól kezdve tudtuk elvégezni. A MEF-re adaptált társadalmi rétegződés-modell biztosítani tudta a foglalkoztatók, az önálló, az önfoglalkoztatók, az alkalmazottak különböző csoportjainak lehatárolását, de a beosztottak konkrét megjelölésének hiánya miatt nehézséget okozott a 2001. évi népszámlálás rétegződési modelljének teljes körű alkalmazása. A MEF-re adaptált rétegződési modell eredményeit – összehasonlítva a 2001. évi népszámlálással – az 1. táblázat tartalmazza. Mivel a mintavételi hiba több kategória esetében is meghaladja vagy megközelíti a kategóriába soroltak számát, ezért itt csak az aggregált változatot közöljük.

1. táblázat

*A foglalkoztatottak társadalmi réteg-főcsoportok és nemek szerint (százalék)*

Társadalmi réteg-főcsoport	2001. évi népszámlálás			2003. évi MEF		
	Összesen	Férfi	Nő	Összesen	Férfi	Nő
Felső és középszintű vezetők, nagy- és középvezetők	3,4	4,2	2,4	5,0	5,7	4,1
Magasan képzett értelmiségiek, magas beosztású hivatalnokok, szakértők	5,3	5,6	4,9	4,2	4,1	4,2
Alsó szintű vezetők és értelmiségiek, beosztott hivatalnokok, magasan képzett technikus, irányítói foglalkozásúak	15,6	12,9	18,9	17,1	14,7	20,0
Egyéb technikus, irodai, szakképzett kereskedelmi, szolgáltatási foglalkozásúak	23,1	11,5	36,9	22,1	10,4	35,9
Nem mezőgazdasági kisfoglalkoztatók, önálló vállalkozók	10,8	13,1	8,1	9,2	11,3	6,7
Mezőgazdasági kisfoglalkoztatók, önálló vállalkozók	1,9	2,7	1,0	1,7	2,4	0,8
Közvetlen termelésirányítók és szakképzett ipari foglalkozásúak	12,1	18,1	5,1	13,3	20,5	4,9
Betanított munkát végzők	21,1	27,0	14,0	20,2	25,3	14,3
Egyszerű (szakképzetlen) munkát végzők	6,7	5,0	8,7	7,3	5,6	9,2
<i>Foglalkoztatottak száma összesen (fő)</i>	<i>3 690 269</i>	<i>2 002 956</i>	<i>1 687 313</i>	<i>3 921 907</i>	<i>2 126 488</i>	<i>1 795 419</i>

*Megjegyzés.* A MEF 2003. évi információi az adatfelvétel éves átlagára értendők, a 2001. évi népszámlálási felvétel az eszmei időpontra, 2001. február 1-jére vonatkozott.

A foglalkoztatottak rétegződésében lehetett némi elmozdulás a közel három évnyi időeltolódás alatt, de a feltárt különbségek főleg a két adatfelvétel eltérő feltételrendszeréből, illetve a 2001. évi rétegződési modell adaptációjának módszertani problémáiból adódtak. A 2001. évi rétegződési modellben fontos volt, hogy az egyes kategóriákban jelenjék meg a pozíció által megkövetelt „tudás”, „önállóság”, „szakképesítés”, illetve rögzítve legyen a „vezetői, irányítói” funkció megléte vagy hiánya. Ez utóbbi ismérv okozta a legnagyobb gondot a rétegződési modell MEF-re történő adaptációjában. Azáltal, hogy a MEF-kérdőíven nem szerepelt a beosztottakra vonatkozó kérdés, csak közvetetten tudtuk beépíteni ezt a szempontot a rétegződési modellbe.

Ha megnézzük a 2001. évi népszámlálás és a 2003. évi MEF rétegződési adatai közötti különbségeket, akkor néhány rétegződési főcsoportban jelentős eltolódást látunk. A FEOR-93 négy számjegyes foglalkozásai, a foglalkozási viszony és a mezőgazdasági/nem mezőgazdasági ág szerinti válogatást jól sikerült átültetni a MEF adatbázisára. Ott azonban, ahol a vezetői, irányítói tevékenység szempont volt, bizonytalanságot lehet érzékelni. Például a 2001. évi népszámlálásnál a „felső és középszintű vezetők, nagy- és középvállalkozók” aránya 3,4 százalék, a 2003. évi MEF esetében ez a mutató 5,0 százalék. Nem valószínű, hogy három év alatt megnőtt e réteg aránya, inkább az lehetséges, hogy a „lazább” szempontok szerinti lehatárolással felülbecsültük ezt a réteget a MEF adatbázisán. Ugyanez a helyzet a részletesebb bontás szerinti „alsó szintű vezetők” esetében (2,8, illetve 6,4 százalék) és a közvetlen termelésirányítóknál (0,3, illetve 1,6 százalék). A vezetőket, irányítókat nem tartalmazó társadalmi réteg-csoportoknál is találunk kisebb-nagyobb eltéréseket, azonban ezek a különbségek nem olyan jelentősek, hogy ne tudnánk a MEF adatbázisán elemezni az elmúlt évtized társadalmi rétegződésében bekövetkezett változásokat (nincs olyan társadalmi réteg-főcsoport, ahol a 2001. évi népszámlálás, illetve a 2003. évi MEF adatbázisán a százalékos aránykülönbség 2 százalékpontonál nagyobb lenne).

### **3. A FEOR-93 nomenklátúra felülvizsgálata során kialakított FEOR-08 alkalmazása a 2001. évi népszámlálás rétegződés modelljén**

A társadalomban, különösen a munka világában bekövetkezett változások időről időre igénylik a foglalkozások osztályozási rendszerének felülvizsgálatát. Ez történt a 2001. évi népszámlálás során alkalmazott FEOR-93 nomenklatúrával. A felülvizsgálat eredményeképpen 2011. január 1-jével bevezetésre került a FEOR-08 osztályozási rendszer. Ettől az időponttól kezdve a MEF ezt a megújított nomenklatúrát

használta, és a 2011. évi népszámlálás során felvett foglalkozási adatokat is a FEOR-08 nómenklátúra szerint kódolták. A FEOR-93 felülvizsgálata ugyan nem érintette a foglalkozások rendszerezésének főbb elveit, a munkatevékenységek besorolásának módszertani megoldásait, ennek ellenére jelentős változások történtek a FEOR-08 nómenklátúra rendszerében. Az egyik legfontosabb változás, hogy a foglalkozások száma a korábbi 632-ről 485-re csökkent. Ennek következtében a foglalkozási csoportok, alcsoportok száma és összetétele is jelentősen változott, és a változások egy része érintette a 2001. évi népszámlálás során kialakított rétegződési modellt. A korábban foglalkozásként más-más rétegbe sorolt munkakörök szétválasztása az új rendszerben már nehézséget okozott.

Jó lehetőség kínálkozik e változások nyomán követésére, ha egymás mellé teszünk a MEF adatbázisán létrehozott 2010. évi FEOR-93 és a 2011. évi FEOR-08 szerint összeállított rétegződési modellt.

2. táblázat

*A foglalkoztatottak társadalmiréteg-főcsoportok és nemek szerint a MEF adatain  
(százalék)*

Társadalmiréteg-főcsoport	2010. évi MEF			2011. évi MEF		
	Összesen	Férfi	Nő	Összesen	Férfi	Nő
Felső és középszintű vezetők, nagy- és középvállalkozók	5,0	5,9	4,0	5,3	6,3	4,2
Magasan képzett értelmiségiek, magasan beosztású hivatalnokok, szakértők	5,6	5,6	5,5	6,2	6,5	5,9
Alsó szintű vezetők és értelmiségiek, beosztott hivatalnokok, magasan képzett technikus, irányítói foglalkozásúak	17,3	14,6	20,5	17,0	14,2	20,3
Egyéb technikus, irodai, szakképzett kereskedelmi, szolgáltatási foglalkozásúak	23,2	11,2	36,9	24,1	14,2	35,6
Nem mezőgazdasági kisfoglalkoztatók, önálló vállalkozók	7,9	9,7	5,8	7,9	9,5	6,0
Mezőgazdasági kisfoglalkoztatók, önálló vállalkozók	1,5	2,1	0,8	1,4	1,9	0,8
Közvetlen termelésirányítók és szakképzett ipari foglalkozásúak	11,5	18,2	3,7	11,3	18,0	3,6
Betanított munkát végzők	20,1	26,0	13,2	18,2	21,7	14,2
Egyszerű (szakképzetlen) munkát végzők	8,0	6,6	9,7	8,5	7,7	9,4
<i>Foglalkoztatottak száma összesen (fő)</i>	<i>3 781 235</i>	<i>2 022 648</i>	<i>1 758 587</i>	<i>3 811 947</i>	<i>2 057 314</i>	<i>1 754 633</i>



Nyilvánvaló, hogy a társadalom rétegződési viszonyaiban egy év alatt nem történhetett olyan mértékű változás, mint amit a bemutatott táblázat tartalmaz. Ezek a változások döntő részben módszertani jellegűek, mégpedig abból adódóan, hogy a 2001. évi népszámlálás FEOR-93-on alapuló modelljét átültettük a FEOR-08 rendszerébe (lényegében a FEOR-93 és a FEOR-08 közötti fordítókulcs alkalmazásáról van szó). Az eredmények értékelésekor azonban nemcsak a nómenklatúra változásából eredő elmozdulásokat kell figyelembe venni, hanem annak a módszertani újításnak a hatását is, amit a KSH a MEF foglalkozási adatainak kódolására fejlesztett ki, és a FEOR-08 hatályba lépésével párhuzamosan vezetett be. 2011-től a foglalkozások kódolása egy saját fejlesztésű kódoló-rögzítő programmal történik, mely egy beépített, hétezer munkakört és a hozzájuk tartozó FEOR-08–ISCO-08<sup>6</sup> kód párt tartalmazó kódkereső alkalmazással segíti a szakértő kódolók munkáját. Ezen kívül a program a foglalkozás és az azzal összefüggő változók (ágazat, dolgozói létszám, irányítói tevékenység) közötti alapvető összefüggéseket is vizsgálja, és a figyelmeztetésekkel már ezen a szinten szűri az inkonzisztenciákat. Erős hangsúlyt helyeztünk a kódolás minőségének ellenőrzésére, így az egy-egy időszakra vonatkozó adatok belső konzisztenciájának és a foglalkozási struktúra időbeli stabilitásának vizsgálata mellett longitudinális elemzést is végeztünk, mely azt vizsgálta, hogy a módszertani újítás a várt minőségbeli javulást eredményezte-e.<sup>7</sup>

2010-hez képest némileg emelkedett a „Felső és középszintű vezetők, nagy- és közép vállalkozók” rétegébe tartozók aránya, melynek egyik oka, hogy a FEOR-08 megszüntette az 1. főcsoporton belül (Gazdasági, igazgatási, érdekképviseleti vezetők, törvényhozók) a „kisszervezeti vezetőket”, így az e foglalkozási csoportba tartozók részben „középszintű” vezetővé váltak.

A „Magasan képzett értelmiségiek, magas beosztású hivatalnokok, szakértők” társadalmi rétegébe tartozók aránya is emelkedett, 5,6-ról 6,2 százalékra. A FEOR-93 felülvizsgálatakor alapelvünk volt, hogy a 2. főcsoport (Felsőfokú képzettség önálló alkalmazását igénylő foglalkozások) és a 3. főcsoport (Egyéb felsőfokú vagy középfokú képzettséget igénylő foglalkozások) közötti párhuzamosságok csökkenjenek. Ezért a 3. főcsoportba tartozó pedagógusok, különböző alkotó- és előadóművészek, valamint kulturális foglalkozásúak egy részét a FEOR-08 átsorolta a 2. főcsoportba, melynek következtében megnőhetett az említett társadalmi rétegbe tartozók aránya. Ugyanezért

<sup>6</sup> International Standard Classification of Occupations (ISCO-08) (Foglalkozások Egységes Nemzetközi Osztályozási Rendszere)

<sup>7</sup> A MEF-minta 2010. IV. negyedévi és 2011. I. negyedévi közös részén vizsgáltuk a rögzített FEOR-93, illetve FEOR-08 szerinti kódokat azok esetében, akiknek az előző időszakhoz képest nem változott a foglalkozásuk. Azokban az esetekben, ahol a két nómenklatúra szerinti kódolás eredménye nem a fordítókulcs szerinti elvárt vagy – figyelembe véve a rendelkezésre álló információk esetleges elégtelenségéből eredő bizonytalanságokat – elfogadható tartományba esett, ott a munkaköri bejegyzés szintjén ellenőriztük a kódokat. A vizsgálat eredménye azt mutatta, hogy az új kódolási módszer a bejegyzett foglalkozások besorolása szempontjából nagyobb pontosságot biztosít.

csökkenhetett kis mértékben, 7,3-ról 7,0 százalékra az „Alsó szintű vezetők, alsó szintű értelmiségiek, beosztott hivatalnokok, magasan képzett technikai, irányítói foglalkozásúak” társadalmi rétegébe tartozók aránya, hiszen ebbe a társadalmi rétegfőcsoportba zömmel a FEOR-08 3. főcsoport foglalkozásai tartoznak.

Az „Egyéb technikai, irodai, szakképzett kereskedelmi, szolgáltatási foglalkozásúak” társadalmi rétegfőcsoportba tartozók aránya 23,2-ről 24,1 százalékra nőtt. Ennek egyik oka, hogy a FEOR-93 4. (Irodai és ügyviteli (ügyfélforgalmi) jellegű foglalkozások) és 5. (Szolgáltatási jellegű foglalkozások) főcsoportjából több foglalkozás sorolódott át a FEOR-08 3. főcsoportjába, és így némileg megemelkedett e társadalmi rétegfőcsoportba tartozók aránya. (Például a FEOR-93 5. főcsoportjába tartozó felvásárlók, kirakatrendezők, postai kézbesítők kikerültek ebből a főcsoportból, és átkerültek a FEOR-08 3., illetve 4. foglalkozási főcsoportjába.)

A FEOR-93 és a FEOR-08 közötti különbségek legnagyobb mértékben a „Betanított munkát végzők” társadalmi rétegfőcsoportját érintették, hiszen arányuk 2010 és 2011 között 20,1-ről 18,2 százalékra változott. Ennek hátterében az húzódhat meg, hogy a FEOR-93 felülvizsgálata igen erősen érintette a 7. (Ipari és építőipari foglalkozások) és a 8. (Gépkezelők, összeszerelők, járművezetők) foglalkozási főcsoportot. Ebben a két főcsoportban volt a legnagyobb mértékű a négy számjegyes foglalkozások összevonása (például a FEOR-93-ban a 7. főcsoportba még 120, a FEOR-08 ugyanazon főcsoportjába már csak 73 négy számjegyes foglalkozás tartozott). A FEOR-08 ebben az esetben is igyekezett a két főcsoport foglalkozásai között a párhuzamosságot megszüntetni. Továbbá igen jelentős hatása volt annak a változásnak is, hogy a magas képzettségű, felelősséggel bíró ún. folyamatirányító rendszerek kezelőinek jelentős részét a FEOR-08 a 3. főcsoportba tette át, így ez a jelentős létszámú foglalkozási csoport csökkentette a betanított munkát végzők számát és arányát.

Az „Egyszerű (szakképzetlen) munkát végzők” társadalmi rétegfőcsoportba tartozók aránya kissé emelkedett, 8-ról 8,5 százalékra nőtt. A FEOR-93 felülvizsgálata során figyelembe kellett venni, hogy a korábbiakhoz képest módosult az egyszerű, segédmunkás jellegű tevékenységek tartalma, megváltozott a fizikai munka jellege: ma már az egyszerű munkák végzéséhez (például takarításhoz) gépi berendezések működtetése szükséges, és a bizonyos fokú betanulást, képzettséget igénylő egyszerű munkák is terjedőben vannak. Ezért a FEOR-93 5. és 7. főcsoportjából néhány foglalkozást (például raktárkezelők, útépitők, díjbeszedők) a FEOR-08 a 9. főcsoportba sorolt át.

## 5. Összegzés

A 2001. évi népszámlálás társadalmi rétegződés-modelljének FEOR-08 szerinti átalakítása eredményesnek tekinthető, de további vizsgálatok szükségesek annak

megállapítására, vajon azok a kisebb-nagyobb arányeltolódások, melyek a FEOR-93 és FEOR-08 közötti különbségekből előálltak, milyen módon befolyásolják a társadalom rétegződésével kapcsolatos információk értékelését, és az átalakított rétegződési modellnek a 2011. évi népszámlálás adatbázisára történő adaptálását.

Mindazonáltal, a 2001. évi népszámlálás rétegződési modelljének a MEF adatbázisára történő alkalmazása lehetővé teszi azt, hogy röviden összefoglaljuk a magyar társadalom, ezen belül a foglalkoztatottak rétegződésében bekövetkezett, a 2000-es évekre jellemző változásokat.

## Irodalom

- BERGER V. [2013]: A társadalmi struktúra-elemzés dilemmái és eldöntendő kérdései. *Statistikai Szemle*. 91. évf. 3. sz. 306–313. old.
- BUKODI E. – ALTORJAI SZ. – TALLÉR A. [2005]: *A társadalmi rétegződés aspektusai*. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest.
- BUKODI E. – FÓTI J. – LAKATOS M. – ZÁHONYI M. [1999]: *A foglalkozási rétegződés modelljei*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BUKODI E. – KOVÁCS M. – ZÁHONYI M. [2004]: *A háztartások rétegződése*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BUKODI E. – ZÁHONYI M. [2004]: *A társadalom rétegződése*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HUSZÁR Á. [2013a]: Foglalkozási osztályszerkezet (I.) – Elméletek, modellek. *Statistikai Szemle*. 91. évf. 1. sz. 31–56. old.
- HUSZÁR Á. [2013b]: Foglalkozási osztályszerkezet (II.) – Az osztályozás problémái. *Statistikai Szemle*. 91. évf. 2. sz. 117–131. old.
- RÓBERT P. [2013]: Társadalmi rétegek, osztályok vizsgálata a 2011. évi népszámlálás adatain. *Statistikai Szemle*. 91. évf. 3. sz. 314–319. old.
- RÓBERT P. [2009]: Stratification and Social Mobility. In: *Immerfall, S. – Göran, T.* (eds.): *Handbook of European Societies*. Springer. New York.
- TARDOS R. [2013]: Hozzászólás Huszár Ákos: Foglalkozási osztályszerkezet (I–II.) című tanulmányához. *Statistikai Szemle*. 91. évf. 3. sz. 320–323. old.
- VASTAGH Z. [2013]: A társadalomszerkezet vizsgálata a népszámlálási adatokon – Lehetőségek és kihívások. *Statistikai Szemle*. 91. évf. 4. sz. 424–436. old.

## Beszámoló az „Infláció régen és ma” című szakmai vitáról

A Magyar Statisztikai Társaság Gazdaságstatisztikai Szakosztálya és a Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai és Jövőkutatási Tudományos Bizottság Statisztikai Albizottsága 2013. április 25-én „Infláció régen és ma” címmel szakmai vitát tartott a Központi Statisztikai Hivatal Keleti Károly-termében. Az ülés napirendjén két előadás és az azokat követő viták szerepeltek.

A nagy számban megjelent hallgatóságot *Szabó Péter*, a KSH főosztályvezetője, a szakosztály elnöke köszöntötte.

Elsőként *dr. Marton Ádám*, a KSH ny. osztályvezetője tartott előadást „Az elmúlt évtizedek inflációjáról” címmel, melyben azt a különleges kérdést járta körül, hogy az inflációt, az ún. „pénzromlást” jogosan tartja-e a lakosság negatív jelenségnek. Az előadó az inflációt a bérek emelkedésével és a fogyasztói piac változásaival, az életszínvonal emelkedésével párhuzamba állítva mutatta be a rendelkezésre álló, több évtizedes statisztikák alapján. A hosszú idősorok arról tanúsítottak, hogy az árak növekedését a bérek emelkedése is követte; egyhavi fizetésünkől legalább ugyanannyi terméket vehetünk, mint évtizedekkel ezelőtt. Ráadásul ezek a termékek a technikai fejlődés következtében még jobbak, több értékkel rendelkeznek. A nominális növekedésből tehát nem következtethetünk arra, hogy a pénz romlott, „rossz”. Csupán a készpénz, a nem kamatozó megtakarítás vásárlóértéke romlik az infláció mértékével.

A kismértékű infláció, a termékek és szolgáltatások általános, szolid áremelkedése az egészségesen fejlődő gazdaságban kifejezetten kívánatos, hiszen ez teszi lehetővé az elkerül-

hetetlenül szükségessé váló belső strukturális korrekciókat.

A pénz minőségét (jó vagy rossz pénz) tehát nem a névértéke határozza meg, hanem az ár-bér-olló, a felhasználhatóság, a választék-bővülés, a konvertálhatóság, a nemzetközi pénzüpiaci helyzet. Ennek ellenére több európai ország is döntött már úgy az utóbbi évtizedekben, hogy denominálja nemzeti valutáját. Így jártak el többek között Finnországban, Franciaországban, Lengyelországban és Oroszországban is. Olaszországban az euró 2002-es bevezetése oldotta meg a helyzetet, ahol ekkor már 500 ezer lírás bankjegy is létezett.

Az érdekes okfejtés végén *dr. Marton Ádám* egy korabeli zenével aláfestett rövid vetítéssel illusztrálta, hogy az elmondottakon túl miért nem érdemes pénzt készpénz formájában őrizni: a régi pénz egy idő elteltével nem is használható, azt ugyanis (gyakran) kivonják a forgalomból, és a helyére új bankjegy, pénzérme lép. A vetítés alatt mindenki kedvére nosztalgizálhatott, ki-ki életkora szerint belépve a rácsodálkozók sorába: igen, ilyen tíz-, húszforintost én is használtam!

Az előadást követő vitában *dr. Marton Ádám* válaszolva egy felszólaló kérdésére elmondta, különleges időszak az 1958 és 1968 közötti, hiszen akkor központi árszabályozás volt. Az árjegyzéki árak nem változtak, ezért szinte nem volt infláció. Ugyanakkor meg kell jegyezni, hogy csak az alapvető élelmiszerek voltak folyamatosan kaphatók árjegyzéki áron. Ezzel együtt a GDP és az életszínvonal növekedése is több mint 100 százalék volt ebben az időszakban, nempiaci körülmények között.

Ebben természetesen a háború, a pusztítás utáni alacsony szintű bázis is közrejátszott.

*Dr. Horváth János* közgazdász hozzátette, hogy az életszínvonal emelkedett, mikor infláció volt. Az infláció tette lehetővé ugyanis a termelés bővítését. Magyarország példaértékűen járt el a hiperinflációs időszakban: a pénzt befektetésekre, a termelőeszközök bővítésére használták fel a második világháború utáni új-jáépítés során. Az új termelőeszközökkel létrehozott termékekkel bővült a választék, ami segítette az infláció megfékezését.

*Bauer Péter*, az MNB munkatársának véleménye szerint azonban az inflációnak olyan nem elhanyagolható költségei is vannak, mint például az átárzás, a befektetések elhelyezési költsége. A szerződéseket nominálisan kötik; magas infláció mellett a piaci szereplők nem szívesen kötnek hosszú távú szerződéseket.

Szabó Péter felvetette a minőségi jellemzők kiszűrésének kérdését az árváltozásból. *Dr. Marton Ádám* elmondta, hogy ez a láncozás problémájához vezet vissza, hiszen egy idősor eleje és vége között 30 év elteltével szinte semmi közös nincs. Figyelembe kell azonban venni a technikai fejlődést: a korszerűtlen termékek egy idő után nem keresettek, eltűnnek a piacról. 1974-ben egy Moszkvics személyautó például 80 000 Ft-ba került. Ez az összeg ma 3,5 millió forintnak felel meg, amiért egy Suzukit lehet venni. A mai Suzuki természetesen lényegesen jobb felszereltséggel rendelkezik, mint az akkori Moszkvics, így az árak nehezen összehasonlíthatók. A probléma kezelése alapkérdés, mely örökzöld téma; talán soha nem fog nyugvópontra jutni.

Az első előadást lezáró vitát követően *Mináry Borbála*, a KSH osztályvezetője „Napiaink kihívásai az inflációszámításban” című előadásában az adatgyűjtés modernizálásáról, a felhasználói igények bővüléséről, a fejlődési irányokról az Európai Unióban, valamint az alternatív fogyasztói árindexekről beszélt.

Minden statisztika, így a fogyasztói árindex számításának is kulcskérdése a megfelelő alapadatokhoz való hozzájutás. Az áradatak gyűjtése jelenleg papíralapú kérdőíveken történik, mely a mai világban már túlhaladottnak tekinthető. Folyamatban van az a fejlesztés, aminek eredményeképpen az összeírók az árakat PDA-készülékeken (personal digital assistant – digitális személyi asszisztens elnevezésű kézisámítógépeken) rögzítik majd. Az árak az elektronikus eszköz segítségével azonnal az adatbázisba kerülnek, megtakarítva az adatrögzítési munkát.

Az előadó az adatgyűjtés modernizálásának további lehetőségeként ismertette az ún. szkeneradatgyűjtést, mely lényegében a kasszaadatok átvételét jelenti; valamint az internetről történő automatizált árlegyűjtést. Európában már több ország használja a fogyasztói árindex számításában a szkeneradatokat, Norvégia például az élelmiszerek és a nem alkoholos italok csoportjában 14 ezer termékre havonta 300 ezer ármegefigyelést tud regisztrálni ily módon.

Ami a felhasználói igényeket illeti, az Európai Unió előírja a harmonizált fogyasztói árindex számítását a tagországok közötti nemzetközi összehasonlítás biztosítása érdekében. A harmonizált fogyasztói árindexnek nagy jelentősége van, hiszen a maastrichti konvergencia-kritériumok egyik mutatója az árstabilitás. Ennek értelmében a tagországok inflációs rátája nem haladhatja meg a három legalacsonyabb mutatóval bíró tagország inflációs rátájának átlagát 1,5 százalékpontnál nagyobb mértékben.

Új igényként jelentkezett az Eurostat részéről 2008-ban a termékszintű átlagárak összehasonlítása a tagállamok között. A fejlesztés ezen a téren folyamatos. Míg 2008-ban csak 66 termékre és szolgáltatásra kellett átlagárát szolgáltatnia a KSH-nak, addig 2013-ra ez a szám 156-ra nőtt. Az eredményekről az Eurostat – legutóbb 2012 decemberében – kísérleti kiadványt adott ki, mely a honlapján elérhető.

Szintén új kezdeményezés az élelmiszer-termékpálya követése, mely a mezőgazdasági, az ipari termelői és a fogyasztói árak alakulását veti össze az egyes tagországokban. A vizsgálat eredményei megtalálhatók az Eurostat adatbázisában.

A „hagyományos” harmonizált fogyasztói árindex mellett számos más fogyasztói árindex számítása is szükséges a gazdasági folyamatok elemzéséhez, a gazdasági döntések alapos előkészítéséhez. Ilyenek a maginfláció, a változatlan adótartalmú fogyasztói árindexek, a hatósági áras termékek és szolgáltatások fogyasztói árindexe, a gyakran vásárolt termékek fogyasztói árindexe. Egyre nagyobb az igény a gyorsbecslésre is.

A gyorsaság mellett örökzöld téma a tiszta árváltozás kimutatása, azaz a minőségi változások kezelése, illetve ezek kiszűrése a fogyasztói árindexből.

Mináry Borbála előadásában kitért a lakásárindex problémájára is. A lakosság kiadásai között egyre nagyobb hányadot tesznek ki a lakhatási (rezszi-) költségek mellett a lakásszerzéssel kapcsolatos költségek. Az utóbbi évtizedben igény mutatkozott – főleg a bankok részéről – egy olyan lakásárindexre, mely a lakásvásárlás összes költségét (a vételáron felül az ügyvédi díjat, a közjegyzői díjat, a biztosítási díjat stb.) hivatott tartalmazni. Jelenleg egy olyan mutató készült és érhető el az Eurostat honlapján, mely a használt és az új lakások vételárának változását összevontan tartalmazza. Ezt a KSH negyedévente számítja. A lakásvásárlással kapcsolatos egyéb költségek indexének fejlesztése pedig folyamatban van.

Az előadást követő vitában *dr. Telegdi László*, a KSH ny. szakmai tanácsadója kifejtette azon véleményét, miszerint az árindex kevésbé függ attól, hogy hány termék van a fogyasztói kosárban. Mint vizsgálatai bizonyították, a dolgok összefüggnek; ezért felesleges és meglepő, hogy Norvégiában ilyen sok ter-

mék árát használják fel a fogyasztói árak kiszámításánál.

Mináry Borbála e felvetés kapcsán elmondta, hogy a megfigyelt termékek és szolgáltatások számát illetően eddig valóban a csökkentés volt a cél, elsősorban a költségek miatt. A Magyarországon jelenleg használt mintegy 1 000 darab reprezentáns általában a többi országra is jellemző. A szkenneradatok mellett komoly érvek szólnak: az összeírónak nem kell kimennie a boltba, ami költségmegtakarítást jelent; nem fordulhat elő, hogy tévesen más termék árát írja fel, mint az előző hónapban, mert az az EAN- (European article number – európai gyártmány-) kódjával egyértelműen azonosítható. A harmadik érv, hogy ily módon nem egy adott napon érvényes árat figyelni meg, hanem egy időszak átlagárát az adott termékre. Ez az ár realisabb a napinál, mivel közismert, hogy az akciós termékek forgalma megnő. A túl sok adat pedig nem feltétlen hátrány, ha a számítástechnikai háttér megoldott. A probléma inkább az adatszolgáltatói hozzáállásban van.

A következő hozzászóló szerint a szkenneradatokkal kapcsolatban aggály merül fel a súlyozás területén. Az előadásban elhangzott, hogy a nagy áruházláncok a piac 40 százalékát fedik le. Innen nagy mennyiségű adat érkezne, a többi, 60 százalékot kitevő piaci szereplőre vonatkozóan azonban csak hagyományos úton beszerzett adatok lennének elérhetők, továbbra is kis számban.

Mináry Borbála az észrevételre reagálva úgy nyilatkozott, hogy meg kell különböztetni az átlagár és az index esetét. Az átlagár az a módszer valóban jelentősen torzíthatja. Az index esetében azonban nem változik az eredmény csak attól a ténytől, hogy a viszonyszám mögött hány konkrét adat áll.

Dr. Telegdi László a minőségi változások kiszűrése kapcsán megemlítette, hogy sokszor a gyengébb, kevesebb értékkel bíró cikk eltü-

nik a polcokról, helyébe magasabb minőségű termék kerül, amit a vevő kénytelen magasabb áron megvenni. Ugyanakkor előfordulhat, hogy a termékbe beépített pluszérték az adott vevő számára teljesen értéktelen, felesleges.

Mináry Borbála válaszában kifejtette, hogy a minőségi változások kezelése valóban nagy probléma, főleg a műszaki cikkeknel, ahol a gyors technikai fejlődés következtében előfordul, hogy már egy éven belül sem kapható egy adott készülék ugyanolyan felszereltséggel, hanem „egyre többet tud”. Kezelés nélkül az árinдекс felfelé torzítana ezekben az esetekben. Létezik azonban olyan módszer, mely lehetővé teszi az árkiigazítást a negatív irányba.

Dr. Marton Ádám az előadásban elhangzottakra utalva felvetette, hogy amennyiben az Eurostat több variációt is megenged az árinдекс számításának módszerére vonatkozóan, érdemes lenne kiszámítani az indexet 2-3 alternatív módon. Érdekes lenne megtudni, milyen egyéb eredményeket zárunk ki.

Mináry Borbála válaszul ismertette, hogy az Eurostat csak az átlagár számításánál megengedőbb. Az árinдекс esetén kötelezően előírt az indexformula, a referencia-időszak, a referenciaév. Magyarországon a súlyozáshoz a  $T-2$  időszakot használjuk. Érdekes felvetés, hogy mi történne, ha  $T-1$  évi súlyozást alkalmaznánk. Igaz, hogy egy év alatt általában nem szokott a lakosság fogyasztási szerkezete jelentősen átalakulni, de a válság idején például az autót vásárlások annyira visszaestek, hogy 2010-ben szakértői becslés alapján a  $T-2$  év helyett a  $T-1$  év fogyasztási adatait használtuk.

Dr. Marton Ádám új termékek felvételére vonatkozó kérdésére válaszolva Mináry Borbála elmondta, hogy egy-egy új termék, szolgáltatás beillesztése a fogyasztói kosárba nem egyszerű feladat. Az utóbbi években a vizitdíjat, a tandíjat kellett felvenni a listára. Ezeknek a reprezentánsoknak nincs az előző időszakra vonatkozó ára. Az árnövekedés meghatározá-

sára létezik azonban egy módszertani megoldás, mely az index képzésénél azt használja fel, hogy a várt bevétel összességében milyen inflációt gerjeszt.

Az új termékeknel figyelni kell arra is, hogy azok a megfelelő időben lépjenek be, és az életciklusuk végén időben kerüljenek ki a fogyasztói kosárból. A megjelenéskor ugyanis túlságosan magas az ár, majd hirtelen esni kezd; a legvégén pedig irreálisan alacsony. A modern technikai eszközöknél továbbá sokszor már az is fejtörést okoz, hogy a termék melyik csoportba kerüljön. Egyes mobiltelefonoknál például nehéz eldönteni, hogy inkább távközlési vagy inkább számítástechnikai eszközök-e. De ez csak besorolási kérdés; ha a termék a kosárban van, akkor már részt vesz az árinдекс képzésében.

A rétegárinдексekkel kapcsolatos kérdésre válaszolva Mináry Borbála elmondta, hogy a legnagyobb figyelmet a nyugdíjas fogyasztói árinдекс kapja, hiszen az őszi kiegészítő nyugdíjmelés mértéke ettől is függ. A nyugdíjasok fogyasztási szerkezete jelentősen eltér a teljes lakosság fogyasztási szerkezetétől – például a rezsi jóval nagyobb súllyal szerepel benne. Meglepő lehet, hogy az index mégsem tér el jelentősen a teljes lakosságra számítottól: nagy különbség ugyanis csak akkor tapasztalható, ha az egyes termékcsoportokban az áralakulás jelentősen eltér az átlagostól.

A lakosság egyéb rétegeire számított fogyasztói árinдексre inkább elemzők részéről mutatkozik igény.

Szabó Péter zárszavában az ülést érdekesnek és hasznosnak nyilvánította. A rendezők nevében megköszönte az előadók munkáját, a vitában résztvevők aktivitását, és bezárta az ülést.

**Schindele Miklósné,**

a KSH főtanácsosa

E-mail: Miklosne.Schindele@ksh.hu

## Beszámoló az első magyar könyvtárosnő életéről és munkásságáról, a „Nők új pályán” címmel tartott rendezvényről

A „Könyvtári esték” sorozat keretében 2013. március 19-én tartott rendezvényt *dr. Fülöp Ágnes*, a KSH Könyvtár főigazgatója nyitotta meg. Bemutatta a beszélgetés résztvevőit, *Fabó Editet*, az ELTE Egyetemi Könyvtár főkönyvtárosát, *Gráberné Bősze Klárát* ny. könyvtárostanárt és *Lakatos Miklóst*, a KSH szakmai főtanácsadóját, majd köszöntötte a hallgatóságot. Lakatos Miklóssal kapcsolatban megemlítette, moderátori felkérésében szerepet játszott az a körülmény, hogy családja *Czeke Mariannéval* rokoni kapcsolatban volt.

Lakatos Miklós ezt követően a családi gyökerekről, az első magyar könyvtárosnő életéről szólt.

Czeke Marianne 1873. október 18-án született Sopronban. Apja, aki a Monarchia katonatisztje volt, korán meghalt, így anyjával és hűgával Sopronban telepedett le. Később Budapestre költöztek. Czeke Marianne nem ment férjhez, de szoros kapcsolatot tartott testvére családjával, és együtt élt édesanyjával. Élete vége felé, mikor elhatalmasodott a betegsége, a szomszédságban élő húga családja gondozta. 1942-ben, 69 évesen halt meg.

A résztvevők szót váltottak Czeke Marianne iskolai éveiről és a továbbtanulásért, valamint az egyetemi végzettség megszerzéséért folytatott küzdelmeiről is.

Gráberné Bősze Klára elmondta, Czeke Marianne Sopronban német és osztrák iskolákban sajátította el az elemi tudnivalókat, majd a soproni felső leányiskolában folytatta tanulmányait, de csak öt osztályt végezhetett el, mert édesanyja nem engedte továbbtanulni. Az volt a véleménye, hogy egy olyan társadalmi státusú leány, mint ő, elég, ha a

nyelvek, az irodalom és a zene területén képezi magát, illetve felkészül a feleség és a családanyai szerepre. Czeke Marianne azonban más utat választott. 1896-ban, 23 évesen tanulmányútra ment Angliába, majd Franciaországba. Sok élménnyel és tapasztalattal gazdagodva tért haza, s két év leforgása alatt mint első nő tette le az érettségét a soproni Szent Benedek Rend főgimnáziumában. Érettségi után, 28 éves korában beiratkozott Budapesten a Tudományegyetem Bölcsészettudományi Karának latin-görög szakára, de közben a görög nyelv helyett a francia-német szakcsoportot vette fel, és négy év múlva *summa cum laude* doktorrá avatták. 32 éves volt ekkor. Első munkahelye az Országos Nőképző Egyesület Leánygimnáziuma volt, ahol francia nyelvet tanított.

A beszélgetés a továbbiakban arra az érdekes kérdésre terelődött, hogy milyen hatásokra térhetett el Czeke Marianne az akkor divatos, hagyományos női szereptől, s vállalta az önállóvá vágyó nő küzdelmeit a férfiak által uralt munka világában. Fabó Edit véleménye szerint a konvenciók elleni lázadásban egész életére kiható élmény volt az említett utazás, mikor tíz hónapra Angliába utazott; de megfordult Skóciában, Belgiumban, Bajorországban is, és több hónapot tartózkodott Franciaországban. Angliában időzve felismerte az országnak azt az ellentmondásosságát, hogy a kíméletlen gyarmatszerző hatalom milyen hatékony és jól szervezett segélyakciókat bonyolít le, illetve hogy a nőmozgalomnak milyen jelentős szerepe van a közéletben és a politikában. Személyes életében fordulópont volt a nemzetközi női tanulóifjúsággal tartott kapcsolata. Megismerkedett a német nőmozgalom je-



les képviselőjével, *Käte Sichermache*-rel. Czeke Marianne egyetemi tanulmányai alatt Magyarország első leánykollégiumának, a Wlasics-kollégiumnak a tagja lett. A kollégium vezetője, *dr. Láng Margit* tevékenysége, különösen „Az egyetem és a nők” című tanulmánya nagy hatást gyakorolt rá. Ebben az értekezésben szó van a nők továbbtanulásának jelentőségéről és a női szerepek változásáról. Czeke Marianne 1918-ban alapító tagja volt a Magyar Asszonyok Nemzeti Szövetségének. 1925-ben pedig részt vett az Egyetemet és Főiskolát Végzett Magyar Nők Egyesületének létrejöttében. Barátnői és a nőmozgalmi ismeretségi körébe tartozók jobbára a középszálybeli Wlasics-kollégium tagjaiból verbuválódtak, akik elhatárolódtak a radikális nézeteket valló feministáktól, és a női érdekek megvalósulását alapvetően a hagyományos sztereotípiák keretei között, konzervatív formában képzelték.

A beszélgetés témája ezt követően Czeke Marianne könyvtárosi pályájáról szólt.

Grábelné Bősze Klára érzékeltette, hogy bár Czeke Marianne tanárként is kiváló teljesítményt nyújtott, már pedagógusi pályája elején szembesülnie kellett hallásromlásának oly mértékével, ami komoly akadályt képezte tanári tevékenységének. Ezért pályamódosításra kényszerült, és az alkatának, széleskörű műveltségének, illetve sokoldalú nyelvtudásának megfelelő könyvtárosi hivatást választotta. 33 éves volt, amikor 1906-ban az Egyetemi Könyvtár igazgatója, *Ferenczi Zoltán* kinevezte első női könyvtárosnak, illetve könyvtárörnek, de a kinevezést jóváhagyó Könyvtári Bizottság kijelentette, hogy ebből rendszert nem csinál, csak kivételes esetről van szó tekintettel a jelölt felkészültségére, rátermettségére. A mából visszatekintve, amikor a könyvtárosi munkát döntő többségében nők végzik, érzékelhetjük, hogy milyen nehéz volt az a küzdelem, amelyet Czeke Marianne folytatott a női

könyvtárosi munka és a tudományos tevékenység elismeréséért. Jellemző a korra, hogy Czeke Mariannét 1906-ban fizetés nélküli könyvtártszti beosztásba vették fel, és csak 1909-ben sorolták be a IX. fizetési osztályba. De ezt követően is folyamatosan küzdenie kellett azért, hogy előmenetele a hasonló szaktudású és korú férfiakétól ne maradjon el. A könyvtárban az 1910-es években a könyvkötésekért felelt, azaz az újonnan beszerzett, illetve az állományban lévő kiadványokat kötésre készítette elő. Emellett pótolta az olvasótermi katalógust, gondozta a Shakespeare-gyűjteményt, amelynek kiegészítésére írásbeli javaslatot tett. Az utóbbi könyvtári munka is inspirálta, hogy bekapcsolódjon a Magyarországon folyó Shakespeare-kutatásokba. Tanulmányt tett közzé a nagy angol drámaíró összes színművét magyarra fordító *Lemouton Emília* életéről és munkásságáról. A könyvtári munka során hasznosítani tudta a Bibliothek Nationale-ban szerzett könyvtári ismereteit, valamint kiváló latin, görög, német, francia és angol nyelvismertét. 1926-ban az egyetemi könyvtár igazgatóját, *Ferenczi Zoltánt* – akivel Czeke Marianne igen jó kapcsolatban volt – nyugdíjazták. *Pasteiner Ivánnal*, az új igazgatóval viszont sok vitája volt, s emiatt 1928-ban kérte áthelyezését az Országos Tanügyi és Pedagógiai Könyvtárhoz. Czeke Marianne feladata itt a szakrend kidolgozása, a szakkatalógus kiépítése volt. Az 1930-as évek gazdasági válsága is közrejátszott abban, hogy *Hóman Bálint* kulturális miniszter – akivel egyébként Czeke Marianne jó barátságot ápolt – hozzájárult ahhoz, hogy *Pasteiner Iván* megszüntesse az Országos Tanügyi és Pedagógiai Könyvtárat, és könyvvállományát a nagy könyvtárak között szétossza. A könyvtár megszüntetése után Czeke Mariannét 1934-ben kinevezték a Magyar Nemzeti Múzeum Könyvtárába, az Országos Széchényi Könyvtárba (OSZK) mint főkönyvtárost, illetve címzetes főigazgatót. Az OSZK-ban azonban már

nem dolgozott, megromlott egészségi állapotára tekintettel nyugdíjazták.

A rendezvényen ezután arra terelődött a szó, hogy Czeke Marianne a könyvtárosi tevékenysége mellett komoly kutatói munkát is végzett; különösen a pedagógiai, történelmi munkássága emelendő ki. Fabó Edit elmondta, hogy Czeke Marianne az 1920-as években a Magyar Kisdédóvó megteremtőjének, *gróf Brunszvik Teréz*nek az életével kezdett foglalkozni. A XX. század eleji vezető kultúrpolitikai körökben egységes vélemény uralkodott gróf Brunszvik Teréz vitathatatlan érdemeiről. Ezért 1907-ben a Magyar Pedagógiai Társaság pályázatot írt ki egy, a grófnő életét bemutató korszerű műre, a pályázatot azonban 1912-ben fel kellett függeszteni, mert nem állt rendelkezésre megfelelő levéltári forrás. Czeke Marianne tárgyválasztása érthető volt, mikor az önálló értelmiségi dolgozó nő példaképének tartott gróf Brunszvik Teréz életének és munkásságának kutatásával kezdett foglalkozni. Az életrajz megírásához szükséges források feltárását pedig izgalmas kutatói feladatnak tekintette. A téma aktualitását az 1928-as évet tekintve az első óvodaalapítás centenáriuma adta. Kutatómunkájának eredményéről már 1926-ban két rövidebb írást tett közzé. Brunszvik Terézt és hűgát, *Josefint* szülei szeretetteljes légkörben nevelték. Apjuk, *Brunszvik Antal* lelkesedett a magasztos eszmékért és a szabadságért, mely meghatározta a leánytestvérek nevelését, zenei tanulmányait, nyelvtanulásukat, illetve olvasmányélményeiket, s olyan emberek forogtak körülöttük, mint *Beethoven*. Ez utóbbi okán került kapcsolatba Czeke Marianne *Romain Rolland*dal, a jeles francia íróval, aki ebben az időben írta híres *Beethoven-életrajzát*. Az összes addigi, *Beethoven* életével foglalkozó kutatót nagyon

izgatta a „halhatatlan kedves” kiléte; a témában tájékozódást jelentő, addig használt *Brunszvik*-források azonban megbízhatatlanok voltak. (Volt olyan vélemény ugyanis, hogy az valamelyik *Brunszvik*-lány lehetett.) Czeke Marianne ezért felajánlotta segítségét, és az 1927–1928. években, többek között, erről a témáról is intenzív levelezésbe kezdett *Romain Rolland*dal. E levelezés fontosabb részei 1966-ban a Magyar Tudományos Akadémia vonatkozó kiadványsorozatában meg is jelentek. Czeke Marianne közben elkészült a *Brunszvik Teréz*-féle naplók és feljegyzések kritikai kiadásának első kötetével, bár az évek során sok nehézséget kellett legyűrnie, hogy sokévnnyi kutatásának eredményei megjelenjenek. Áldozatos küzdelme végül eredménnyel járt, és a Magyar Történelmi Társulat 1938-ban kiadta a „*Brunszvik Teréz* grófnő naplói és feljegyzései” című nagy munkájának első kötetét.

Czeke Marianne teljesítményét már a kortársak is elismerték. A *Magyar Női Szemle* sorozatot közölt „Kilenc magyar kiváló asszony” alcímmel, melyben Czeke Mariannét is felkérték, hogy nyilatkozzon pályájáról, küzdelmeiről és eredményeiről.

Az első magyar könyvtárosnőről szóló beszélgetésbe a hallgatóság is bekapcsolódott, és a résztvevők egyetértettek abban, hogy sok érdekes, újdonságot jelentő ismerettel gyarapodtak. *Fülöp Ágnes* ezt követően megköszönte a részvételt, és a hallgatóságot arra biztatta, hogy kísérjék figyelemmel, illetve érdeklődésüknek megfelelően vegyenek részt a KSH Könyvtár által szervezett Könyvtári esték rendezvényeken.

**Dr. Lakatos Miklós,**

a KSH szakmai főtanácsadója

E-mail: Miklos.Lakatos@ksh.hu

## Beszámoló a társadalomstatisztikai felhasználói fórumokról\*

*Dr. Németh Zsolt*nak, a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) elnökhelyettesének a kezdeményezésére a hivatal a területi főosztályok bevonásával társadalomstatisztikai felhasználói fórumokra invitálta az érdeklődőket. A 2012. november és 2013. március között lezajlott rendezvénysorozat célja az volt, hogy a potenciális felhasználók, azon belül is kiemelten az egyetemek és a kutatók, betekintést nyerjenek a KSH egyedülálló társadalomstatisztikai adatgyűjteményébe, s ezen keresztül képet kapjanak hazánk társadalmi folyamatairól, a magyar társadalom állapotáról, szokásairól.

A fórumokon a hivatal munkatársai 10-10 perces előadásokban mutatták be a társadalomstatisztika főbb területeit és az ezekhez kapcsolódó legfontosabb adatgyűjtéseket. A résztvevők tájékoztatást kaptak arról is, hogy milyen hozzáférési formák segítségével használhatják a hivatal adatbázisát.

A rendezvényekhez kapcsolódóan a Statisztikai Hivatal együttműködési lehetőséget kínált az egyetemek számára annak érdekében, hogy szakembereik, hallgatóik kutatásokat és elemzéseket végezhesenek az adatbázis felhasználásával. A fórunsorozat keretében a hivatal együttműködési megállapodást kötött a Miskolci Egyetemmel és a Szegedi Tudományegyetemmel.

A helyszíneken nagy érdeklődés fogadta a KSH munkatársait, megkönnyítve ezzel a szakértőkből álló csapat számára a korai indulással és a többórás utazással járó feladatot. A témák és a szakértők a következők voltak: Bevezető (dr. Németh Zsolt); Mód-

szertani kérdések, kutatószoba, távoli hozzáférés (*Nagy Beáta, Vereczkei Zoltán* (Módszertani főosztály)); Népszámlálási tájékoztatási koncepció (*Kovács Marcell* (Népszámlálási főosztály)); Népmozgalmi adatok (*Branyiczkiné Géczy Gabriella, Kamarás Ferenc* (Népesedési és szociális védelmi statisztikai főosztály)); Munkaerő-felmérés (*Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet, Váradi Leventéné, Kadlecik Roland* (Életmód-, foglalkoztatás- és oktatásstatisztikai főosztály)); Oktatás (*Janák Katalin, Lukácsné Szabó Gerda, Branstetter Tímea* (Életmód-, foglalkoztatás- és oktatásstatisztikai főosztály)); Háztartási Költségvetési és Életkörülmények Adatfelvétel (*Ménesi Éva, Huszár Ákos* (Életmód-, foglalkoztatás- és oktatásstatisztikai főosztály)); Időmérleg (*Grábics Ágnes* (Miskolci főosztály)); A lakosság utazási szokásai (*Kovács Csaba, Gilyán Csaba* (Külkereskedelem-statisztikai főosztály)); Európai lakossági egészségfelmérés (*Tokaji Károlyné, Boros Julianna* (Népesedési és szociális védelmi statisztikai főosztály)); Nonprofit adatfelvétel (*Nagy Renáta, Sebestény István* (Népesedési és szociális védelmi statisztikai főosztály)); Lakáspiaci tranzakciók (*Székely Gáborné, Lehoczki-Krsjak Adrienn* (Népesedési és szociális védelmi statisztikai főosztály)); Tájékoztatási adatbázis (*dr. Bódiné Vajda Györgyi* osztályvezető (Tájékoztatási főosztály), *Antoni Soma* osztályvezető (Informatikai főosztály)).

A sorozat 2013. március 12-én megtartott budapesti záróeseményét *dr. Kertesi Gábor*

\* Az előző számunkban félreérthető módon jelent meg a társadalomstatisztikai felhasználói fórumokon elhangzott előadások felsorolása. Ezért ismét közöljük a helyesbített beszámolót.

előadása színesítette, aki a kutatószobában hozzáférhető adatok felhasználásával készült kutatási eredményeiről számolt be a közönségnek. Dr. Németh Zsolt a rendezvény zárásaként röviden értékelte a felhasználói fórum-sorozatot, és megköszönte a meghívottak rész-

vételét, valamint a munkatársaknak a kiváló előadásokat.

### **Keszler Ágnes,**

a KSH osztályvezetője

E-mail: Agnes.Keszler@ksh.hu

## Hírek, események

**Kinevezés.** *Fülöp Ágnes*, a KSH Könyvtár főigazgatója 2013. május 1-jei hatállyal *Rózsa Dávidot* a könyvtár osztályvezetőjének nevezte ki.

**„A statisztika nemzetközi éve, 2013”** (Statistics2013) elnevezésű világméretű kezdeményezést, melyet az Amerikai Statisztikai Társaság, a Nemzetközi Statisztikai Intézet ((ISI) és a Bernoulli Társaság), a Matematikai Statisztikai Intézet, a Királyi Statisztikai Társaság, illetve a Nemzetközi Biometriai Társaság hívott életre, közel 2000 szervezet támogatja. Ennek keretében az ISI felkérte a nemzeti statisztikai hivatalokat és a statisztikai társaságokat, hogy széles körű társadalmi összefogással ünnepeljék meg a statisztika nemzetközi évét. A Központi Statisztikai Hivatal a Magyar Statisztikai Társasággal együttműködve hívja fel különféle programokkal a figyelmet egyrészt a statisztika fontosságára, másrészt arra, hogy a statisztika miként tudja segíteni a globális kihívásokra adandó válaszok kidolgozását. Olvasóink a statisztika nemzetközi évről a [www.statistics2013.org](http://www.statistics2013.org) honlapon kaphatnak információt.

**Az Európai Statisztikai Rendszer (ESR) tagjai és a Központi Bankok Európai Rendszere (KBER) tagjai** közötti együttműködésre irányuló egyetértési megállapodást (Memorandum of Understanding) írtak alá 2013. április 22-én. Az ESR és a KBER eddig is szoros együttműködést folytatott az európai statisztikai

kákról szóló rendelet alapján az adatszolgáltatási teher mérséklése és az európai statisztikák előállításához szükséges koherencia biztosítása érdekében.

Az új megállapodás fő célja a kölcsönös együttműködés növelése az ESR és a KBER mint európai statisztikákat előállító szervezetek között. E cél megvalósításához stratégiai és operatív együttműködés egyaránt szükséges. A stratégiai összefogás érdekében létre kell hozni az Európai Statisztikai Fórumot. A Fórum biztosítja az ESR és a KBER statisztikai tevékenységére vonatkozó információk cseréjét, tárgyal a prioritások kijelöléséről és tanácsot ad a két rendszer számára a következő kérdésekben: 1. az ESR és a KBER statisztikai munkaprogramjainak tartalma és konzisztenciája, javaslattétel a programok jobb koordinációja céljából; 2. az európai statisztika lehetséges jövőbeli kihívásai és a középtávú stratégiai nézetek, illetve akciók; 3. az ESR és a KBER közötti együttműködés prioritást élvező kérdései.

Az együttműködési megállapodásban leírt koordinációs tevékenységek mellett az ESR és a KBER együtt kell, hogy működjön független technikai ajánlások továbbításában az Európai Bizottság (Eurostat) felé a túlzott hiány esetén követendő eljárással kapcsolatos statisztikákra vonatkozó ügyekben. Ebben a témában a monetáris, pénzügyi és fizetésimérleg- statisztikákkal foglalkozó bizottság (Committee on Monetary, Financial and Balance of Payments Statistics – CMFB) ad tanácsot a vonatkozó

jogi bázis és a bizottság által bevezetett szigorú eljárások alapján.

**Az Eurostat társadalomstatisztikai igazgatója, Eduardo Barredo-Capelot** 2013. május 8-án tett látogatást a KSH-ban, hogy megismerkedjen a hivatalban folyó munkával, a magyar tapasztalatokkal, fejlesztésekkel, a hivatal vezető szakértőivel, illetve első kézből adjon információt az Európai Bizottság (Eurostat) társadalomstatisztika területén tervezett fejlesztéseiről. A vendéget dr. Vukovich Gabriella, a KSH elnöke fogadta, a vele folytatott tárgyalást dr. Németh Zsolt társadalomstatisztikai elnökhelyettes vezette. Szakértői előadást tartott Janák Katalin főosztályvezető, Németh Eszter főosztályvezető-helyettes, Dickmann Ádám tanácsos, Szabó Péter főosztályvezető, Mag Kornélia osztályvezető, Vereczkei Zoltán mb. főosztályvezető és Kovács Marcell osztályvezető.

**A Török Statisztikai Hivatal elnökhelyettese** és egyes részlegeinek vezetői folytattak konzultációt hivatalunkban a mezőgazdasági összeírásról 2013. április 29-én és 30-án, akiket dr. Vukovich Gabriella, a KSH elnöke is fogadott. A magyar fél részéről a tárgyalások vezetője dr. Laczka Éva gazdaságstatisztikai elnökhelyettes volt. A vendégek szakértői előadásokat hallhattak, amit Valkó Gábor főosztályvezető, Lengyel György főosztályvezető-helyettes, Tóth Péter vezető tanácsos, Szemán Zsuzsanna vezető főtanácsos és Patay Ágnes statisztikai tanácsadó tartott.

**Enrico Giovannini**, az Olasz Statisztikai Hivatal (Istat) eddigi elnöke lett az új olasz kormány munkaügyi és jóléti minisztere.

**Első díjat nyert a KSH „That is What We Are” (Ezek vagyunk mi) című videofilmje** a nem angol nyelvű pályaművek kategóriájában „A statisztika nemzetközi éve,

2013” alkalmából hirdetett nemzetközi versenyen. A statisztika népszerűsítésére hivatott rövid, legfeljebb négyperces videofilmekre 2013. januárban írtak ki nemzetközi pályázatot a Wiley–Blackwell tudományos, műszaki és orvosi kiadó támogatásával.

**Ünnepi üléssel vette kezdetét a Magyar Tudományos Akadémia (MTA) 184. közgyűlése**, melyen dr. Pálincás József, az MTA elnöke nyitóbeszédében 2012-t a megújítás, a lehetőségek és a fejlesztések évének nevezte. Az elmúlt esztendőben az Akadémia élt az új szervezeti keretek, a növekvő források, az integrált szemléletű infrastrukturális fejlesztések lehetőségével, és ezzel megalapozta, hogy a megkezdett átalakulás 2013-ban is folytatódhasson, 2014 pedig már a kimagasló eredmények éve lehessen. Dr. Orbán Viktor miniszterelnök köszöntőjében elismeréssel szólt a szerkezetében és lehetőségeiben megújított Akadémia eredményeiről. A nagyszabású akadémiai kutatóközponti beruházásokra utalva megerősítette, hogy a kormányzat biztosítja az MTA munkájának feltételeit.

**A 2013. évi LVII. törvény A statisztikáról szóló 1993. évi XLVI. törvény módosításáról és a 148/2013. (V. 16.) Korm. rendelet A statisztikáról szóló 1993. évi XLVI. törvény végrehajtásáról szóló 170/1993. (XII. 3.) Korm. rendelet módosításáról** 2013. május 31-én lépett hatályba.

**A Piackutatók Magyarországi Szövetségének (PMSZ) felkérésére társadalomstatisztikai felhasználói fórumot tartott a Központi Statisztikai Hivatal** 2013. május 28-án, az Adina Hotelben. A KSH társadalomstatisztikai főosztályainak munkatársai dr. Németh Zsolt elnökhelyettes vezetésével ez alkalommal a piackutatók számára nyújtottak betekintést a hivatal társadalomstatisztikai adatbázisaiba. Az előadók

ismertették az adatok előállításához végzett rendszeres lakossági adatfelvételeket, valamint az adatok felhasználási lehetőségeit is.

**A Központi Statisztikai Hivatal Népeség-tudományi Kutató Intézete** 2013. május 9-én kutatói értekezletet tartott a hivatal Árvay János-termében „A születési súly- és születési hossz-standardtól a születéskori tápláltság-fejlettség mátrixig” címmel, melynek előadója *dr. Joubert Kálmán* tudományos munkatárs volt.

**Diákok látogattak a KSH-ba.** A Budapesti Gazdasági Főiskola statisztikus-elemző szakos hallgatóinak 2013. április 25-én *Antoni Simon Soma*, a KSH osztályvezetője a hivatal kutatószobáját, illetve tájékoztatási adatbázisának használatát mutatta be, majd *Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet* főosztályvezető-helyettes „Munkaerőpiac a munkaügy-statisztika tükrében” címmel tartott előadást. A szigetszentmiklósi Batthyány Kázmér Gimnázium 11. és 12. osztályos matematika-informatika fakultációs tanulói 2013. május 24-én ismerhették meg a hivatal rövid történetét, épületét, a kutatószobát és a tájékoztatási adatbázis használatát, illetve *Schádné Rózsár Ilona* vezető főtanácsos, *Holka László* vezető főtanácsos és *Antoni Simon Soma* osztályvezető előadását hallhatták. A rendezvényeket „A statisztika nemzetközi éve, 2013” programsorozat részeként szervezte a hivatal.

**Halálozás.** Rövid, súlyos betegség után 2013. május 21-én elhunyt *Tűű Lászlóné*, a KSH ny. osztályvezetője. Az elismert szakember 1985. évi nyugdíjba vonulását követően sem szakadt el a hivatali munkától, részt vett a Nemzetközi Statisztikai Intézet tagjaként annak ülészekain, a Magyar Statisztikai Társaság és szakosztályainak rendezvényein. 1988-ban munkáját Fényes Elek Emlékéremmel jutalmazták. Tűű Lászlóné a Statisztikai Szemlélet is megtisztelte könyv- és cikkismertetőivel. A 2010-ben vele készült interjú folyóiratunk 88. évf. 12. sz. 1249–1255. oldalán olvasható. ([http://www.ksh.hu/statszemle\\_archive/2010/2010\\_12/2010\\_12\\_1249.pdf](http://www.ksh.hu/statszemle_archive/2010/2010_12/2010_12_1249.pdf))

A következő számunkban olvashatnak nekrológot az elhunytól.

#### **A Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) fontosabb konferenciaajánlatai**

(A teljes ajánlatlista megtalálható a <http://isi.cbs.nl/calendar.htm> honlapon.)

*Lodz, Lengyelország.* 2013. szeptember 23–25.

Második nemzetközi informatikai és alkalmazási konferencia. (Second International Conference on Informatics and Applications.)

E-mail: [icia@sdiwc.net](mailto:icia@sdiwc.net)  
Honlap: [sdiwc.net/conferences/2013/icia2013/](http://sdiwc.net/conferences/2013/icia2013/)

*Vorau, Ausztria.* 2013. szeptember 23–27.

A Nemzetközi Statisztikai Számítási Társaság R-nyelvvvel foglalkozó nyári iskolája.

(Summer School on R of the International Association for Statistical Computing.)

Telefon: (+43) 1 58801 10733  
Fax: (+43) 1 58801 10799  
E-mail: [P.Filzmoser@tuwien.ac.at](mailto:P.Filzmoser@tuwien.ac.at)  
Honlap: [rsummer.data-analysis.at](http://rsummer.data-analysis.at)

*München, Németország.* 2013. szeptember 23–24.

A CEQURA (Mennyiségi Kockázatelemzési Központ) 4. konferenciája a pénzügyi és biztosítási kockázatkezelés újdonságairól. (The 4th CEQURA (Center for Quantitative Risk

Analysis) Conference on Advances in Financial and Insurance Risk Management.)

Kapcsolat: Martina Brunner  
Telefon: (+49) (0) 89 21 80 - 32 24  
Fax: (+49) (0) 89 21 80 - 50 44  
E-mail: [riskconference@cequra.lmu.de](mailto:riskconference@cequra.lmu.de)  
Honlap: [www.cequra.uni-muenchen.de/conference2013](http://www.cequra.uni-muenchen.de/conference2013)

*Mt. Pleasant, Egyesült Államok.* 2013. október 10–12.

Nemzetközi konferencia a statisztikai eloszlásokról és alkalmazásairól. (International Conference on Statistical Distributions and Applications.)

Kapcsolat: Felix Famoye  
Telefon: (+1)-(989)774-5497  
E-mail: [felix.famoye@cmich.edu](mailto:felix.famoye@cmich.edu)  
Honlap: [people.cst.cmich.edu/lee1c/icosda/](http://people.cst.cmich.edu/lee1c/icosda/)

*Ottawa, Kanada.* 2013. október 15–18.

2013. évi Nemzetközi Módszertani Szimpózium. (2013 International Methodology Symposium.)

E-mail: [symposium2013@statcan.gc.ca](mailto:symposium2013@statcan.gc.ca)

*Rio de Janeiro, Brazília.* 2013. október 23–25.

Hatodik Nemzetközi Mezőgazdasági Statisztikai Konferencia. (Sixth International Conference on Agricultural Statistics.)

Honlap: <http://eventos.ibge.gov.br/icas2013>,  
[www.fao.org/economic/ess/ess-events/ess-icas/en/](http://www.fao.org/economic/ess/ess-events/ess-icas/en/)

*Ottawa, Kanada.* 2013. október 28–30.

Az ENSZ Európai Gazdasági Bizottság (UNECE) és az Eurostat közös műhelykonferenciája a statisztikai adatok védelméről. (Joint UNECE (United Nations Economic Commission for Europe) /Eurostat Work Session on Statistical Data Confidentiality.)

E-mail: <http://www.unece.org/stats/documents/2013.10.confidentiality.html>

*Tunis, Hammamet, Tunézia.* 2013. október 28. – november 9.

„Lévy-folyamatok és önhasonlóság” konferencia. (Lévy Processes and Self-similarity Conference.)

E-mail: <http://levy-autosimilarity-tunis2013.math.cnrs.fr/index.html>

## Folyóiratszemele

**Gerritsen, M. – Hoj, J.:**

### **A holland munkaerőpiac – előkészületben a jövő**

(The Dutch Labour Market, Preparing for the Future.) – *OECD Economics Department Working Papers*. 1012. sz. 1–33. old.

A tanulmány letölthető: <http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/5k4dlff4wcvl.pdf?expires=1369817300&id=id&accname=guest&checksum=FF643FB223659AF5FED9272CB5B6AD10>

A holland munkaerőpiacot bemutató tanulmány az OECD 2012. évi gazdaságstatisztikai felvételére alapozva készült. Tárnya az erőforrás-allokáció, illetve az volt, hogy miként lehet az alacsony hatékonyságú területekről a munkaerőt a kedvezőbb hatékonyságúak felé irányítani.

A bevezető fejezet a globalizáció munkaerő-keresletre gyakorolt hatását vizsgálja, melynek következtében a holland foglalkoztatási ráta folyamatosan nőtt, úgy, hogy a mezőgazdaság, és a nem technikaintenzív feldolgozóipari ágazatok vesztek foglalkoztatási súlyukból, míg az üzleti szolgáltatásoké nőtt. A tradicionális iparágak (például a hajógyártás) esetében a termékszála a hightech irányába mozdult el. A változásból a képzetlen munkaerő is profitált – reálbérük jobban nőtt az unió régi tagországait jellemző átlagnál, miközben munkanélküliségi rátájuk érdemben elmaradt attól –, de kevésbé, mint a képzett.

Az utóbbi évtizedben teret nyertek Hollandiában is a rugalmas alkalmazási formák,

jelenleg már a foglalkoztatottak mintegy negyede határozott idejű szerződéssel vagy önállóként dolgozik. Ezek a formák azonban inkább a fiatalokra, illetve az alacsonyabb végzettségűekre jellemzők, akiknek munkaerőpiaci pozíciója eleve gyengébb. Az idősebb, képzettebb foglalkoztatottak többsége határozatlan idejű szerződéssel, alkalmazásban állóként a munkaerőpiac merev szegmenséhez tartozik. A legfőbb jellemzőjük az alacsony alkalmazkodóképesség, főleg az idősebbek esetében, amit az jelez, hogy a körükben a tartós munkanélküliek aránya – az alacsony munkanélküliségi ráta ellenére is – meghaladja az OECD-átlagot.

Cél a jelenlegi kötöttségek oldása, a munkaerő mobilitásának növelése, amihez a munkajogi szabályokon kellene enyhíteni. Például csökkenteni lehetne a végkielégítés mértékét, amely ma jelentősen függ az életkortól. A kereset szolgálati idő függősége Hollandiában egyébként is jóval nagyobb, mint például az északi országokban vagy az Egyesült Államokban, ahol a termelékenység alakulását jobban követve az életkor-kereseti görbe egy leszálló szakaszban végződik. A holland kereseti struktúrában az életkori automatizmus mértékének csökkentése eleve a rugalmasság növelését jelentené.

A holland munkavállalók 80 százaléka kollektív megállapodás hatálya alá tartozik (az EU27 átlaga 60 százalék). A megállapodások többsége ágazati és nem vállalati szintű, ami a helyi sajátosságok nem kellő mértékű figye-

*Megjegyzés.* A Folyóiratszemelet a KSH Könyvtár (*Lencsés Ákos*) állítja össze.



lembevételét eredményezi, tehát az arányok változtatása kívánatos lenne. A cél, hogy minél több bérmegállapodást helyi szinten kössenek meg. A kormány ezt a keretszabályok újrafogalmazásával tudja előmozdítani.

Az alacsony képzettségű migráns munkaerő iránti igényt például a mezőgazdaságban vagy az építőiparban az elégtelen hazai kínálat teremti meg, ugyanakkor a versenyképesség növelése magasan képzett munkaerő bevándorlását igényli. A 2012-ben bevezetett rövid idejű tartózkodási engedély intézménye kifejezetten a képzettek hollandiai munkavállalásának megkönnyítését szolgálja. A jövőben a dán „dolgozz Dániában” program mintájára Hollandia is speciális, a kvalifikált munkaerőt megcélzó toborzásba kíván kezdeni.

Jelentős volumenű, nem kellően hasznosított erőforrást jelentenek Hollandiában a nagyszámú, magasan képzett, de csak részmunkaidőben dolgozó nők. Ezen segíthetne a jelenlegi adó- és gyermekgondozási rendszer komplex átalakítása, amihez azonban a szociális szempontokat is erőteljesen mérlegelni kell.

A nyugdíjkorhatár a jövőben tovább nő, viszont meg kell találni annak a módját, hogy ne lehessen a nyugdíj előtti időszakot, felvéve a magas összegű végkielégítést, munkanélküli segélyeztként eltölteni. Csökkenti kell a jelenleg 38 hónapban maximált segélyezés időtartamát és annak a most akár évi 35 ezer eurót is elérő összegét.

További tartalékot jelentenek a rokkantság címén ellátottak is, akik aránya OECD-viszonylatban igen magasnak mondható. A kormány tervei szerint, például a támogatott munkahelyek számának növelésével és a juttatási rendszer átalakításával, közülük minél többet foglalkoztatottá kell tenni. Különösen nagy kihívás ez a fiatalok esetében, hiszen a rájuk vonatkozó bérminimum nehezítheti e többnyire alacsony képzettségű réteg munkához jutását.

A tanulmány az egyes témaköröket valamennyi OECD-ország adatát tartalmazó grafikonokkal illusztrálja, amelyből a vonatkozó magyar adat is megismerhető.

**Lakatos Judit,**

E-mail: Judit.Lakatos@ksh.hu

**Evensen, T. – Halvorsen, T.:**

### **A norvégiai gazdasági egységek új elszámolása a globális termelési tulajdon szerint**

(Norwegian Units Involved in Global Manufacturing: Some Practical and Principal Problems.) – 32<sup>nd</sup> General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth. Session 8A: How to Capture Multinationals in National Accounts. Boston. 2012. 20 August.

A tanulmány letölthető:

<http://www.iarw.org/papers/2012/EvensenPaper.pdf>

Új megközelítést igényel a globális termelés elszámolása a nemzeti számlákban, mivel az SNA2008, valamint a BPM6 (Balance of Payments and International Investment Position Manual, sixth edition – A fizetési mérleg és a befektetési pozíció kézikönyve, hatodik kiadás) irányelvei alapvetően a gazdasági tulajdon változását követik az áruk fizikai változásának korábbi elve helyett. A szerzők gyakorlati esettanulmányai Norvégia gazdasági egységeinek globális termelési, illetve szolgáltatási folyamatait szemléltetik. A globális termelés értéke, hozzáadott értéke, valamint az export és import elszámolásain keresztül mutatják be az említett új elvek összefüggéseit. Lényegesek a változás egyéb hatásai is, például a foglalkoztatás, az állóeszköz-felhalmozás makrostatisztikai elszámolásában, azonban a tanulmány a termelési folyamatok elszámolását emeli ki, a külföldi termelésben érintett re-

zidens gazdasági egységek, azok külkereskedelmi és éves szerkezeti gazdastatistikai adatai kapcsán.

A vizsgált elszámolási elvek a globális termelés irányításának típusaira vonatkoznak. A szerzők utalnak a folyamatok szervezési módjaira az ENSZ 2011-es, „The impact of globalisation on national accounts” (A globalizáció hatása a nemzeti számlákra) című tanulmánykötete alapján. Az ajánlás két alapesete: a külföldi termelő bér munkát végez a rezidens részére (goods sent abroad for processing – külföldre feldolgozás céljából küldött áruk), vagy más termékét (nem rezidens) továbbértékesíti (merchanting). A külföldi bér munka eseteinek standard példája: a termelési folyamat norvégiai irányítója külföldi feldolgozásra kiszállítja a tulajdonában levő nyersanyagot, majd a késztermék a beszállító külföldi termelőegységtől visszaérkezik, és kifizetik a szerződés szerinti díjat.

A gyakorlatban ennél jellemzőbb, hogy a norvég gazdasági egység az irányított termelési szakaszokat például Kelet-Európában alakítja ki, és ehhez Ázsiában szerez be nyersanyagot. A termelési folyamatok indításának alapja a kutató-fejlesztő tevékenység. A késztermék értékesítése ezután Európa fejlett országaiban, illetve az Egyesült Államokban történik, az irányító tulajdonaként. A tanulmány másik elszámolási esete, hogy az egység a folyamat eredményét, a készterméket szerzi be más nem rezidens termelőegységtől és azt tulajdonaként külföldön értékesíti.

A szerzők több példája szerint nem állapítható meg a norvégiai gazdasági egységek részletes pénzügyi beszámolójából, hogy a külföldi feldolgozás inputanyaga kinek a (milyen arányú) tulajdona. A termelés számláinak részletezett információi olyan feldolgozó szolgáltatásokra sem érhetők el, amelyeket a rezidens gazdasági egység a külföldi irányító tulajdonában levő fizikai inputon teljesít. Az el-

számoláshoz fel kell deríteni, hogy a globális folyamat irányítója mikor lett a tulajdonosa a létrehozott terméknek.

A nemzeti számlák egyik fontos adatforrása az éves szerkezeti gazdaságstatisztika, amely alapot ad a kibocsátás, a hozzáadott érték, a munkajövedelmek, a bruttó állóeszköz-felhalmozás elszámolására az ipari ágazatok és a legtöbb szolgáltató ágazat egységeire vonatkozóan. A szerzők információi az adminisztratív nyilvántartásból, valamint a Norvég Statisztikai Hivatal adatgyűjtéseiből származnak, és a keretet az adminisztratív regiszterek alapján alakítják ki. A rendszerezett forrásvizsgálat egyik megállapítása szerint az éves kibocsátás, illetve a termelési költség (folyó termelő felhasználás) a nem rezidens egységek adatait is tartalmazhatja, de a külföldi teljesítmény becsléséhez nem elég megalapozottak az adatok. Ahol emiatt a mutató a külföldi termelés bevételét is magába foglalja, ott ez megbontja a hazai kibocsátás és az export, valamint a költség és az import egyensúlyát abban az esetben, ha a termék és a szolgáltatás az országhatárt átlépi. A nemzeti számlák forrás-felhasználás táblái konzisztens termék- és szolgáltatásadatokat tartalmaznak a fizetési mérleg export- és importadataival.

A cikk ismerteti a javak és a szolgáltatások külkereskedelmi statisztikáit, amelyek adatforrása a termékek vámokmánya. Például Norvégia kőolajat, földgázt exportál, ezen termékek kiviteléről a kitermelés, a tárolótér és a csővezeték üzemeltetői egységei, valamint az anyavállalat készít beszámolót. Az éves szerkezeti statisztikákban jelentett hazai kibocsátás a külföldi egység értékesítését akkor is magába foglalja, ha az országhatárt át nem lépő termék exportadata hiányzik. Ehhez hasonlóan nem konzisztens a költség és az import elszámolása; az éves szerkezeti adatok tartalmazzák a nem rezidens egység külföldi termelésének folyó felhasználását, de az a norvég importból hiányzik.

A szolgáltatások külkereskedelmi statisztikája a rezidens nem pénzügyi vállalatok negyedéves adatgyűjtésére alapozott. A jelentést készítő nemzeti egységek kérdőívben válaszolnak a kategóriák szerinti bontással szereplő szolgáltatások importjáról és exportjáról. A kategóriák alapja a termékek egységes tevékenység szerinti osztályozása (classification of products by activity – CPA). A szerzők ismertetik a szolgáltatások globális vállalatcsoporton belüli külkereskedelmének elszámolását is. A „csoport” ebben az összefüggésben olyan kapcsolatot fejez ki, amely az anyavállalat, a leányvállalat, a fiók stb. között létesült.

A rezidens termelő jelentést ad az ipar ágazatainak PRODCOM-kód szerinti termék kibocsátásáról, 2008-tól a külföldre telepített tevékenység összes árbevételén belüli arányáról. A 2010-ben érkezett közel 2 200 kérdőív-ből mintegy 530 tartalmazott nullától különböző arányt a külföldi termelés elszámolására, az éves árbevételük átlagos értékaránya kereken 10 százalék volt, ám ez bizonytalan eredmény, mert több mint 300 adatszolgáltató a külföldi termelés kérdésére nem adott választ. Nagy a koncentráció, a legnagyobb tíz rezidens adatszolgáltató részesedése a külföldi kibocsátás 2010. évi értékéből 59, a legnagyobb háromé 41 százalék.

Nincs jelenleg adat a külföldi beszállító szervezetekről, és nem állapítható meg, hogy a kibocsátás a bérmunka vagy a továbbértékesítés kategóriájába tartozik. A szerzők szerint a rezidens irányító egységek a termelési folyamat egészét nem szervezték ki a csoport tulajdonában levő külföldi érdekeltséghez.

A PRODCOM (Production Communaire – Az EU ipari termelésének statisztikai megfigyeléséhez használt termékosztályozás) információi alapján regisztrált globális kapcsolatok csak kis részben állapíthatók meg, mert a terméket kibocsátók mellett rögzíteni kellene a

szolgáltató folyamatokban részt vevő irányítók külföldi termelését is. Az ilyen egyszerű jelölés nem különbözteti meg a külföldi beszállító bérmunkáját a továbbértékesítés típusától. A szerzők ajánlása, hogy a regiszter megfelelő bejegyzési módszert alkalmazzon az olyan rezidens termelőegységekről, amelyek a globális termelés résztvevői. Ehhez minden olyan rezidens egységet figyelemmel kellene kísérni, amelynek a külföldi termelésből is van bevétele, mégpedig a nem feldolgozóipari ágakra is kiterjesztve. A nyomon követés kiterjedhet a rezidens nagykereskedelmi és kiskereskedelmi egységekre, amelyek érintettek a továbbértékesítés ügyleteiben.

A tanulmány áttekinti a termékek, valamint a szolgáltatások exportjának és importjának jelenlegi értékelési gyakorlatát a globális termeléssel összefüggésben. A folyó termelő felhasználás szerkezete a nemzetközi beszerzés többévente végzett adatgyűjtésének eredményei alapján elemezhető. A szerzők a globális termelés elszámolásával összefüggésben mutatják be a 2007. és 2012. évi kérdőívek fontosabb adatköreit. Megállapítják, hogy ezek a kérdőívek közvetlenül nem szolgáltatathatnak adatokat a külföldi feldolgozás, illetve továbbértékesítés jellemzőiről, mert a gazdasági értékre, valamint a termelést végző szervezetekre nem tartalmaznak kérdéseket. Ahol a kiválasztott minta kisméretű, a becslés a mélyebb bontás szintjén bizonytalan.

Az összekapcsolt vállalati adatok a termékek és a szolgáltatások külkereskedelmi statisztikájából, az éves szerkezeti gazdaságstatisztikájából, valamint a csoport éves pénzügyi jelentésének és mellékletének globális információiból származtak. Az összekapcsolás a jogi egységek közös törzsszáma alapján történt, a gazdasági egységekre összesítve a telepeik és a termelő egységeik elérhető részletes adatait. A feldolgozóipari ágba tartoznak a globális cégcsoportközpontok, amelyek a gép-

gyártás, valamint a hajógyártás nemzetközi termelési folyamatait irányítják.

A bemutatott esettanulmányok elsősorban feldolgozóipari norvégiai csoportok termelési folyamatait tartalmazzák. Ezek gépet, tengeri úszóművet, kitermelő vízi építményt szállítanak a globális szénhidrogén-kitermeléshez. A folyamatok késztermékeinek legfontosabb fogyasztói a kitermelő egységek, amelyek Norvégiában és a világ más országaiban működnek. A csoportok norvégiai alkalmazottai főként felsőfokú végzettségű műszakiak, akik a többi egységben alkalmazott kutatás, terméktervezés, tesztelés feladatain dolgoznak. A rezidensek további munkakörei a gépek, berendezések üzemfenntartásához, javításához kapcsolódnak. A korszerű termékcsaládok tényleges termelése azonban nem Norvégiában, hanem főként külföldön, a csoport nem rezidens leányvállalataihoz kiszervezve történik. Megvizsgálták, hogy a norvégiai gazdasági egység a termelési folyamat inputanyagainak tulajdonosa vagy sem, továbbá, hogy a nemzeti egység miként birtokolja a termék koncepció (mint védett szellemi termék) és a kibocsátott végtermék tulajdonát.

A vizsgálat másik forráskönyve szerint a rezidens megrendeli a nem rezidens egységtől a készterméket, és ahhoz előzőleg átadja a beszállítóinak a speciális követelményeket (például a védett termék koncepciót). Itt az is külön vizsgálható, hogy a rezidens irányító egység milyen mértékben fizet a beszállított modulokhoz beszerzett nyersanyagokért, egyrészt a rezidens, másrészt a külföldi termelési szakaszokban.

A szerzők kiemelik, hogy nem konzisztens az egység számított globális kibocsátása, valamint a nemzeti számlákban elszámolt export értéke. Ennek egyik oka az, hogy a termelés alapadatai a vállalat számvitelére alapozottak, a kivitelé pedig a vámhatárt átlépő áruk és szolgáltatások statisztikájára. A nemzeti szám-

lák forrás-felhasználás táblái segítik a makroadatokat kiegyensúlyozását. Az esettanulmányok másik irányú elemzése alapján megállapítható, hogy hasonló eltérés adódik egyrészt az importadatok, másrészt az egység termelő-felhasználásának értéke között. Feltételezhető, hogy az import alábecsült a nemzeti számlákban a termelés elszámolt költségeihez mérten.

A rezidens adatszolgáltatónak nincs arról ismerete, hogy milyen költséggel szerzik be a külföldi termeléshez felhasznált inputanyagokat, ahol a nem rezidens gazdasági egység fizet és szerez tulajdont. A szerzők szerint ilyen adatok hiányában nehéz arról dönteni Norvégiában, hogy a teljesítmény milyen típusú: bérmunka vagy továbbértékesítés. Elméletileg lehetséges, hogy a gazdasági egység számviteli rendszerének információi alapján meghatározza a külföldi termelés egyes költségeit, ahogy elszámolják a külföldi fogyasztóktól származó árbevételeket, de az ilyen statisztikai adatok növelnék a gazdasági egységek adatszolgáltatási terheit.

A norvégiai hajógyártás globális projektjeit a rezidens gazdasági egység terve szerint alakítják ki, a nem rezidens beszállítókkal létrejött szerződések alapján számolják el. A norvég multinacionális vállalatcsoport a hajótestet (egészben vagy előírt részekben) saját nem rezidens leányvállalatainál is megrendelheti, de lehet a beszállító a csoporthoz nem tartozó (külföldi) gazdasági egység. A külföldi gyártású hajótestet a norvégiai üzembe szállítják, ahol elkészül a komplett, értékesíthető végtermék. Az irányító megrendelheti a hajóépítés bizonyos szolgáltatásait nem rezidens beszállítótól, a mechanikai megmunkálás műveleteinek legnagyobb részét például Lengyelországban működő egységek végzik.

A feldolgozóipar előbbi példái utalnak azokra az elvi és gyakorlati kérdésekre, amelyek a globális termelési folyamat elszámolá-

saiban (a projekt irányítása kapcsán) megoldásra várnak. A szerzők szerint, a mikroadatok szintjén lehetséges kiigazítás megnöveli a terhelést, egyrészt a statisztikai hivatalok, másrészt az érintett gazdasági egységek esetében. Értékelést igényel az ilyen műveletek hatékonysága.

További vizsgálati szempont az olyan rezidens irányítású globális termelés elszámolása, amely feldolgozóipari termeléséből semmi nem maradt Norvégiában, a kiszervezett folyamat az anyavállalat szellemi termékeit külföldön hasznosítja. Az egyik rezidens irányító a termelési folyamatra leányvállalatot hozott létre Kelet-Európa egyik országában, ehhez átadta a korszerű elektronikai technológia védett ismereteit. A másik norvégiai gazdasági egység szerződéses beszállítói több országban működő, független feldolgozóipari egységek. A késztermékek globális értékesítésében a norvég fogyasztók aránya kisebb 10 százaléknál.

Az elsőként említett irányító továbbra is feldolgozóipari maradt a kibocsátásának megfelelően. A másik viszont a feldolgozóipar helyett a nagykereskedelem megfelelő ágazatába sorolható át, ahol a továbbértékesítés jellemző. A szerzők utalnak az Egyesült Államok kormányzati költségvetési intézményének (US Office of Management and Budget – OMB) ajánlására, amely kapcsolódik az Észak-amerikai Ágazati Osztályozási Rendszer (North American Industry Classification System – NAICS) felülvizsgálatához. Eszerint a belföldi termelő üzem nélküli termékgyártó besorolása egyező olyan egységével, amely a feldolgozó, valamint szolgáltató termelést integráltan teljesíti.

Az ágazat szerinti besorolás lényeges következménye, hogy a PRODCOM csak az iparra vonatkozó adatgyűjtést szolgálja, amelyből kimarad az a rezidens gazdasági egység, amely a továbbiakban nem a feldolgozóipar ágazatába tartozik, hanem ezután a

nagykereskedelem a statisztikai főtevékenysége. Nehéz megalapozottan dönteni az ilyen besorolás, illetve átsorolás kérdéseiben, ahol nem megbízhatók vagy hiányoznak a külföldi termelés gazdasági tulajdonának alapadatai.

#### Nádudvari Zoltán,

a KSH ny. főtanácsosa

E-mail: nadyzol@freemail.hu

#### Hui-Zhen Fu – Yuh-Shan Ho:

#### Kínai tudományos kutatások 1980 és 2011 között a Science Citation Index Expanded adatbázis alapján

(Independent Research of China in Science Citation Index Expanded During 1980–2011.) – *Journal of Informetrics*. 7. évf. 1. sz. 1–248. old.

A kínai és tajvani szerzőpáros célja, hogy a gyakran hivatkozott, külföldi társszerző nélküli kínai tanulmányokat tudományometriai módszerekkel vizsgálva képet adjanak Kína tudományos teljesítményéről, illetve a G7-országokhoz való viszonyáról. Ehhez a Thomson Reuters kiadó *Science Citation Index Expanded* (SCI-Expanded) adatbázisát használták fel. Az elmúlt harminc évben Kína igyekezett nyitni a nemzetközi kapcsolatok terén, ami meglátszik a külföldi társszerzők növekvő számában is tudományos cikkek esetén. Különösen megnövekedett a kínai és a G7-országok kutatói által közösen jegyzett tanulmányok száma. (A vizsgálat történeti távlatai miatt a SCI-Expanded adatbázis adatainál összevontak egyes országokat: Kína alá sorolták Kína, Hongkong és Makaó; Nagy-Britannia alá Anglia, Skócia, Wales és Észak-Írország; illetve Németország alá Németország, az NDK és az NSZK területén tevékenykedő-tevékenykedett kutatók írásait.)

A vizsgálatához lekérdezték a kínai kutatók által készített folyóiratcikkek számát

(1 170 899 darab), majd leszűkítették a találati halmazzt azokra a tételekre, amelyeknek nincs külföldi társszerzője (907 259 darab), végül azok az írások maradtak, amelyekre legalább száz független hivatkozás történt. Így 2 701 tanulmány lett az eredmény, amely az összes független kínai írás 3 százaléka. A végső lista elkészítéséhez kizártak további cikkeket, ahol egyes társszerzők hovatarozása nem volt egyértelműen eldönthető, így 2 673 kínai tanulmányt vizsgáltak.

A kutatóhelyek elemzéséhez négy kategóriát hoztak létre: az összes szerző ugyanazon kutatóintézetben dolgozik; a szerzők különböző intézetekben dolgoznak; az első szerző dolgozik az adott intézményben; illetve a második vagy további szerző dolgozik az intézményben. Alkalmazták továbbá az Y-indexet, amely az elsődleges és további szerzők – főleg az ún. felelős szerző (corresponding author) – közti kapcsolatra világít rá.

1980 és 2011 között egyértelmű a G7-országok tudományos túlsúlya. Míg azonban 1980-ban még a tanulmányok 67 százaléka származott ezekből az országokból, 2011-ben „csupán” 53 százaléka. Az Egyesült Államok az összes tanulmány 34 százalékát állította elő 1980-ban és 26 százalékát 2011-ben. Ebben a harminc évben az 1980-ban gyengén teljesítő országok növekvő tudományos teljesítménye is hozzájárult ahhoz, ahogy az Egyesült Államok – és egyáltalán a G7-országok – aránya csökkent a tanulmányok előállításában. Így például Olaszország 1980-ban 2,2 százalékát, 2011-ben már 4,3 százalékát állította elő a folyóiratcikknek. Ez az arány Kína esetén a kezdeti nagyon alacsony érték (mindössze 1 029 tanulmány) tizennégyszeresére nőtt 2011-re (152 856 tanulmány), és így 2011-ben az összes tanulmány 14 százalékát tudhatta magáénak. Ezzel 2006 óta az Egyesült Államok után a második legtöbb tanulmányt előállító ország. Hasonlóan növekedett a száznál

többször hivatkozott kínai tanulmányok száma. A kezdeti évek alacsony értékei után (1981-ben egy, 1983-ban mindössze négy ilyen cikk volt) 2003-ban 318-cal érte el az eddigi maximumát a gyakran hivatkozott kínai írások száma.

A tanulmányok témakör szerinti megoszlását a *Web of Science* adatbázis 176 tudományterülete alapján elemezték. A gyakran hivatkozott tanulmányok főként a fizika (1269 cikk), a kémia (973 cikk) és a műszaki tudományok (304 cikk) területéről kerültek ki. A kulcsszavak előfordulását négy periódusban nézték meg. A 2004–2011 időszak legjellemzőbb kulcsszavai nem fordulnak elő a nyolcvanas években, ami a tudomány természetes fejlődésének egyik következménye. A jelenkori leggyakoribb kulcsszavak (szintézis, karbon, nanocsövek) jellemzik Kína tudományos iránnyultságát; a nanotechnológiára vonatkozó ki-fejezések egyértelmű túlsúlyban vannak a többihez képest.

A leggyakrabban hivatkozott tanulmányok közül hatan értek el ezernél több hivatkozást. Ennek a hat cikknek a témái között megtalálható a biokémia, az alkalmazott mikrobiológia, az idegtudományok, a hematológia és az orvostudomány. A kiugró hivatkozásszámot elérő tanulmányok szerzői között szerepelnek akadémikusok, azonban jellemzőbb az, hogy a szerzők a megjelenést követő években váltak a kínai tudományos akadémia tagjaivá.

A megvizsgált 2673 tanulmány szerzői 474 intézményben dolgoztak. A tanulmányok 68 százalékánál egy, 32 százalékánál több intézményből kerültek ki a szerzők. Az intézmények közel fele nem foglalkoztatott olyan kutatót, aki valamelyik tanulmány elsődleges szerzője lett volna. A tudományos cikkek negyedét időszaktól függetlenül a kínai tudományos akadémia jegyzi. A következő három legjelentősebb intézmény két hongkongi és a pekingi Csinghua Egyetem voltak. A hongkongi-

ak emellett az intézmények közötti együttműködésekben is előkelő helyet foglaltak el.

1995 óta Kína az alapvető tudomány-metriai mutatók (például a hivatkozások száma) alapján az Egyesült Államok után a második a tudományos kutatások terén. Legjelentősebb kutatási területei a fizikai kémia, az anyagtudományok, az alkalmazott fizika – és ezeken belül is a nanotechnológia. A tudományos teljesít-

mény mérhető jellemzői alapján kijelenthető, hogy az elmúlt harminc évben Kína jelentős eredményeket ért el; napjainkra előkelő helyet foglal el a tudományos világban, és komoly versenytársa az Egyesült Államoknak is.

#### Lencsés Ákos,

a KSH Könyvtár osztályvezetője

E-mail: Akos.Lencses@ksh.hu

## Kiadók ajánlata

VON EYE, A. – MUN E.-Y. [2013]: *Log-Linear Modeling: Concepts, Interpretation, and Application*. (Log-lineáris modellezés: fogalmak, értelmezés és alkalmazás.) Wiley. New York.

A kötet számos új, magas szintű log-lineáris módszer, modell és alkalmazás tárgyalásával nyújt bevezetést a témába, előtérbe helyezve a módszertani újdonságokat.

A kategorikus adatok tárgyalásával kezdődik, majd rátér a hierarchikus log-lineáris modellek alapjainak és a keresztosztályozások, illetve a goodness-of-fit vizsgálatok dekompozíciós hatásainak leírására. Ezek mellett a következő témákkal is foglalkozik: általánosított lineáris modell és olyan népszerű kódolási programok, mint a hatás- és a dummy kódolás; paraméter-értelmezés és biztosításának módja, hogy a paraméterek tükrözzék a vizsgált hipotézist; szimmetria, az asszociáció homogenitása és a logisztikus regresszió.

A könyvben a szerzők életből vett adatokkal mutatják be a modellalkalmazásokat, és segítik az eredmények megértését. Emellett minden fejezetben az R, a SYSTAT és az ŐEM szoftvereket is használják, melynek köszönhetően az olvasók a hierarchikus log-lineáris modellezés tekintetében is megérthetik azokat.

A kötet ideális a kategorikusadatelemzésről szóló kurzusok hallgatói számára, de kiváló referenciamű az orvostudománytól és a statisztikától kezdve a társadalomtudományokig gyakorlatilag bármely tanulmányterület olyan alkalmazott kutatóinak is, akik mindennapi munkájuk során empirikus adatokat elemeznek.

GUPTA, B. C. – GUTTMAN, I. [2013]: *Statistics and Probability with Applications for Engineers and Scientists*. (Statisztika és valószínűség-számítás mérnökök és természettudósok számára.) Wiley. New York.

A statisztikai eszközök ismerete nélkülözhetetlen azoknak a mérnököknek és természettudósoknak, akiknek gyakran kell munkájuk során adatelemzéssel foglalkozni. A kötet az olvasókat a népszerű statisztikai technikák széles körén kalauzolja végig, lépésről lépésre elmagyarázva az adatok előállításának, elemzésének és értelmezésének mikéntjét különféle műszaki és természettudományi alkalmazások esetén.

Más ilyen jellegű kötetektől eltérően ez a könyv először leíró statisztikával foglalkozik, és ezt követően tér rá a valószínűség-számítás elméletének alapjaira. Esettanulmányok, pél-

dák és életből vett adatállományok mellett világos használati útmutatót nyújt a Minitab és a Microsoft Office Excel alkalmazásához különböző adatállományok elemzésében.

A kötetben még a következők is szerepelnek: mintavételi eloszlások, a sokasági paraméterek statisztikai becslése, hipotézisvizsgálat, megbízhatóságvizsgálat, statisztikai minőségirányítás és folyamatképeségi indexek; a nemparametrikus, az egyszerű és a többszörös lineáris regressziós módszerek világos bemutatása, valamint a logisztikus regressziós módszer rövid tárgyalása; átfogó útmutató a kísérlettervezésről, beleértve a véletlen blokk elrendezéseket, az egy- és kétutas, a latin négyzet elrendezéseket, a véletlen hatású és a kevert hatású modelleket, a faktoriális és a nem teljes számú faktoriális tervezést, illetve az eredményfelület-módszertant; egy útmutatóul szolgáló honlap, ami Minitab és Microsoft Excel adatállományokat, JMP rutinokat és eredményeket tartalmaz.

Az előzetes valószínűség-számítási és statisztikai ismereteket nem igénylő könyv egyedülálló, mégis „kipróbált és igaz” megközelítést nyújt, ezáltal ideális minden olyan főiskolai diák és statisztikai szakember számára, akik valódi műszaki és természettudományi adatokat elemeznek, illetve mutatnak be.

JARMAN, K. H. [2013]: *The Art of Data Analysis: How to Answer Almost Any Question Using Basic Statistics*. (Az adatelemzés művésze, avagy hogyan válaszoljunk majdnem bármilyen kérdésre az alapstatisztika használatával.) Wiley. New York.

A kritikus gondolkodásra helyezve a hangsúlyt, a könyv vicces és egyedi példákat mutat be, és végigkalauzolja az olvasókat az adatgyűjtési és -elemzési folyamat egészén, statisztikai alapfogalmak tárgyalása közben.

A próbákat és a bonyolult matematikát elhagyva a szerző a statisztika lebilincselőbb ol-

dalát mutatja be, illetve problémamegoldó eszközként játszott szerepét hangsúlyozza. Vidám esettanulmányokkal illusztrálja a statisztika alkalmazását a valós adatok elemzésében, az általánosan használt technikák erősségeit és gyengeségeit. A mindennapi életben statisztikával foglalkozó, növekvő számú tudományos és ipari csoportok számára írt könyv az adatok gyűjtése és mélyreható vizsgálata során gyakran felmerülő fontos kérdéseket helyezi előtérbe. A tárgyalt témák között van: leíró statisztika, varianciaanalízis, valószínűség-számítás és mintaeloszlás, konfidencia-intervallumok, hipotézisvizsgálatok, regresszió, statisztikai korreláció, adatgyűjtés és statisztikai elemzés gráfokkal. A vicces és elejétől a végéig hívogató kötet ideális diákok, csakúgy mint ipari, egészségügyi és kormányzati területen dolgozó vezetők és kutatók számára, akik statisztikai kérdésekkel foglalkoznak és az alapvető statisztikai okfejtést ösztönösen kell, hogy értsék.

USHAKOV, I. A. [2013]: *Optimal Resource Allocation: With Practical Statistical Applications and Theory*. (Optimális forrásallokáció: gyakorlati statisztikai alkalmazások és elmélet.) Wiley. New York.

A könyv a megbízhatóság engineeringben alkalmazott valószínűség-számítási és statisztikai módszerek alkalmazásáról szól a technikai rendszerek különböző életciklusfázisai során. A megbízhatóság engineering és az alkalmazott matematika közötti űrt kitöltve áttekinti az optimális forrásallokáció különböző megközelítéseit, az életből vett problémák megoldására szolgáló modellek és algoritmusok különböző alkalmazásait, tárgyalja az optimalizáláselmélet háttérét, illetve számos szemléltető, számtani példát hoz. Mindezekon túl a kötetben a következők is szerepelnek: az optimális forrásallokáció megközelítéseinek áttekintése a klasszikus Lagrange-módszerektől a modern algoritmusokig biológiai evolúciós fogalmak alapján; sok



gyakorlat és esettanulmány több területről, beleértve a kommunikációt, a szállítást, az energiatovábbítást, a terrorizmus elleni védelmet; gyakorlati gondolatok, vélemények és bírálatok az életből vett megbízhatóság engineering alkalmazásokról, valamint matematikai modellek és algoritmusok segítségével gyakorlati problémák megoldása.

A kötet alapvető útmutatóul szolgál elektromos, mechanikai és megbízhatósági mérnökök számára, akik műszaki tervezéssel foglalkoznak.

PASIOURAS, F. [2013]: *Efficiency and Productivity Growth: Modelling in the Financial Services Industry*. (Hatékonyság- és termelékenység-növekedés: modellezés a pénzügyi szolgáltatási ágazatban.) Wiley. New York.

A globális pénzügyi válság fényében számos tanulmány vizsgálta a pénzügyi intézmények hatékonyságát. Azonban még sok nyitott kérdés maradt. Ez a könyv a pénzügyi intézmények hatékonysága és termelékenysége értékelésének mai kérdéseit és legújabb technikáit tekinti át. A nemzetközi szakértői csapat által írt kötet első része a hatékonyságot több témával, köztük a latin-amerikai bankügyletekkel, a piaci fegyellemmel és irányítással, a méretgazdaságossággal, a mérlegen kívüli tevékenységekkel, a külföldi bankok termelékenységével, fúziókkal és beszerzésekkel kapcsolja össze. A második rész a bankhatékonyságról szóló szakirodalomban szereplő hagyományos és legújabb technikákat hasonlítja össze, többek között a hálózati adatsomogolási elemzést és a kvantilis regressziót.

## Társfolyóiratok

### POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET  
FOLYÓIRATA

2012. ÉVI 1. SZÁM

*Grigoriev, P.*: Egészségügyi válság Fehéroroszországban – 1965 és 2008 közötti, hosszú távú halálokok szerinti mortalitási trendek alapján.

*Gaymu, J. – Springer, S.*: Hogyan befolyásolja az egyedüllét vagy a partnerrel való együttélés az időskorú nők és férfiak élettel való elégedettségét Európában?

*Einiö, E. K. et al.*: Nemek szerinti különbségek a gondozási otthonok igénybevételében az időskorú finn és belga lakosság körében.

*Dykstra, P. A. – Fokkema, T.*: A gyermeki kötelezettségek normái Hollandiában.

*Bonnet, C. – Hourriez, J.*: Nemi egyenlőség a nyugdíjak tekintetében: mire jogosult a házastárs és a szülő?

*Bonnet, C. – Hourriez, J.*: Házaspárok a nyugdíjrendszerben: özvegyi nyugdíj és nyugdíjmegosztás.

2012. ÉVI 2. SZÁM

*Barbieri, M. – Oulette, N.*: Kanada és az Egyesület Államok demográfiai jellemzői az 1980-as évektől a 2000-es évekig. A változások összefoglalása és egy statisztikai értékelés.

*Zhao, Z. – Reimondos, A.*: Beható vizsgálat Kína demográfiájáról az 1958 és 1961 közötti éhínség alatt.

*N'Bouke, A. – Calvès, A. – Lardoux, S.*: Mesterséges terhességmegszakítás a togói Loméban: tendenciák és a termékenység csökkenésében játszott szerep.

## 2012. ÉVI 3. SZÁM

*Jobard, F. et al.:* A külső megjelenés szerinti diszkrimináció mérése: a párizsi személyazonosság-ellenőrzések elemzése.

*Bozon, M. – Rault, W.:* Az első szexuális együttléttől az első párkapcsolatig – hol találkoznak a francia fiatalok az első partnerükkel?

*Golaz, V. – Lelièvre, É.:* Szoros családi kapcsolatok gyermek- és kamaszkorban – tények és egyéni benyomások. Île-de-France 1930 és 1950 között született lakosainak retrospektív életútvizsgálata.

*Martí, M. – Ródenas, C.:* A nemzetközi vándorlás mérése mintavételes felmérés alapján – a spanyol esetből levont néhány tanulság.

*Congost, R. et al.:* Felmentés a házasság kihirdetése alól – adatforrás a történeti demográfia és a társadalomtörténet számára.

## 2012. ÉVI 4. SZÁM

*Prioux, F. – Barbieri, M.:* A közelmúlt demográfiai változásai Franciaországban: relatíve alacsony mortalitás előrehaladott életkorban.

*Toulemon, L.:* A családok helyzetének változása 1962 és 2009 között francia népszámlálási adatok alapján.

*Oulette, N. et al.:* Halálozáskori modális életkor a 18. században: francia kanadai tapasztalatok.

*Kapitány, B. – Spéder, Zs.:* Megvalósult, halasztott és nem megvalósult gyermekvállalási tervek négy európai országban.

*Courseau, D. – Muhidon, S. – Bell, M.:* Lakóhelyváltozások vizsgálata nemzetközi összehasonlításban.

*Westphal, C. – Doblhammer, G.:* A dohányzás terjedése Kelet- és Nyugat-Németországban: dohányzási szokások a születési év alapján.

## Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

## 2013. ÉVI 4. SZÁM

Fogyasztói árindex 2013 februárjában.

Nyugdíjas háztartások fogyasztói árindexe 2012-ben és összehasonlítása a fogyasztói árindexszel.

Külterjes gyümölcsstermesztés Ausztriában 1930 és 2012 között.

Idegenforgalom 2012-ben és az eredmények összehasonlítása 1992-vel.

Regisztrált gépjárművek 2012-ben.

Területi számlák 2010-ben.

2010. évi jövedelemadó-statisztika.

Külkereskedelmi forgalom 2012. januártól decemberig – előzetes adatok.

## Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

## 2013. ÉVI 3. SZÁM

*Loos, C. – Eisenmenger, M. – Bretsch, D.:* Foglalkozások kódolása a 2011. évi népszámlálás során.

*Bald-Herbel, C.:* Bázisévváltás 2010-re rövid távú ipari indexek esetén.

*Duschek, K. – Lemmer, A.:* A szociális segélyek statisztikája 2011-ben.

*Deckl, S.:* Jövedelem, szegénység és életkörülmények Németországban és az Európai Unióban.

*Pohl, S.:* Az időjárás tényezők ózonkoncentrációra gyakorolt hatásának statisztikai elemzése a szász-anhalti levegőtisztaság-mérő állomásokon.

**WIADOMOŚCI  
STATYSTYCZNE**A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL  
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 3. SZÁM

*Śliwicki, D.:* A főbb makrogazdasági tényezők hatása a hosszú távú munkanélküliségre.

*Kosmalski, R.:* A termelési szint mint a technikai hatékonyság lehetséges forrása a vajdaságok gazdaságában.

*Marciniak, G.:* A 2011. évi népszámlálás és lakásösszeírás főbb eredményei.

*Strawiński, P.:* A munkaerő-piaci személyi status kiegészítő mérése.

*Bieszk-Stolorz, B. – Gdakowicz, A. – Markowicz, I.:* Hosszú távú munkanélküliségi helyzet a Sulęcini járásban.

*Stec, M.:* Az EU-országok fenntartható fejlődésének többdimenziós összehasonlító elemzése.

*Gorczyca, M.:* Lakáshelyzet Magyarországon.

*Stefanowicz, B.:* Tudás és bölcsesség.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2013 januárjában.

Nekrológ – Władysław Welfe professzor (1927–2013).

## **Megjelent a 2011. évi népszámlálás területi adatait bemutató kiadványsorozat!**

Az országos, fővárosi és megyei adatokat tartalmazó kötetek értékes információkkal szolgálnak azoknak, akik szeretnék megismerni a magyar társadalom demográfiai, iskolázottsági, vallási, nemzetiségi összetételét, gazdasági aktivitási jellemzőit, háztartási és családi viszonyait, valamint a lakás- és lakóépület-állomány legfontosabb jellemzőit. A kiadványok lehetőséget adnak a különböző népszámlálások eredményeinek összehasonlítására, biztosítva ezzel a társadalmi változások jellemzők követését. A fontosabb összefüggésekre és tendenciákra elemzés hívja fel a figyelmet, az adatok megértését grafikonok és térképek segítik.

A kiadványok megvásárolhatók: KSH Információs Szolgálat  
1024 Budapest, Fényes Elek u. 14-18.

Nyitva tartás: H-CS: 9.00 – 15.00  
P: 9.00 – 13.00

Online megrendelhetők: [www.ksh.hu/kiadvanytar](http://www.ksh.hu/kiadvanytar)