

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BOZSONYI KÁROLY, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN,
DR. HUNYADI LÁSZLÓ (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)

89. ÉVFOLYAM 7–8. SZÁM

2011. JÚLIUS–AUGUSZTUS

*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. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Vukovich Gabriella
2011.112 – 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
Internet szerkesztése: Bada Ilona Csilla

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefón: 345-6908, 345-6546 Telefax: 345-6594

Internet: www.ksh.hu/statszemle

E-mail: 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 Üzletág (1008 Budapest, Orczy tér 1).

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

További információ: 06-80-444-444

Előfizetési díj: fél évre 6000 Ft, egy évre 10 800 Ft

Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Fényes Elek u. 14–18. Telefon: 345-6789

Tartalom

Tanulmányok

A 2011. évi népszámlálást előkészítő próbafelvételek tapasztalatai – <i>Waffenschmidt Jánosné</i>	729
Kormányzati intézkedések fogyasztói árszínvonalat befolyásoló szerepe és hatásának számszerűsítése – <i>Mináry Borbála</i>	743
Objektíven szubjektív – <i>Tokaji Károlyné</i> – <i>Faragó Miklós</i> – <i>Boros Julianna</i>	768
Élettartam-kockázat – a nyugdíjrendszerre nehezedő egyik teher – <i>Májer István</i> – <i>Dr. Kovács Erzsébet</i>	790
Időben változó együtthatójú ökonometriai modellek – <i>Varga Balázs</i>	813
Beruházás, megtakarítás és nettó transzfer a világgazdaság térségeiben – <i>Farkas Péter</i>	839

Műhely

A 2011. évi kanadai népszámlálás története és tanulságai – <i>Iván P. Fellegi</i>	859
-----------------------------------------------------------------------------------------	-----

Fórum

„Kommunikáció: a statisztikai kultúra javításának eszköze” című konferencia – <i>Nádudvari Zoltán</i>	869
Hírek, események	880

Szakirodalom

Könyvszemle

Salkind, N. J.: Statisztika olyanoknak, akik (azt hiszik) gyűlölik a statisztikát – <i>(Hunyadi László)</i> ...	887
-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----

Folyóíratszemle

Ward, M. – Blades, D. – Carson, C.: Mennyire releváns az árváltozások hivatalos mérése az Egyesült Királyságban? – <i>(Marton Ádám)</i>	892
-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----

Forbest, S. – Galvin, V. – Hunter, A. – Maxwell, P. Wereta, W.: Újkeletű etikai kihívások a hivatalos statisztikákkal kapcsolatban Új-Zélandon – (<i>Kajdi László</i>)	895
Wingerter, C: A munkaerőpiacra lépő fiatalok Né- metországban (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	898
Kiadók ajánlata	901
Társfolyóiratok	902

A 2011. évi népszámlálást előkészítő próbafelvételek tapasztalatai

Waffenschmidt Jánosné,
a KSH főosztályvezetője

E-mail:
Janosne.Waffenschmidt@ksh.hu

A 2011. évi népszámlálás adatfelvételi módjában az informatikai lehetőségek bővülése, az internet elterjedése miatt – sok más európai országhoz hasonlóan – a hagyományos, számlálóbiztosokkal történő összeírás mellett új módszerek bevezetését is tervezi a Központi Statisztikai Hivatal.

A cikk a népszámlálást megelőző próbafelvételek tapasztalatait összegzi, bemutatja, hogyan alakultak ki a 2011. évi népszámlálás végrehajtásának szervezési elemei.

TÁRGYSZÓ:
Népszámlálás.
Statisztikai felvételek.
Kérdőív.

A népszámlálások előkészítése minden ország statisztikai szolgálata számára több évig tartó, bonyolult feladat. A következő, 2011. októberi magyarországi népszámlálás előkészületeinek első szakaszát a *Statisztikai Szemle* 2009. évi 3. számában már bemutattuk,¹ jelen írásunkban a népszámlálás előtti – a 2009-től napjainkig eltelt – időszak eseményeit és elvégzett feladatait ismertetjük, különös tekintettel a próbafelvételek tapasztalataira.

Az előkészítés folyamatában fontos esemény volt a népszámlálásról szóló 2009. évi CXXXIX. törvény kétszeri módosítása, ezeket 2010 júniusában, illetve november végén fogadta el az Országgyűlés, és a legfontosabb elemek közül kettőt érintettek: kettőről egy hónapra rövidítették a végrehajtás időtartamát, valamint kisebb mértékben módosították a tematikát, a felveendő adatok körét. A törvénnyel párhuzamosan elkészült, és 2010. december végén megtörtént a népszámlálás végrehajtásáról szóló 305/2010. számú kormányrendelet kihirdetése, amely meghatározza a lebonyolítás feladatait, továbbá kijelöli a résztvevőket.

A 2011. évi népszámlálás előkészítésére három önálló próbafelvételt szervezett a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) 2008 és 2010 között. Ezek mindhárom alkalommal 20–30 ezer háztartás bevonásával, az ország 6–10 településén zajlottak le. A felvételek célja a címregiszter, a kérdőív, az önkitöltés, az internetes önkitöltés, az adatfelvételi rendszer egyes elemeinek tesztelése volt. A kérdőívek különböző változatait 2008-ban és 2009-ben fókuszcsoportos módszerrel is teszteltük. 2010 tavaszán a munkaerő-felvétel részmintáján a foglalkoztatási kérdések próbája zajlott le.

1. Címregiszter

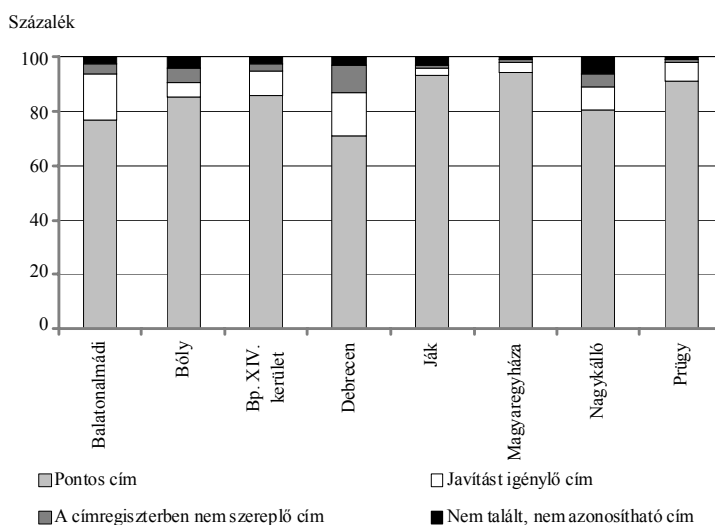
Valamennyi korábbi népszámlálást megelőzte az a több hétig tartó, ún. címbejárási fázis, amely során minden településen aktualizálták a megelőző népszámlálásból rendelkezésre álló címlistákat, ezek alapján alakították ki az adatfelvétel földrajzi, adatfelvétel-szervezési egységeit, a számlálókörzeteket. A KSH 2007-ben létrehozott és azóta folyamatosan aktualizált címregisztere többek között azt a célt szolgálja, hogy kiváltsa az előzetes címbejárás munkaigényes és költséges szakaszát.

A KSH címregiszterének pontosságát mindhárom próbafelvétel alkalmával teszteltük. A 2008. és a 2009. évi próbafelvétel hasonló eredményt hozott: a címek mint-

¹ WAFFENSCHMIDT J.-NÉ [2009]: Felkészülés a 2011. évi népszámlálásra. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 3. sz. 245–261. old.

egy 90 százaléka pontos, a fennmaradó 10 százaléka szorul javításra, pótlásra. Tipizáltuk a címregiszter próbákön feltárt hibáit, 2009-től 2011 tavaszáig elvégeztük a lehetséges javításokat. Azonban a próbákön mért állapothoz képest településenként jelentős különbségek lehetnek, amint azt a következő, 2010. évi próbafelvétel adatai is mutatják.

1. ábra. A címek pontossága a kijelölt településeken, 2010



A próbákban szereplő települések adatai alapján Budapesten, a nagyvárosokban és az üdülőkörzetekben lehet a legnagyobb az eltérés a valós helyzet és a címregiszter adatai között. A címregiszter javítására Budapesten 2010-ben teljes körű bejárást végeztünk és pontosítottuk a címeket. Ezen felül egyeztettük az újonnan épült lakások címeit a Közigazgatási Elektronikus Köszolgáltatások Központi Hivatalának (KEK KH) lakcímnnyilvántartásával, reményeink szerint ezek a javítások szintén pontosabbá teszik a számlálóbiztosok számára az induló állapotot. A címregiszter javítására felhasználtuk a 2010-ben zajlott Általános Mezőgazdasági Összeírás (ÁMÖ) során felvett címadatokat is, amelyek elsősorban a községekben, illetve a mezőgazdasági tevékenységet folytató településrészekén járultak hozzá a népszámlálási címlomány pontosabbá tételéhez.

Néhány extrém esettől eltekintve (például az ábrán is szereplő Nagykállóban, ahol a próbafelvétel alatt komplett közterületek újraszámozása zajlott) nem tapasztaltunk kiugróan nagy területi szórásokat. Ennek alapján megállapítható, a címregiszter alkalmas arra, hogy az egy időpontban befagyasztott állapota kiindulásul szolgáljon a népszámláláshoz. Elegendő lesz, ha a számlálóbiztos a körzetek kialakítása után – az adatfelvétel kézbesítési szakaszában – pontosítja a saját körzetének címeit.

2. Önkitöltés

Már az első próbafelvétel eredménye megerősítette azt az előző népszámlálásból származó tapasztalatot, hogy a lakosság egy része nem szívesen enged be idegen számlálóbiztost a lakásába, inkább saját maga tölti ki a kérdőívet. A második próbafelvételbe, 2009-ben ezért már beépítettük az önkitöltést – amely olcsóbb a hagyományos interjú kikérdezésnél – és 2010-ben is teszteltük.

A próbakérdőíveket az érintettek több mint egyharmada önkitöltéssel válaszolta meg, kevesebb mint kétharmad volt a hagyományos interjú válaszadási mód aránya. Az internetes válaszadás viszonylag alacsony arányában szerepet játszott, hogy a válaszadás önkéntes volt. Feltételezésünk szerint a népszámlálásnál, amikor az adat szolgáltatás kötelező lesz, ösztönző kommunikációs kampánnyal ez az arány növelhető. Hangsúlyozza az internetes válaszadás jelentőségét, hogy az így érkező adatok közvetlenül adatbázisba kerülnek, azaz a feldolgozás bizonyos fázisait, mint az adatok elektronikussá alakítása, már nem kell elvégezni.

Egyszerűsége, kényelmessége miatt a próbaszámlálások során nagyon népszerű volt a papíralapú önkitöltés: a próbakérdőívek több mint 30 százaléka így érkezett vissza.

1. táblázat

*A beérkezett kérdőívek megoszlása válaszadási módoként, 2009 és 2010
(százalék)*

Megnevezés	2009. évi próbafelvétel		2010. évi próbafelvétel	
	Összesen	Budapest	Összesen	Budapest
Interjú adatfelvételek aránya	62,3	68,0	62,7	61,8
Papíralapú önkitöltés aránya	32,7	27,0	34,8	33,4
Interneten beérkezett kérdőívek aránya	5,0	5,0	2,5	4,8
<i>Sikeres adatfelvétel összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
Sikeres adatfelvétel összesen (darab)	25 317	10 021	17 650	3 576

Az önkitöltés bevezetése egyben azt is jelenti, hogy olyan kérdőívet kell alkalmazni, amely közérthető, könnyen megválaszolható kérdéseket tartalmaz. Ugyancsak fontos, hogy az így kitöltött kérdőívek minősége megfelelő-e, eltér-e a hagyományos interjú során alkalmazottól. Ennek legkézenfekvőbb vizsgálati lehetősége az volt, hogy összehasonlítottuk az önkitöltéssel készült és a hagyományos interjú kérdőívek kitöltöttségét.

2. táblázat

*Az adathiányok aránya a kitöltés módja szerint a 2010. évi próbafelvételben
(százalék)*

Vizsgált mező	Interjú	Papíralapú önkitöltés	Internetes önkitöltés	Adathiány összesen
	kérdőíve			
Lakáskérdőív	1,9	0,1	0,4	0,8
Személyi kérdőív (központilag kódolandó adatok nélkül)	3,1	3,4	4,1	3,5
Szenzitív kérdések	7,2	7,3	13,7	9,3

A kitöltöttséget tekintve nem tapasztaltunk markáns különbségeket az egyes kitöltési módok között. Kiugró adathiányt a lakáskérdőív egyik kérdésénél sem találtunk. A személyi kérdőíven a legnagyobb arányban az élettársi kapcsolatra vonatkozó kérdésnél fordult elő adathiány, amely azonban az egy lakásban lakók adatainak együttes vizsgálatával, javító szabályok segítségével pótolható. A szenzitív kérdések többségénél a kötelezőkhöz hasonlóan nincs jelentős eltérés a különböző kitöltési módok között, a legnagyobb adathiány (amikor a „nem kíván válaszolni” választ sem jelölték) a fogyatékosokra vonatkozó kérdéseknél fordult elő.

A próbák eredményeinek részletes elemzése alapján összefoglalóan elmondható, hogy a papíralapú önkitöltés az adathiányok szempontjából hasonló eredményt hozott, mint a hagyományos interjú. Az internetes kitöltésnél tapasztalt magasabb adathiányt további szabályok beépítésével a kötelező kérdéseknél csökkenteni lehet, ami azonban meghosszabbíthatja a kitöltési időt, tehát nem alkalmazható korlátlanul. A nem kötelezően megválaszolható kérdéseknél a kitöltésre való figyelmeztetésnek valamilyen udvarias, kérő formája szükséges.

3. Az adatfelvételi mód hatásának vizsgálata

Az önkitöltéses válaszadási mód alkalmazásánál felmerülő kérdés, hogy a válaszok valóságtartalma megfelelő-e, kimutathatók-e számottevő különbségek a válaszokban az interjú eredményekhez viszonyítva. A 2009. évi próbafelvételel követően elvégeztünk egy kismintás utóvizsgálatot (ezer címet újrakérdezve) a kapott adatok valóságtartalmának ellenőrzésére. Az eredmények összehasonlítása azt mutatta, hogy a különbségek összességében az önkitöltéssel készült adatoknál sem nagyobbak,

mint az interjúsaknál. Az eltérések egy részét technikai eszközökkel (kitöltést segítő információk, internetes program módosítása) mérsékelni lehet.

Az elemzett témacsoportok közül a demográfiai kérdésblokk eredményeit összegzi a következő táblázat.

3. táblázat

A demográfiai kérdések eltérései a 2009. évi próbafelvételben és az utóvizsgálatban, felvételi módonként (százalék)

A felvétel módja	Nem	Születési év	Családi állapot	Lakóhely	Máshol lévő lakcím	Máshol lévő lakcím települése	Ténylegesen használt lakcím
	eltérése						
Internet	0,8	0,8	2,1	2,1	3,3	1,7	0,4
Papíralapú önköltés	0,3	1,1	1,7	1,6	4,7	0,0	1,2
Interjú	1,4	2,2	3,5	3,9	3,7	0,4	0,1
Összesen	0,8	1,4	2,5	2,6	4,0	0,6	0,6

Mivel mind a hazai, mind a nemzetközi statisztikában viszonylag új módszer, hogy – költségtakarékossági okokból vagy a válaszadók együttműködésének elnyerése miatt – egy adatfelvételt többféle, párhuzamosan futó technikával végeznek el, az éles népszámlálási adatok alapján érdemes lesz vizsgálatokat végezni, és elemezni a felvételi mód hatását az eredményekre. Ezzel az adatok minőségének egy újabb szempont szerinti megítélésével tudjuk segíteni a népszámlálási információk felhasználását.

4. Az internetes válaszadás jellemzői

Az internetes válaszadás bevezetése sokrétű informatikai előkészítést igényel az elektronikus kérdőívtől, a hálózati és szerverkapacitás tervezésén át, egészen az adatvédelemig. A próbák választ adtak sok olyan kérdésre, amelyek nélkülözhetetlenek a rendszer optimális megtervezéséhez.

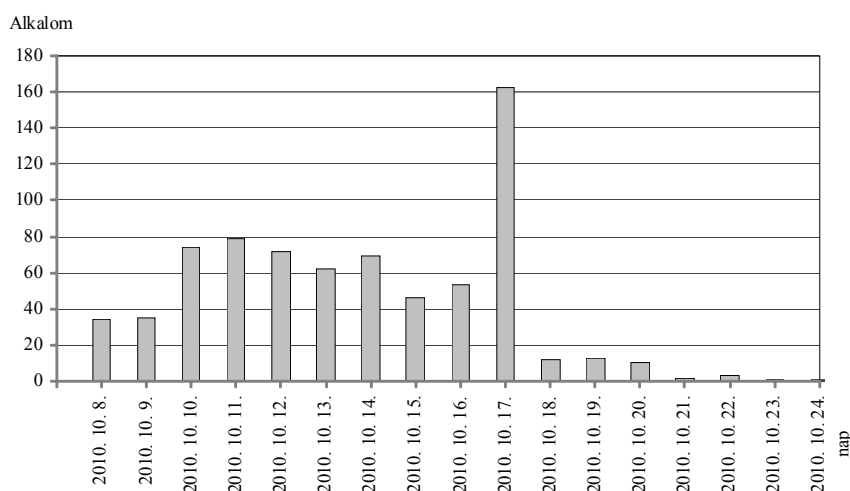
A 2010. évi próbaszámlálás során a résztvevőknek tíz nap állt rendelkezésre az elektronikus kérdőívek kitöltésére. Mivel az utolsó napon a napi átlagos kérdőív-mennyiség közel kétszerese érkezett, ezért az időszakot négy nappal meghosszabbí-

tottuk, így összesen két hét volt az internetes kitöltési lehetőség. A további négy nap során azonban már nem érkezett jelentős számú kérdőív. Összesen 509 címről próbálkoztak internetes belépéssel, 88 százalékban sikeresen.

Az internetes rendszerben lehetőség volt az adatszolgáltatás megszakítására, majd egy későbbi időpontban a folytatására. Az adatszolgáltatók összesen 728-szor léptek be a rendszerbe, ami címenként átlagosan 1,4-szeres belépést jelent. A sikeres internetes kitöltők 82,4 százaléka egyszeri belépéssel töltötte ki a kérdőívet, azaz a legtöbben az első bejelentkezés után sikeresen válaszoltak a kérdésekre, 11,3 kétszer, 3,2 háromszor, további 3,2 százalék négy vagy többször lépett be.

Az internetre történő napi és napon belüli belépések eloszlása alapján megállapítható, hogy az összes belépés majdnem fele (44,8%) hétfőgén történt, és azok közül is a vasárnap a kiemelkedő. Hét közbeni belépések esetén leginkább az esti órákban, 18 és 21 óra között töltötték ki az online kérdőívet, amiből arra lehet következtetni, hogy erre otthon és nem a munkahelyen került sor. A rendelkezésre álló teljes időszakot áttekintve megállapítható, hogy a kitöltésnek ezt a formáját általában a határ-idő előtti utolsó vasárnapra időzítették.

2. ábra. Internetes belépések száma naponként, 2010. október 8–24.



A rendszer által mért átlagos kitöltési idő egy háztartásra számítva 33 perc volt. A lakáskérdőív átlagosan 6, a személyi kérdőív egy főre vonatkozó kitöltése 11,2 percet vett igénybe. A legrövidebb kitöltési idő 2 percet tett ki, de itt csak lakáskérdőív kitöltésére került sor, a leghosszabb kitöltési idő pedig 1 óra 42 perc volt, ahol is öt személy tartozott a háztartásba.

A próbafelvétel során nem kérdeztük meg, hogy a címen élő melyik személy töltötte ki a kérdőívet. A kitöltő demográfiai jellemzőinek vizsgálatához azt vélelmeztük, hogy az első személy lehetett az, aki válaszolt. Az interneten keresztül válaszolókról ennek alapján a következőket állapíthatjuk meg: a válaszadók 57 százaléka férfi volt, szemben a többi válaszadási móddal, ahol mindig a nők valamivel nagyobb aránya mutatkozott. Az összes internetes válaszadó egyharmada a 30–39 éves korosztályból került ki. Az iskolai végzettségük igen magas, 54 százalékuk a felsőfokú végzettségűek közé tartozott. A gazdasági aktivitási adatok is nagyon beszédesek, 74 százalékuk foglalkoztatott volt. A 2010. évi próbafelvételben a tipikus internetes válaszadó tehát 30–39 éves, felsőfokú végzettségű, dolgozó férfi.

Bár az internetes próba eredményei hasznos tapasztalatokkal szolgáltak, az éles népszámláláskori internetes arányra vonatkozóan a próba alapján nem lehet előrejelzést adni. Ugyanis sok, a válaszadást befolyásoló tényező: például a népszámlálást erőteljes kommunikáció előzi meg, a válaszadás kötelező lesz. Célunk a minél magasabb internetes arány elérése, erre néhány közép-európai ország tapasztalatai is reményt adnak.

5. Az adatfelvétel szervezése

A 2009. évi próbafelvétel egyik fontos kérdése volt, hogy miképpen lehet a lakcímekeket illetően a teljeskörűséget biztosítani, mivel előre nem tudjuk, kik választják az önkitöltést, és melyik címekeket kell a számlálóbiztosnak felkeresnie. Előfeltéveséink alapján olyan kétlépcsős adatfelvételi módot teszteltünk, ahol az első lépcső az önkitöltés. Ennek lezárásaként leltárt készítettünk arról, hogy mely címekekről érkeztek be – interneten vagy (akkor még) postán – a kérdőívek. A második szakaszban csak azokat a címekeket keressük fel a számlálóbiztosok, amelyekről önkitöltéssel nem érkezett kérdőív.

2009-ben a kérdőívcsomagokat a háztartásokhoz a számlálóbiztosok juttatták el, kapcsolatfelvétel nélkül a postaládákba kézbesítették. Ezután következett az önkitöltéses időszak, majd – címenkénti monitoring alapján – a megvalósulások tényének rögzítése. Az interjú szakasz elején csak igen intenzív kapcsolattartással lehetett biztosítani, hogy a késve beérkezett postai kérdőívekről mielőbb értesüljön az érintett számlálóbiztos. (Negatív visszhangot vált ki, ha a kérdezőbiztos olyan címet keres fel, ahonnan már visszaküldték a kérdőívet.) Az önkitöltéses szakasz lezárulása és az interjú adatfelvétel kezdete között tehát megfelelő időt kellett biztosítani arra, hogy a határidő lejártakor, az esetleg néhány napos késéssel feladott kérdőívek is bekerülhessenek az érkeztető rendszerbe. A próbafelvétel tapasztalatai alapján az ehhez

szükséges idő körülbelül két hét. Valamennyi szakaszt egybevéve ezzel a kétlépcsős módszerrel az adatfelvétel lebonyolítására minimum hathetes időtartamra lett volna szükség. Miután a népszámlálási törvény módosítása a felvételi időszakot négy hétre rövidítette, szükségessé vált a 2009-ben próbált kétlépcsős módszer változtatása. Időigénye és bizonytalanságai miatt szintén elvetettük a kérdőívek postai beküldésének alkalmazását.

A 2010. évi próbafelvételben az időigényes kétlépcsős technika helyett az adatszolgáltatók lehetséges kitöltési módokról való tájékoztatása érdekében személyes kapcsolatfelvételt kértünk a számlálóbiztosoktól. A feladat elvégzésére öt nap állt rendelkezésükre 2010. október 6. és 10. között. Azonban a személyes kapcsolatfelvétellel végrehajtása nem volt zökkenőmentes. A kézbesítési szakasz során a következő problémák jelentkeztek:

- a sikeres kapcsolatfelvételhez egy címet sokszor kellett felkeresni,
- a kapcsolatfelvételt alapvetően nehezítette, hogy az adatszolgáltatók nagy része nem rendelkezett előzetes információval a felvételről, csak a számlálóbiztostól értesült,
- az adatszolgáltatók első hallásra bizonytalanok voltak abban, melyik kitöltési módot válasszák, illetve nem a megfelelő személlyel sikerült felvenni a kapcsolatot,
- a feladat végrehajtásához rövid volt az öt nap,
- sokszor nehezítő körülmények (társasházakba való bejutás nehézsége, bizalmatlanság) gátolták az adatszolgáltatókhoz való eljutást,
- a kézbesítési időszakot többnyire nem lehetett elválasztani az adatfelvételi időszaktól: ha a kapcsolatfelvétel sikeres volt, a számlálóbiztos egyúttal lekérdezte a kérdőíveket is, hogy ne kelljen ismétellen felkeresni ugyanazt a háztartást. Ezzel azonban a többi háztartással való kapcsolatfelvételre szánt idő csökkent.

Mindezek miatt a személyes kapcsolatfelvételtől lemondtunk, a számlálóbiztosok első feladata csak a kérdőívcsomagok terítése lesz az eszmei időpontot megelőző néhány nap alatt. A lakossági ismerethiányt az intenzív kommunikációs kampány mérsékelni fogja, remélhetőleg a népszámlálás idejére már sokan eldöntik, milyen módon kívánnak válaszolni. Az önkitöltés időszakában, október 1-eje és 16-a között a számlálóbiztos járja a körzetét, részben elkészíti az interjúkat az önkitöltést nem vállalókkal, részben ellátja megfelelő számú személyi kérdőívvel a papíralapú önkitöltést választókat.

Az elektronikus monitoring alapján a felülvizsgáló rendszeresen jelzi a számlálóbiztosnak, hogy a körzetében mely címekekről érkezett be internetes kérdőív, ezeket nem kell felkeresnie.

6. A kérdőív, a kérdésblokkok működése

A népszámlálás tematikája – amely meghatározza a kérdőíven szereplő kérdések tartalmát – hosszú, széles körű egyeztetési folyamat eredményeképpen alakult ki. A törvény, majd a módosítás előkészítésének időszakában a tárcakörözési szakaszban a közigazgatás szereplői jelezték adatigényeiket, illetve kifejtették véleményüket a benyújtott javaslatokról. Ugyanebben az időszakban került sor a tudományos élet adatfelhasználóival, a civilszervezetekkel, az adatvédelem és a kisebbségi jogok országgyűlési biztosával folytatott egyeztetésekre. Több megbeszélés zajlott a szenzitív kérdések kapcsán az érintett kormányzati és civilszervezetekkel.

A kérdőíveken a kérdésfeltevés módját, a kérdések sorrendjét, szóhasználatát többszöri fókuszcsoportos teszteléssel, mindhárom próbafelvétel alkalmával vizsgáltuk, értékeltük, elsősorban abból a szempontból, hogy érthető-e és segít-e az önkitöltést. A tanulságok közé tartozik, hogy az emberek többsége nem tud táblázatot kitölteni, így a háztartási, családi kapcsolatok kérdezésének hagyományosan táblázatos formájától el kellett tekintenünk. Több változatot próbáltunk a 2001-ben igen bonyolultnak bizonyult iskolázottsági blokk egyszerűsítésére, itt a megfelelő minőségű válaszok érdekében le kellett mondanunk az akkor bekért információk egy részéről. Sok tapasztalatot szereztünk a szerkesztési mód, a tördelés jelentőségéről, hiszen adatok tömege vész el, ha emiatt nehezen találják meg az adatszolgáltatók a rájuk érvenyes válaszokat.

Mindezen tapasztalatok birtokában készült el a 2010. évi próbakérdőív, amely alapvető sorrendi, szerkezeti problémákat már nem jelzett.

A lakáskérdőív a 2010. évi próbán megfelelőnek bizonyult, csak apróbb módosításokra volt szükség. Ilyennek bizonyult például a „Hogyan használják a lakást?” kérdés, ahol a „csak idényszerűen vagy másodlagosan lakják”, illetve a „kizárólag üdülésre használják” válaszok megkülönböztetése nehézségeket okozott, sokan nem tudták, hogy melyik választ jelöljék meg. Adatközlési kötelezettségeinket újból áttekintve, mivel az üdülők összeírását a törvény nem tartalmazza, a két válaszlehetőséget összevontuk.

A személyi kérdőív túl sok kiegészítő információt tartalmazott, emiatt elvesztek az ún. ugratásokat (egy-egy ismérvtételekkel rendelkezők melyik kérdéssel folytassák a kitöltést) jelző információk, ezért ezeket hangsúlyosabbá tettük, és az egyes kérdésekhez tartozó kiegészítő információkat lerövidítettük vagy áthelyeztük a kitöltést segítő útmutatóba.

A szenzitív kérdésekről pozitív visszajelzéseket kaptunk, az adatszolgáltatók többsége gond nélkül kitöltötte az ezzel kapcsolatos kérdéseket.

A kérdőív legkényesebb pontja a munkáltató megnevezése, a legtöbb logikai hibával pedig az iskolázottság, a háztartásban, családban betöltött szerep és a hozzátar-

tozó kérdések jártak. Ezekre a problémákra különböző megoldásokat kellett találnunk. A munkáltató megnevezése helyett a tevékenység leírását is elfogadjuk, reményeink szerint ez is lehetővé teszi az ágazatba sorolást. A háztartásra, családra vonatkozó blokkot a közérthetőséget előtérbe helyezve átfogalmaztuk úgy, hogy a szakmai pontosság is érvényre jusson.

További problémátípusok:

- A kérdőíven szereplő dátumok kitöltése:
 - Az idősebb emberek már nem emlékeztek korábbi évszámokra, hónapokra.
 - Helyettesítő válaszadás esetén a pontos időpontok megadása nehézséget jelent.
 - Néhány adatszolgáltató – beazonosíthatóságra hivatkozva – szándékosan nem adta meg a születésének napját.
- A település megnevezésénél az adatszolgáltatók sok esetben nem írták be a település nevét, valószínűleg nem szándékosan hagyták üresen, hanem a kérdőív formai hibája miatt (legtöbbször bekarikázták a választ, de a hozzá tartozó kiegészítő mezőt figyelmen kívül hagyták).
 - Nagy taglétszámú háztartások esetén, ahol gyakorta bonyolult családi és háztartási összetételt találtak a számlálóbiztosok, igen nehezen lehetett követni a személyek családban, háztartásban elfoglalt helyét. A próba végrehajtásában résztvevők közül többen egy egyszerű táblázat használatát javasolták segédletként. Ez azonban csak az interjú ágón jelenthet segítséget, igaz, hogy a nagy létszámú háztartások többnyire ehhez az ághoz tartoztak.
 - Sok hiba jelentkezett az elvégzett iskolai évfolyamok és a legmagasabb iskolai végzettség kitöltésénél. A kérdőívek ellenőrzése során számos esetben a két kérdésre adott válasz ellentmondott egymásnak. Logikai szabályok alapján azonban ezek többségben javíthatók, ezzel együtt a kérdésfeltevést igyekeztünk még világosabbá tenni. Nagy számban szerepelnek a kérdőíveken a nem iskolarendszerű tanfolyamok, holott a kérdés csak az iskolarendszerű képzésekre vonatkozik. A kredit-rendszerben szerzett főiskolai, egyetemi végzettségek esetén az elvégzett évfolyamok számának beírása okozott problémát, sokszor a szemeszterek számát jelölték. Az útmutatóba bekerült az ezzel kapcsolatos tájékoztatás.
 - Az adatszolgáltatók jelentős része az egyház megnevezése helyett a vallását adta meg. Ez azonban, csakúgy mint 2001-ben, nem okoz problémát, az adatok feldolgozása elvégezhető.

7. A kérdőív megújult blokkja: háztartási, családi jellemzők

A próbafelvétel a háztartás- és család adatok gyűjtésének és feldolgozásának módszerében jelentős változást hozott. A 2008-ban végrehajtott fókuszcsoportos tesztelés egyértelműen azt mutatta, hogy a háztartások és a családok kialakításához hagyományosan használt táblázatos módszer önkitöltés esetén nem alkalmazható, a szükséges információkat kérdések formájában kell tudakolni. A valós háztartási és családi helyzet több ismérv együttes értékelésével állapítható meg, amit az adathiányok jelentősen megnehezítenek. Ezért a háztartás- és családállomány kialakítása csak körültekintően kidolgozott ellenőrző és javító szabályrendszer alkalmazásával lehetséges.

4. táblázat

A háztartás- és családállomány kialakításának egyes kérdései és azok adathiánya a 2009. évi próbafelvételben (százalék)

A felvétel módja	Családi állapot	Házastársával együtt él-e	Házasságkötés éve	Élettársi kapcsolat kezdetének éve	Háztartások száma	Háztartás sorszáma*	Családi állás	Lakáshasználat jogcíme
kérdés adathiánya								
Internet	0,8	0,3	1,5	0,5	8,9	1,5	5,2	3,8
Papíralapú önkitöltés	1,4	1,5	0,3	0,1	3,5	0,0	0,8	3,1
Interjú	0,4	0,6	0,4	0,6	2,1	0,1	0,8	1,3
Összesen	0,6	0,6	0,8	0,6	4,5	0,6	2,3	2,2

* Ez alapján tudjuk a személyekről, hogy melyik háztartáshoz tartoznak: ha csak egy háztartás él a lakásban, a háztartás sorszáma valamennyi személynél 1; ha két háztartás van, a másodikhoz tartozó személynél 2 stb.

Az egyes kérdéseket külön vizsgálva látható, hogy a legnagyobb hiány a háztartások számánál figyelhető meg, de a családi állás és a lakáshasználat jogcíme esetében sem elhanyagolható mértékű.

A háztartások száma és a családi állás kitöltésének hiánya az esetek túlnyomó többségében az egyszemélyes háztartások körében fordult elő. A feldolgozásban ezek az adathiányok nem jelentkeznek problémaként, hiszen automatikusan pótolhatók. A lakáshasználat jogcímének azonban nincs ilyen kontroll lehetősége. A háztartás- és a családállomány kialakításához szükséges program ellenőrzi az egyes személyi kérdőívek adattartamát, továbbá elvégzi az együtt élő személyek kérdőíveinek összehasonlítását.

A megújult háztartás-család kérdésblokkról a próbafelvétel eredményei alapján elmondható, hogy alkalmas a háztartás- és család adatok előállításához mind az EU számára kötelező, mind pedig a hazai idősorok folytatásához szükséges formában. Az adathiányok arányát még érthetőbb, még hangsúlyosabban megfogalmazott kérdésekkel csökkenteni lehet.

A létrejött háztartás- és családállomány pontosságát, megbízhatóságát a 2005. évi mikrocenzus adatainak újrafeldolgozásával is teszteltük. Az egyes háztartás- és családtípusok megoszlásában tapasztalt különbségek az eredeti és az újrafeldolgozott adatokból kiindulva néhány tizedes eltérést mutattak, ez az eredmény megerősítette a tervezett módszer használhatóságát.

8. Hiányzó személyi kérdőívek, alulszámlálás, felülszámlálás

Az alulszámlálás mértékének megítélésére az egy címhez tartozó lakás- és személyi kérdőívek összefüggése alapján nyílt mód. A 2010. évi próbafelvételben a lakás-kérdőíven jelzett, ott lakó személyek száma nem minden esetben egyezett meg a beérkezett személyi kérdőívek számával. Összességében 1,5 százalék (Budapesten és Balatonalmádiban 4 százalék körüli) volt az aránya azoknak a személyeknek, akikről nem érkezett be kérdőív. Az internetes ágon nem fordult elő hiányzó személyi kérdőív, mert a rendszer csak a megfelelő számú kitöltött személyi kérdőív megléte esetén fogadta el az adatszolgáltatást. Az interjú válaszadásánál a hiányzó személyi kérdőívek aránya magasabb volt, mint az önkitöltést választók között. Emiatt a számlálóbiztosok oktatása során kiemelten kell kezelni az összeírás körébe tartozó személyek kérdését.

Felülszámlálás – amikor egy címről kétféle módon is érkeztek kérdőívek – minimálisan fordult elő a 2009. évi próbafelvételnél, a duplázódások azonban informatikai úton minden esetben kezelhetők, kiszűrhetők voltak.

9. A validálás lehetőségei

A próbafelvételek eredményeinek valóságtartalmát többféle módon is vizsgáltuk: összehasonlítottuk a 2001. évi népszámlálás eredményeivel, illetve ahol erre mód nyílt, a továbbvezetett népesség- és lakás adatokkal. Az összehasonlítások azt mutatják, hogy a próbafelvétel során többségében reális eredményeket kaptunk. A 2009.

évi próbafelvételt kismintás utóvizsgálat követte, a két felvétel adatainak összevetése, az adategyezőségek vizsgálata, elemzése megtörtént. A népszámlálás előkészítésének hátralevő idejében a feldolgozás során alkalmazható validálási lehetőségek, források minél teljesebb összegyűjtése és az összehasonlítás módszereinek kidolgozása a feladat.

Summary

The Hungarian Central Statistical Office plans to initiate new methods in the data collection of the 2011 Census besides the traditional enumeration performed by enumerators as many other European countries do in consequence of the increasing IT possibilities and the widespread use of the internet.

The study summarizes the experience gained during the pilot surveys conducted and shows the development of the organizational elements of the 2011 Census execution.

Kormányzati intézkedések fogyasztói árszínvonalat befolyásoló szerepe és hatásának számszerűsítése

Mináry Borbála,
a KSH főosztályvezetője
E-mail: Borbala.Minary@ksh.hu

A szerző tanulmányában arra keresi a választ, hogy miért nem sikerül Magyarországon tartósan az elvárt szinthez közelíteni az inflációt ellentétben a térség többi országával. Alapfeltevése értelmében ez nagymértékben azoknak a kormányzati intézkedéseknek az eredménye, amelyek közvetlenül a hatósági ár-megállapításon, közvetve a termékekre kivetett, fogyasztáshoz kapcsolódó adók és támogatások mértékének változtatásán keresztül hatnak a mindenkori árszínvonalra.

A dolgozatban először a magyar és a hasonló gazdasági fejlettségű országok fogyasztói árait alakító legfontosabb tényezőket vizsgálja röviden, valamint azokat a rendelkezésre álló mutatókat mutatja be, amelyekkel ugyan bizonyos korlátokkal, de le lehet mérni az egyes kormányzati intézkedések hatását. Majd kísérleti számításokat ismertet arról, hogy különálló mutatószámok integrálásával milyen módon kaphatunk teljesebb képet a kormányzati beavatkozások mértékéről.

TÁRGYSZÓ:
Fogyasztói ár.
Infláció.
Európai Unió.

A piaci viszonyok 1980-as évekbeli terjedése a magyar gazdaságban magával hozta az árrendszer többrendbeli és -irányú módosítását, ami egyre jelentősebb ár-emelkedésekben nyilvánult meg: 1988-tól 1999-ig az éves árnövekedés kétszámjegyű volt. A piacgazdaságra történő átállás azonban Kelet-Közép-Európa többi országában is jelentős infláció mellett ment végbe. (Az időszak áralakulását a F1. táblázata mutatja be.)

Az Európai Unióhoz való csatlakozásunk óta a konvergenciaprogramokban meghirdetett célértékek által értelemszerűen szigorúbb keretek közé és elbírálás alá esik az infláció alakulásának megítélése, mint korábban. Ezért érdemes megvizsgálni, hogy mi történt az azóta eltelt években. (Lásd a F2. táblázatát.)

Bár 2004-ben megtört, 2005-ben ismét tovább folytatódott a fogyasztói árak 1996-tól kezdődő, egyre kisebb ütemű emelkedésének folyamata, ami újfent nem bizonyult tartósnak. 2006. augusztustól ugyanis gyorsulásnak indult az éves árnövekedés, és a gazdasági kiigazító csomagok hatására 2007-ben a fogyasztói árak meredek emelkedésbe kezdtek. Év elején több hatósági intézkedés lépett életbe, melyek árfelhajtó szerepének következtében a magyar inflációs folyamatok elszakadtak a térségben és az Európai Unióban megfigyelt áralakulástól. Ezt követően pedig erre még az a külső tényezők által gerjesztett inflációs nyomás is ráakadt, amelyre a kormánynak semmiféle ráhatása nem volt és nem is lehetett: egyrészt a világpiaci kőolajárak emelkedése miatt drágultak az üzemanyagok, másrészt a kedvezőtlen időjárási viszonyok következtében jelentősen megugrottak az élelmiszerárak. Ezek a hatások határozták meg alapvetően a 2008. év eleji inflációs folyamatokat is, míg a kőolajárak emelkedésének a kibontakozó pénzügyi és gazdasági válság vetett véget. A világpiaci árak 2008 második felében drasztikusan visszaestek, melyet a hazai kutaknál az árak követtek ugyan, de közel sem azonos mértékben. Ebben a forint/dollár-árfolyam kedvezőtlen alakulása mellett az is szerepet játszott, hogy az árak csökkentése általában nem áll az üzleti felek érdekében.

2009 elején a válság által kiváltott keresletszűkülés hatására az árak csak csekély mértékben növekedtek, ekkor a hazai infláció tendenciájában összhangban állt az európai uniós folyamatokkal. 2009. júliustól azonban egy újabb kormányzati beavatkozás, az áfa és jövedéki adókulcsok emelése nyomán az árnövekedés üteme felgyorsult, és így ellentétesen kezdett mozogni, mint ahogy az a többi tagállamban megfigyelhető volt. 2010. évben a fogyasztói árak alakulására továbbra is befolyással volt a beszűkült kereslet, de az élelmiszerek árai a kedvezőtlen időjárási viszonyok miatt kialakult rossz terméseredmények következtében az év második felében emelkedni kezdtek.

Az árstabilitásra vonatkozó konvergenciakritériumot, mely kimondja, hogy a vizsgált ország fogyasztói árszínvonalának emelkedése a legjobb eredményt felmutató három tagállam átlagos inflációs rátáját legfeljebb 1,5 százalékponttal haladhatja meg, a csatlakozásunk óta nem sikerült tartósan teljesíteni. Legközelebb 2006-ban voltunk a célértékhez, azonban akkor is csak 2 hónapon keresztül. Ezzel szemben a velünk együtt csatlakozott többi tagállam közül már ötnek sikerült belépnie a Gazdasági és Monetáris Unióba.

1. Az inflációra ható tényezők

Ebben a részben a teljesség igénye nélkül számba veszem azokat a fontosabb tényezőket, amelyek a kelet-közép-európai országokban, így Magyarországon is az elmúlt és elkövetkező években kiemelt szerepet játszottak, illetve játszhatnak az infláció alakulásában.

1.1. Felzárkózás, árkonvergencia

A konvergencia szó összetartást, az egymáshoz való alkalmazkodás eredményeként kialakuló hasonlóságot, nem azonos kezdeti fejlettségi szint esetén felzárkózást jelent. A közgazdaságilag értelmezett konvergencia már értelemszerűen azelőtt elkezdődött a térségünkben, hogy csatlakoztunk volna az Európai Unióhoz. 2004 májusát követően azonban ez a folyamat szabályozott, irányított mederbe került a konvergenciakritériumok és -jelentések, valamint ezek rendszeres, szigorú értékelése által.

Cél, hogy az újonnan belépők fejlettségi szintben – melynek egyik mérőszáma az egy főre jutó GDP vásárlóerő-paritáson – közelítsenek az élenjáró tagállamokhoz.

Ciprust és Máltát nem figyelembe véve, a csatlakozás évében hazánk a szlovén és a cseh gazdaság mögött a harmadik legfejlettebb államnak számított, ám ezt követően jelentős negatív fordulat történt. 2004 és 2009 között ugyanis Magyarországot kivéve a többi országban előrehaladás következett be ezen a téren, vagyis az uniós átlaghoz képest mérséklődött a lemaradás. Bár Magyarország még 2009-ben is a negyedik helyen állt, de éppen csak megelőzve Észtországot és Lengyelországot, tehát érdemben csak két ország van, akik fejlettségben nem értek be minket.

A vizsgált időszak egészét tekintve nem meglepő módon azt látjuk, hogy két ország zárkózott fel a legnagyobb mértékben: Szlovákia, amely 2009. januártól és Észtország, amely 2011. januártól csatlakozott a Gazdasági és Monetáris Unióhoz.

A felzárkózási folyamat az árszínvonal konvergenciája tekintetében is szükségképpen bekövetkezik, aminek legfontosabb elméleti alapja a Balassa–Samuelson-hatás. Ennek értelmében a felzárkózó országokban magasabb az infláció, mint a fejlett országokban, mivel a külkereskedelmi forgalomba kerülő ún. „tradable” termékeket előállító szektorban alacsonyabb a termelékenység, míg a „non-tradable” szektorban (elsősorban a szolgáltatások sorolhatók ide) jóval kisebbek ezek a különbségek. A konvergenciafolyamat velejárójaként a felzárkózó országban a tradable szektorban a termelékenység nagyobb ütemben növekszik, és mivel az országon belül a bérekben, illetve azok növekedési ütemében nincs jelentős eltérés a két szegmens között, ezért a szolgáltatási területen tevékenykedő vállalatok kénytelenek árait nagyobb ütemben növelni, amely magasabb inflációt eredményez.

A Balassa–Samuelson-hatást számos tanulmány számszerűsíti attól függően, hogy non-tradable szektornak a teljes vagy csak a piaci szolgáltatási kört jelöli meg. Hazánk tekintetében a becsült hatás egy és két százalékpont közötti (Égert [2010]). Az is egyértelmű, hogy ez az időben előrehaladva csökkenő tendenciát mutat, de még ma sem elhanyagolható mértékű.

Vannak olyan strukturális tényezők, melyek nem hozhatók közvetlenül kapcsolatba a Balassa–Samuelson-hatással, de mégis befolyásolják az árszínvonal konvergenciáját. Az egyik ilyen a fogyasztás eltolódása a jövedelmek növekedésével párhuzamosan a jobb minőségű, magasabb árú termékek felé (Darvas–Szapáry [2008]). Ezt a hatást azonban nehéz lenne számszerűsíteni, hiszen számolni kell azzal, hogy egyes termékkörökben a gyors technológiai fejlődés következtében a korábbi, gyengébb minőség már nem is található meg a piacon.

Egy másik strukturális tényező a fejlődő országokban az egészség- és oktatásügyi reformok kérdése, amelyek csak részlegesen vagy még látszólag se valósultak meg. Hazánkban is láthattunk mindkét területen próbálkozásokat, de gyökeres változásokra nem került sor, illetve az árszínvonal-emelő intézkedéseket visszavonták. Ilyen volt a felsőoktatási tandíj többször kezdeményezett bevezetése vagy a 2007. évben újtárra indított, majd 2008. évben visszavont vizitdíj.

Főként Magyarország esetében e tényezők mellett ugyancsak kiemelt szerepet játszanak a kormányzati, önkormányzati ármegállapítás alá eső termékek és szolgáltatások átlagos fogyasztói árindexet drasztikusan meghaladó árnövekedésének inflációt gerjesztő hatásai is. Így érdemes részletesebben foglalkozni a hatósági intézkedésekkel.

1.2. Az árszínvonal alakulását közvetlenül érintő hatósági intézkedések

Az 1980-as évek végére felpörgő infláció kialakulásában jelentős szerepet játszott, hogy meg kellett szüntetni a korábbi árrendszer torz árarányait és a nagy ellátó rend-

szerek működésében a totális szolidaritás elvről biztosítási alapúra kellett áttérni (*Cinkotai* [2010]). Megjegyzendő, hogy főként ez utóbbi Magyarországon még a mai napig sem valósult meg teljesen.

Emellett szükségessé vált a termelési és fogyasztói támogatások leépítése, ami szintén nagy hatást gyakorolt az árszerkezet átalakulására. Az adók árképző szerepe is erősödött.

Az eddig felsorolt tényezők mellett, melyek mind kormányzati hatáskörbe tartoznak, a közérdek figyelembe vétele nélkül végrehajtott privatizáció, az importliberalizáció, a külkereskedelmi összetétel gyökeres változása, a kereskedelmi tőkének, valamint a tőkeköltségeknek és -jövedelmeknek árkalkulációkban való megjelenése sem elhanyagolható hatást fejtett ki a térség inflációs folyamataira.

Szabályozott árak

Minden országban találhatunk olyan termék-, illetve szolgáltatáscsoportokat, amelyek áralakulását nem a piaci viszonyok, a kereslet-kínálat változása határozza meg, hanem a kormányzat. Az állami árszabályozás mértéke országonként eltérő, azonban általánosságban elmondható, hogy a volt szocialista országokban jelentősebb termékkör kerül központi szabályozás alá, mint a fejlett piacgazdaságokban.

A szabályozás összetettsége, a változatos piaci viszonyok következtében sok esetben ma már annak megállapítása sem egyszerű, hogy pontosan mely termékek, illetve szolgáltatások árát állapítják meg hatóságilag. Hatóság éppúgy lehet a központi kormányzat, mint az önkormányzatok vagy az általuk felhatalmazott szervezetek.

Hasonlóan az általános árszínthez, a szabályozott árak és a gazdasági fejlettség között is határozott pozitív összefüggés látszik kirajzolódni (*MNB* [2008]).

Emellett feltétlenül figyelembe kell venni azt is, hogy a szabályozott árak alakulása politikai okokból eltérhet attól a trendtől, amelyet a piaci viszonyok gazdaságilag indokoltá tennének, de hosszú távon ezek a torzulások nem tarthatók fent.

Magyarországon magas a valamilyen módon hatósági szabályozás alá eső termékek és szolgáltatások aránya. Ráadásul ezek árnövekedése rendre meghaladja az átlagos inflációt.

Ellentmondásnak tűnhet, hogy akkor, amikor az árszabályozás mind kisebb és kisebb szerepet kap a gazdaságpolitikában, a szabályozott áras termékkör súlya Magyarországon folyamatosan növekszik. Arányaiban a legnagyobb növekedés a gyógyszer, gyógyárúnál, a közüzemi díjaknál és az energiánál figyelhető meg. Értelemszerűen, ha egyes, árrugalmatlan csoportok esetében minden évben átlag fölötti drágulás történik, akkor azok súlya is növekedni fog.

I. táblázat

Szabályozott áras termékek és szolgáltatások árváltozása, valamint súlyarányuk a fogyasztói árindexben (százalék)

Csoport	Súlyarány		Árindex 2010/1991
	1992	2010	
Óvodai, bölcsődei étkezés	0,155	0,121	1036,6
Iskolai étkezés	0,470	0,387	981,6
Gyógyszer, gyógyáru (TB által támogatott)	0,542	1,258	4266,0
Távfűtés	0,659	1,322	1348,8
Elektromos energia	1,516	3,675	1696,2
Vezetékes gáz	0,785	2,998	2098,8
Lakbér	1,009	0,604	993,4
Szemétszállítás	0,127	0,980	2100,9
Vizdíj	0,515	1,245	1550,7
Csatornadíj	0,172	0,780	2508,3
Helyi tömegközlekedés	0,742	0,896	1755,9
Taxi	0,134	0,147	1254,6
Távolsági utazás (repülő nélkül)	0,629	1,033	983,8
Postai szolgáltatás	0,246	0,095	1133,8
Vezetékes telefonszolgáltatás	0,376	0,664	673,9
Szerencsejáték	0,930	0,621	1025,7
<i>Összesen</i>	<i>9,007</i>	<i>16,826</i>	

Megjegyzés. 2010-ben a fogyasztói árindex 801,8 százalék volt az 1991. év bázisán.

Forrás: A KSH tájékoztatási adatbázisa és a fogyasztói árindexről szóló 1992 és 1999 közötti éves kiadványai.

Termékadók és támogatások

A fogyasztói árakra az adóváltozások közvetlenül és közvetve is hatással vannak. Ez utóbbira példa a személyi jövedelemadó, hiszen egy azt érintő módosítás egyrészt az elkölthető jövedelmet, másrészt – mivel a bérköltség az egyik legjelentősebb arányt képviseli a termékek előállítási költségein belül – költségoldalról, illetve a keresleti viszonyok átalakulásával nem elhanyagolható mértékben a piaccgazdaságok fogyasztói árait is befolyásolni tudja. Ennél azonban sokkal kézzelfoghatóbb kihatása van a forgalmi adók változásának, mivel ezeket végső soron mindig „a sor végén álló” fogyasztóknak kell megfizetniük.

Ugyancsak a piaccgazdaságra történő átállás következménye a támogatások körének és mértékének a jelentős csökkenése. A fogyasztói árkiegészítések szinte teljesen leépítésre kerültek, és a termelői ártámogatások igénybevételére is csak korlátozottan van mód.

A támogatások, illetve az azok változása által létrejövő inflációs hatások számszerűsítése sokkal problémásabb, mint az adóké, mivel ezeket sok esetben nem a termék, illetve szolgáltatás természetes mértékegységében határozzák meg, és így nehezen rendelhetők hozzá konkrét árakhoz. Mindemellett a támogatások drasztikus leépítése a kilencvenes évek elejére megtörtént, melynek köszönhetően az elmúlt évek eseményeinek vizsgálatakor kevésbé kell számolni ezzel a hatással.

1.3. Külgazdasági tényezők

Az előző pontokban olyan tételek szerepeltek, amelyre a mindenkori magyar kormányzatnak befolyása van, tehát integrált részét képezik a hazai gazdaságpolitikának. Egy olyan nyitott gazdaság esetében azonban, mint a magyar, nem tekinthetünk el a külső gazdasági hatásoktól, például az importált inflációtól sem. Figyelembe véve, hogy a lakossági fogyasztás számos területén az importtermékek aránya jelentős, nem tudjuk függetleníteni magunkat az országhatáron túli eseményektől. Erre talán a legismertebb példa az energia és más nyersanyagok elmúlt évtizedekben többször bekövetkezett világgpiaci árrobbanása, illetve ezek begyűrűzése a hazai gazdaságba és árakba.

Az üzemanyagok fogyasztói árát döntően három tényező, a kőolaj világgpiaci árának alakulása, a forintárfolyam és az üzemanyagok árába épített jövedéki és általános forgalmi adó mértéke határozza meg.

Bár a benzin termelői ára a végső fogyasztói ár kicsit több mint harmadát teszi csak ki, és a többi főként adó, illetve árrés, a hazai üzemanyag fogyasztói árindexe együtt mozog a környező országokéival. A hazai árak alakulását tehát alapvetően a külső tényezők, elsősorban a világgpiaci árak határozzák meg, hiszen a forint/dollár-árfolyam a többi országra nincs hatással.

A következőkben számba veszem azokat a mutatókat, melyekkel számszerűsíthetővé válik néhány, inflációra ható tényező, valamint azon számítások eredményéről írok, melyek során egy mutatóba „tömörítettem” a hatósági intézkedések hatását.

2. Az infláció kemény magja – maginfláció-típusú mutatók

A fogyasztói árindex jellegéből adódóan csak arra tud választ adni, hogy az árak milyen módon változtak a múltban. Természetesen a historikus adatok vizsgálatával, melyeket a legtöbb előrejelző modell felhasznál, le lehet következtetéseket vonni, de az előrejelzések megbízhatóságának fokozásához további eszközöket lehet és kell bevetni.

A monetáris politikát alakítók, elsősorban az országok nemzeti bankjai számára kiemelten fontos, hogy minél pontosabb kép alakuljon ki az inflációs folyamatok közép-

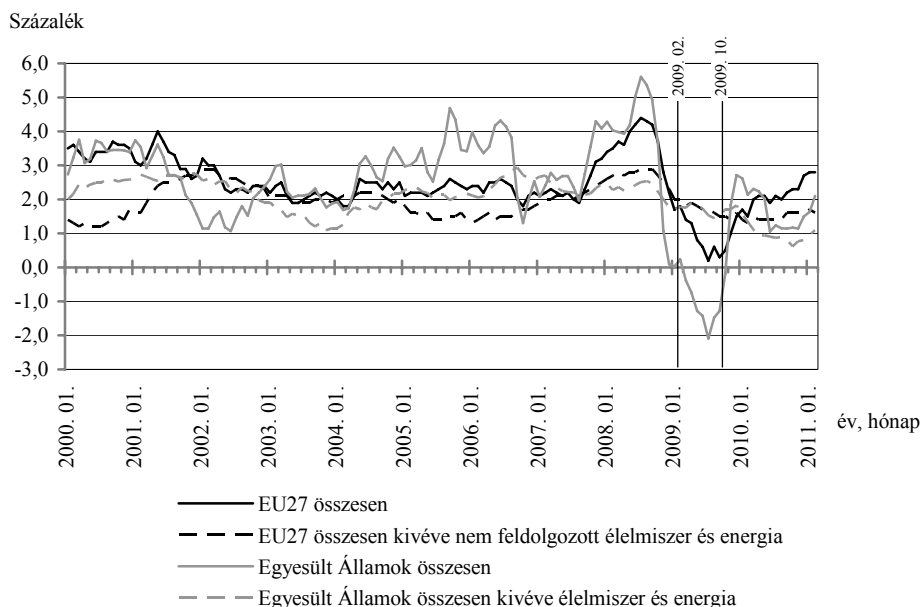
és hosszú távú trendjéről, főként ott, ahol az infláció-célkitűzés rendszerét használják, mint hazánkban. Ezek a célszámok vagy intervallumok a gazdaság különböző szereplői számára szintén nélkülözhetetlenek az üzleti tervek megalapozott elkészítéséhez.

Szükség van tehát egy olyan mutatóra, ami pontosabban jelzi előre az infláció trendjét, kiszűrve a fogyasztói árindexből azokat a hatásokat, eseményeket, amelyek egyszeri, sokszerű árváltozást okoznak, de tartósan nem részei a rendszernek. (Az utóbbiakat kiugró értékeknek, zajnak tekinthetjük, amelytől a trendet meg kell tisztítani.) Ez a maginfláció, mely nevével is jelzi, hogy az infláció kemény magját mutatja ki.

Magyarországon ennek számítását a Magyar Nemzeti Bank indította el, a kiszűrt tételek főként az időjárás által befolyásolt élelmiszerek, valamint a kínálati sokkok által érintett energiahordozók voltak. Később a módszert finomították, majd a Központi Statisztikai Hivatal és a Magyar Nemzeti Bank 2001. évi együttműködésének köszönhetően született meg az a mutató, amelyet a KSH kisebb módosításokkal azóta is számít és közlétesz.

Jelenleg kiszűrésre kerülnek a nem feldolgozott élelmiszerek, az energiahordozók, valamint a hatósági áras termékek és szolgáltatások. 2011-ben ezen csoportok súlyaránya a fogyasztói árindexben 31 százalék. A mutató alakulására vonatkozó adatok a F3. táblázatában találhatóak.

1. ábra. Az Európai Unió és az Egyesült Államok 12 havi inflációs rátái



Forrás: Az Egyesült Államok Munkaerő-statisztikai Hivatalának (U.S. Bureau of Labor Statistics) és az Eurostat statisztikai adatbázisa.

A maginfláció számításának se az Európai Unióban, se a tengerentúlon nincs egységesen kidolgozott, elfogadott módszere. Leggyakrabban az egyes termék- és szolgáltatáscsoportok (mint például az Egyesült Államokban a teljes élelmiszer- és energiacsoport vagy ennek finomított változataként Európában a nem feldolgozott, illetve szezonális élelmiszerek és az energia) kizárásával készített, megtisztított mutatókat alkalmazzák.

Bár a mai globalizált világban nincs jelentős eltérés az inflációs folyamatokban az Európai Unió és az Egyesült Államok között, az utóbbiban tapasztalható nagyobb áringadozás feltehetőleg annak köszönhető, hogy az Európai Unió átlaga sok mindent elfed a 27 tagállam ármozgásaiból. Az 1. ábrán jól látszik, hogy a pénzügyi és gazdasági világválság szintén hasonló ármozgásokat eredményezett, igaz a tengerentúli országban jelentősebb kilengésekkel, 2009. február és október között negatív értékekkel. Az Unión belül is voltak azonban országok (leghosszabb ideig Ír- és Lettország), amelyek fogyasztói árindexe néhány hónapon keresztül árcsökkenést mutatott.

A negatív értékek tükrében talán jogosak voltak a deflációs félelmek, de a maginflációs mutatókat 2000-től vizsgálva megállapítható, hogy már az Egyesült Államok esetében sincs tartós árcsökkenés, a legalacsonyabb értékeket 2010-ben mérték.

Az Európai Unióban a maginflációs mutató szemben a teljes harmonizált fogyasztói árindexszel a válság alatt nem süllyedt történelmi mélységekbe, hasonló értékek már 2000-ben és 2006-ban is megfigyelhetők voltak.

3. Változatlan adótartalmú árindex

Az elmúlt években mind az Európai Unióban, mind Magyarországon felmerült az igény egy olyan inflációs mutatószám kidolgozására, amely kiszűri a fogyasztói árakba beépített közvetett adók változásának hatását. Ez elsősorban a monetáris politika alakítói számára érdekes, mivel a közvetett adók mértéke jelentősen befolyásolhatja az infláció nagyságát egyszerű szintnövekedést okozva, ami a hosszú távú előrejelzéseknél figyelmen kívül hagyandó. Ebből a szempontból tulajdonképpen a maginflációval mutat egyezőséget, segít a tartós trend meghatározásában a „zavaró” tényezők kiszűrése által.

Az adóváltozások hatásának kiküszöbölésére több lehetőség is van. A legegyszerűbb, ha azon csoportok árindexeiből, amelyek árai például jövedéki adót is tartalmaznak, becslést készítünk ennek inflációra gyakorolt hatásáról. Ezzel a módszerrel azonban pont a legjelentősebb közvetett adó, az áfa változásának hatását nem tudjuk számszerűsíteni, hiszen az néhány kivételtől eltekintve minden termék, illetve szolgáltatás árában jelen van.

Erre megoldást a nettó inflációs mutató kínál, amely a bruttó árak helyett nettó árakból számítja ki az árindexet. (Bruttó ár az áfát és egyéb fogyasztási adót tartalmazó végső kiskereskedelmi ár, míg a nettó ennek adók nélküli változata.) A mutató hátránya, hogy akkor is lehet eltérés a nettó és a bruttó árakból számított fogyasztói árindex között, ha az adómértékek nem változtak. Ez a hatás a fix összegben kivetett adók esetén lép fel.

Ezért annak érdekében, hogy e probléma is kiküszöbölhető legyen, nettó inflációs mutató helyett változatlan adótartalmú árindexet kell számítani, amely csakis akkor mutat eltérést a fogyasztói árindextől, ha az adómértékekben változás történik. Ekkor nem magukat az adókat szűrjük ki az árindexből, hanem azok változásának hatását. A gyakorlatban ez úgy történik, hogy kiszámítjuk mekkora lenne az árindex, ha a tárgyidőszakban is a bázisidőszaki adókulcsok lennének érvényben.

A változatlan adótartalmú mutató értelmezésekor azonban fel kell hívni a figyelmet egy komoly veszélyre. A kalkuláció során azt feltételezzük, hogy az adókulcsok változása haladéktalanul és teljes mértékben megjelenik a fogyasztói árakban, amit az élet nem igazol: az adó csökkentése, de még emelése is csak részben mutatkozik meg az árakban. Végső soron tehát a változatlan adótartalmú árindex elméleti, teljes adóhatást mutat ki, ami torz képet festhet a ténylegesen lejárló folyamatról.

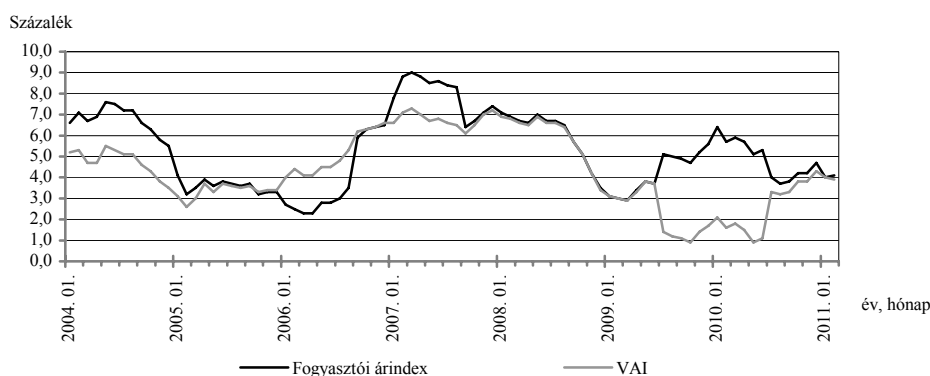
Hazai változatlan adótartalmú fogyasztói árindex

Az Európai Unióhoz való csatlakozásunk évében és az azóta eltelt időszak alatt az áfakulcsok és az alájuk besorolt termékek köre majdnem annyit változott, mint az áfa bevezetése óta, ezért indokolt volt a változatlan adótartalmú árindex hazai számítása.

Ebben a mutatóban a lakossági fogyasztásban kisebb szerepet betöltő közvetett adók (például az egyes audiovizuális termékek árában szereplő kulturális járulék) egyrészt kisebb jelentőségük, másrészt nehéz számszerűsítésük miatt nem jelennek meg. A termékeket és szolgáltatásokat érintő közvetett adók közül az általános forgalmi adó, a jövedéki adó, valamint az új személygépjárművek és motorkerékpárok regisztrációs adójának változása kerül kiszűrésre. A 2004 és 2010 közötti időszak fontosabb adóváltozásait a F4. táblázatában mutatom be, elméleti hatásukat pedig a 2. ábrán a változatlan adótartalmú (VAI) és a fogyasztói árindexek közötti különbség szemlélteti.

Az Eurostat 2009 októberében kezdte meg egy új mutató, a harmonizált változatlan adótartalmú árindex (harmonized index of consumer prices at constant tax rates – HICP-CT) közzétételét. Ennek célja, hogy kimutassa a közvetett adók változásának inflációra gyakorolt elméleti hatását az EU tagállamaiban.

2. ábra. A változatlan adótartalmú és a fogyasztói árindexek alakulása
(12 havi változás)



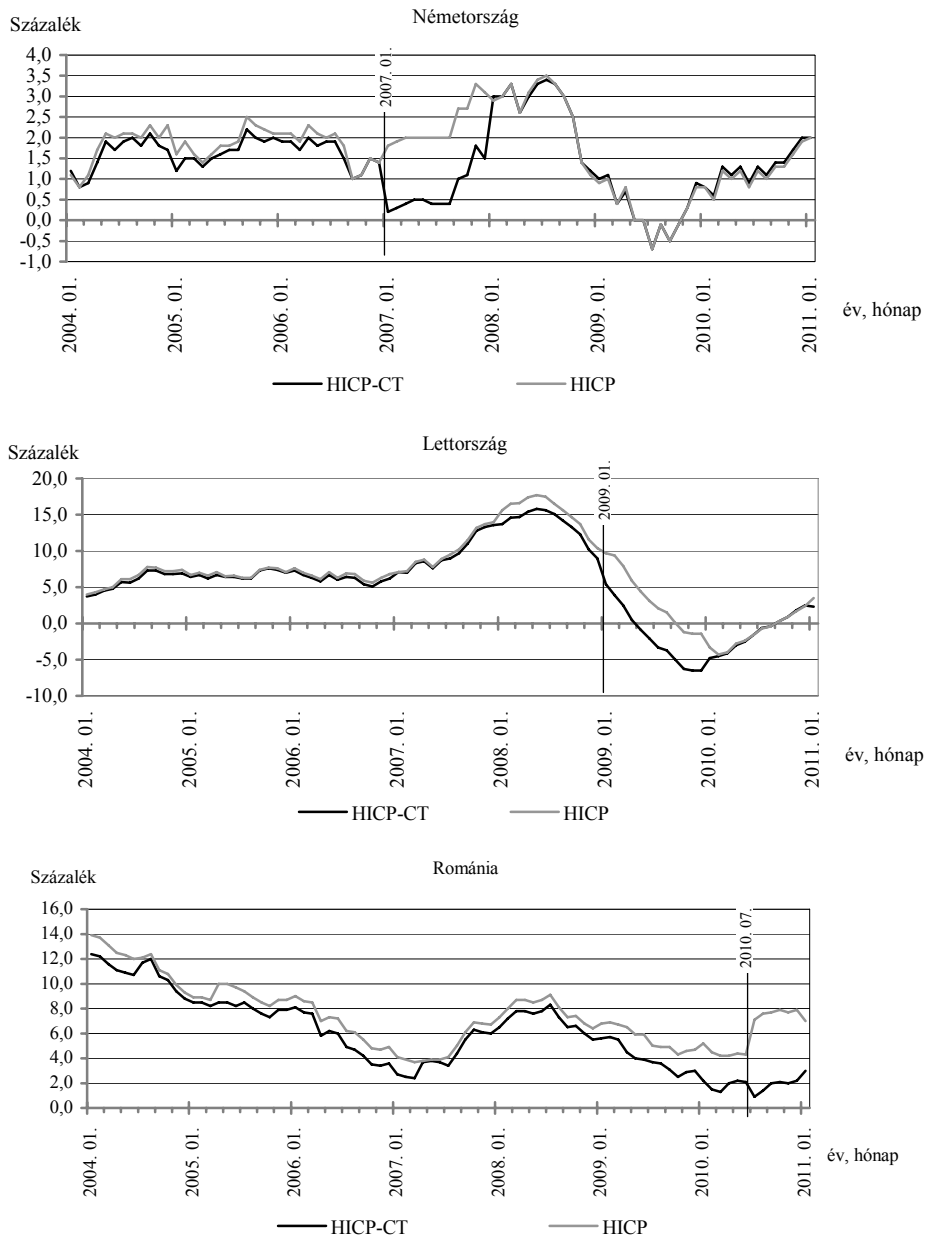
Forrás: KSH [2004–2011a].

Megvizsgálva az országok mutatóit egyértelműen azt látjuk, hogy azokban az esetekben mutatkozik érdemi eltérés a harmonizált¹ fogyasztói és a harmonizált változatlan adótartalmú árindexek között, amikor az áfakulcsokban jelentős mértékű változtatás történik. Ez egyáltalán nem meglepő annak tükrében, hogy a másik kiemelt adófajta, a jövedéki adó a termékek csak egy igen szűk körét érinti, míg az áfa gyakorlatilag néhány tárgyi adómentes csoporttól eltekintve a teljes termék-, illetve szolgáltatási kört. Néhány példa erre: Németországban a normál áfakulcsot 2007. januárban 16-ról 19 százalékra, Lettorszában 2009. januárban 18-ról 21 százalékra, Romániában pedig 2010. júliusban 19-ről 24 százalékra emelték. A harmonizált változatlan adótartalmú árindexekről készített grafikonokon jól látszanak ezen intézkedések hatásai.

Az adatokból kiolvasható, hogy például Németországban 2007. januárjában egy hónap alatt mindössze 0,4 százalékponttal gyorsult az infláció, miközben az áfakulcs emelése ennél nagyobb ütemű növekedést kellett volna, hogy gerjessen, egészen pontosan 1,2 százalékpontosat. Ezt ki is mutatja a harmonizált változatlan adótartalmú árindex olyan alacsony értéket elérve, ami a realitásoktól távol áll. Ez azonban ugyanaz a probléma, mint amit már a téma felvezetésénél vázoltam, így az adatokat elemezve a mutató felhasználhatósága megkérdőjelezhető.

¹ A harmonizált fogyasztói árindex (harmonized index of consumer prices – HICP) az egyes tagállamokban számított fogyasztói árindexek összehasonlíthatóságát biztosítja, 18 tanácsi és bizottsági rendeleten keresztül. A magyar fogyasztói és harmonizált fogyasztói árindex hasonló, de nem teljesen azonos értékeket vesz fel. Ennek okai a következők: a két mutató lefedettsége különböző (a HICP nem foglalja magában a szerencsejátékok és az imputált lakbér tételeit), a harmonizált mutatóban a hazai lakosság fogyasztása mellett az idelátogató külföldiek is benne van a súlyarányokon keresztül, a HICP az egyes közüzemi díjak árváltozását azok hatályba lépésének időpontjában tartalmazza, míg a hazai fogyasztói árindex csak akkor, amikor az új díjakat felölölő összeget a lakosságnak ki kell fizetnie.

3. ábra. A harmonizált fogyasztói és harmonizált változatlan adótartalmú árindexekből számított 12 havi inflációs ráták 3 tagállam esetében



Forrás: Az Eurostat statisztikai adatbázisának árindexadatai.

4. Kísérlet a hazai fogyasztói árindex megtisztítására a kormányzati intézkedések hatásaitól

Alapfeltevésem, amely szerint a hazai infláció nagyságára a kormányzati intézkedések alapvető befolyással vannak, részben már bizonyítást nyert, mind a szabályozott áras termékkör átlag feletti áremelkedésének, mind az adóváltozások hatására bekövetkezett inflációs ütemnövekedés vizsgálatakor.

Bár a szabályozott árak elemzése során, követve a nemzetközi ajánlásokat, azzal a feltételezéssel éltem, hogy azon termékek nem sorolhatók ebbe a körbe, amelyek fogyasztói árának nagyobb részét a közvetett adók teszik ki, nem tekinthetünk el a kormányzati beavatkozás adómértékeken keresztül megvalósuló, inflációra gyakorolt hatásától sem. Éppen ezért célom, hogy ennek a két tényezőnek az együttes hatását aggregált formában, egyetlen mutató segítségével állapítsam meg.

A számításokat a 2004. januártól 2011. februárig terjedő időszakra végeztem. A kiindulási hónapot alapvetően két ok miatt választottam. Egyrészt a hazai infláció növekedési ütemében a kilencvenes évek közepén beindult fokozatos csökkenés ekkor tört meg először, másrészt 2004-ben csatlakoztunk az Európai Unióhoz, ami szintén mérőföldkőnek számít.

A hatósági intézkedések árbefolyásoló hatásának egy mutatóban történő összevonását legegyszerűbben úgy értem el, hogy egy változatlan adótartalmú fogyasztói árindexet (a továbbiakban „Kísérleti 1”) számítottam a szabályozott árak elhagyásával. Ennek menete a következő volt: a tanulmány korábbi részében bemutatott változatlan adótartalmú árindexből elhagytam azokat a szabályozott áras termékeket és szolgáltatásokat, amelyeket az 1. táblázat tartalmaz.

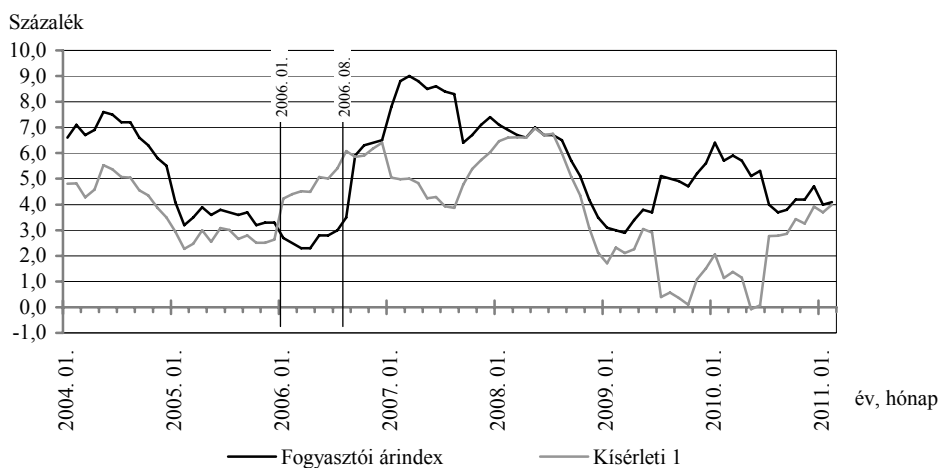
A kapott eredmények azt mutatják, hogy az elméleti adóhatás kiszűrésével és a hatósági ármegállapítás hatálya alá tartozó csoportok kiiktatásával számított alternatív inflációs mutató („Kísérleti 1”) majdnem a teljes vizsgált időszak alatt alacsonyabb, mint a fogyasztói árindex, tehát a kormányzati intézkedések egyértelműen ár-felhajtó tényezőként vannak jelen hazánkban. A 2006 januárja és augusztusa közötti időszak eredményeire pedig a normál áfakulcs ekkor történt csökkentése ad magyarázatot.

A „Kísérleti 1” mutatónak azonban több hiányossága van. Egyrészt, mint az a változatlan adótartalmú árindexet bemutató részben már kiderült, ez az indikátor az adóváltozások teljes elméleti hatását vetíti rá a fogyasztói árindexre, a teljes adóhatás a valóságban azonban sosem jelenik meg a fogyasztói árakban.

A probléma kiküszöbölésére a változatlan adótartalmú árindexet korrigáltam azoknál a termékeknél és szolgáltatásoknál, ahol az adóváltozás csak részlegesen jelent meg a végső árakban. Ennél a lépésnél feltevésekre és becslésekre kellett támaszkodnom, mivel nem állnak rendelkezésre adatok arra vonatkozóan, hogy milyen

módon alakultak volna pontosan a fogyasztói árak, ha nem történik adókulcsmódosítás. Amikor a kereskedők nem építették be a teljes adóemelést az áraikba, akkor vagy az árrésüket mérsékelték, vagy a beszállítóknál csökkentették az átvételi árakat. Változatlan adókulcsok mellett azonban (amit a változatlan adótartalmú árindexnél feltételezünk) nem feltétlenül hozták volna meg ezeket a döntéseket, tehát a fogyasztói ár ugyanaz maradt volna, nem pedig csökken, mint ahogyan azt a VAI mutatja. Amikor pedig az adókulcs mértéke ellentétben a fogyasztói árakkal kisebb lett, a kereskedők nem adták tovább a fogyasztóknak ezt a kedvezményt, hanem saját hasznukat növelték vele. Az egyértelműen számszerűsíthető, hogy a fogyasztói áraknak mennyivel kellett volna csökkeni, ha más ármozgás nem történik az adott időszakban.

4. ábra. A fogyasztói árindex és a szabályozott áráktól megtisztított változatlan adótartalmú árindex 12 havi változása

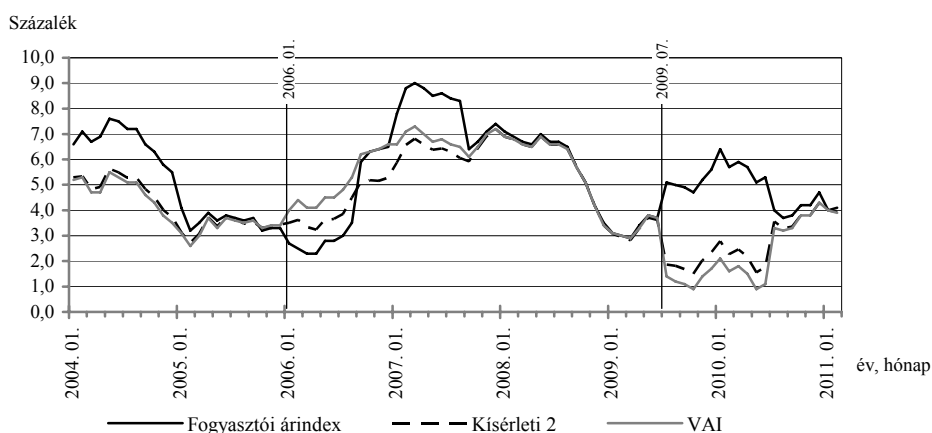


Forrás: Saját számítás a KSH [2004–2011a] alapján.

Ennek megfelelően a változatlan adótartalmú árindexet úgy módosítottam, hogy ne a teljes elméleti adóváltozás hatását vetítse rá a fogyasztói árindexre. Az így kapott mutatót „Kísérleti 2” jelöléssel láttam el. A becslés módszere a következő volt: áfakulcsemelésnél, amennyiben egy adott termék vagy termékkör fogyasztói árindexe nem emelkedett akkora mértékben, mint amit az adókulcs változása indokoltá tett volna, csak a ténylegesen bekövetkezett árnövekedés mértékével korrigáltam a változatlan adótartalmú árindexet és nem a teljes áfahatással. Például 2009. júliusban a termékek jelentős részére kivetett 20 százalékos áfakulcs 25 százalékra emelkedett. Minden más változatlanak tekintve az érintett termékkör árának 4,17 százalékkal kellett volna növekednie. Ahol az kisebb volt, ott csak a valós értéket számoltam el

adóhatásként szemben a 4,17 százalékkal. Ugyanakkor áfakulcsmérséklésnél, mint az 2006. januárban történt, éppen ellentétesen jártam el: ha a termék ára nem lett 4 százalékkal alacsonyabb (az áfakulcs 25-ről 20 százalékra mérséklődött), kizárólag a tényleges csökkenés mértékét vettem számításba.

5. ábra. A fogyasztói árindex, az árakban ténylegesen megjelent adóhatással korrigált, valamint az eredeti változatlan adótartalmú árindexek 12 havi változása



Forrás: Saját számítás a KSH [2004–2011a] adatai alapján.

A mutatók lefutásából és egymáshoz viszonyításából több következtetés is levonható.

– A 2004. januári áfakulcsemelés hatása nagyrészt megjelent az árakban, hiszen nincs jelentős különbség a korrigált és az eredeti változatlan adótartalmú árindex között. Az is jól látszik, hogy az adóváltozás jelentős inflációemelkedést eredményezett, amely az év egészében érvényesült.

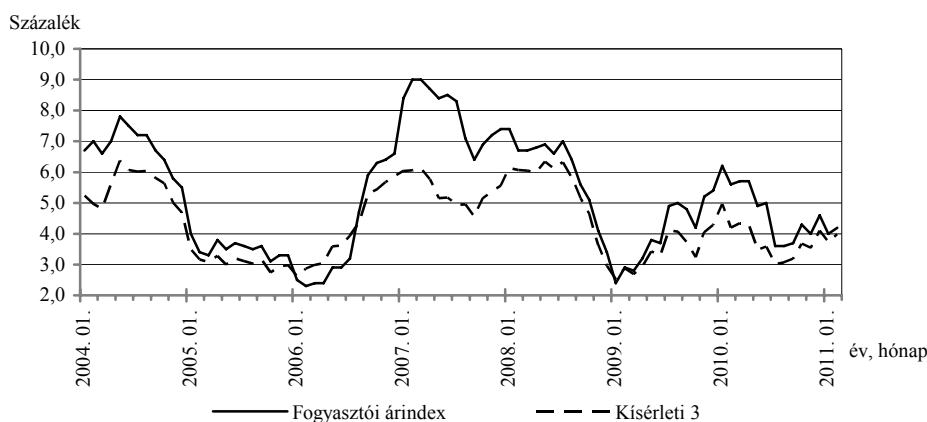
– A 2006. januári áfakulcscsökkentésnél már teljesen ellentétes tendencia figyelhető meg. Az árakban csak kis arányban volt jelen a mérséklés hatása, tehát a kereskedők nem érvényesítették az adókulcs-csökkentést a vásárlók felé. Ezzel gyakorlatilag az a kormányzati szándék, hogy a fogyasztóknak kevesebbet kelljen fizetni, csupán részben valósult meg.

– Végül 2009. júliustól újból emelték a normál áfakulcsot. Ellentétesen a 2004-ben történetekkel itt már nagyobb eltérés van a korrigált és az eredeti változatlan adótartalmú árindex között, tehát ebben az esetben az áfakulcs emelése nem tudott teljes egészében megjelenni a fogyasztói árakban. Ennek elsődleges oka a válság hatására kialakult

szűk keresleti viszonyokban keresendő. A kiskereskedelmi forgalom számottevően visszaesett, így a kereskedők forgalmuk további csökkenésének elkerülése érdekében nem vállalták fel, hogy az adónövekedés teljes hatását áthárítsák a fogyasztókra.

A másik probléma a „Kísérleti 1” mutató vonatkozásában az, hogy a szabályozott áras termékek, illetve szolgáltatások jelentős súlyt képviselnek a lakossági fogyasztásban. Egyszerű elhagyásukkal azt feltételezzük, hogy áruk ugyanúgy változna, mint a szabadáras körben. Azonban nemcsak a hazai, de a többi EU-ország adata alapján is könnyen belátható, hogy ez közel sincs így. Ezért következő feltevésként meg kell vizsgálni, hogy mennyi lenne a hazai árindex, ha a szabályozott áras körben nem a magyar adatok szerepelnének. Így egy „Kísérleti 3” jelzésű mutatót számítottam, amelynél az Európai Unió átlagos árindexeit behelyettesíttem az 1. táblázatban feltüntetett csoportok árindexeinek helyére, a csoportok aggregálásánál ugyanakkor továbbra is a hazai lakossági fogyasztás alapján meghatározott súlysúlyszámokat használtam.²

6. ábra. A fogyasztói árindex 12 havi változása és annak korrigálása szabályozott áraknál az európai uniós árváltozások figyelembevételével



Forrás: Saját számítás a KSH [2004–2011a] és az Eurostat statisztikai adatbázisának árindexadatai alapján.

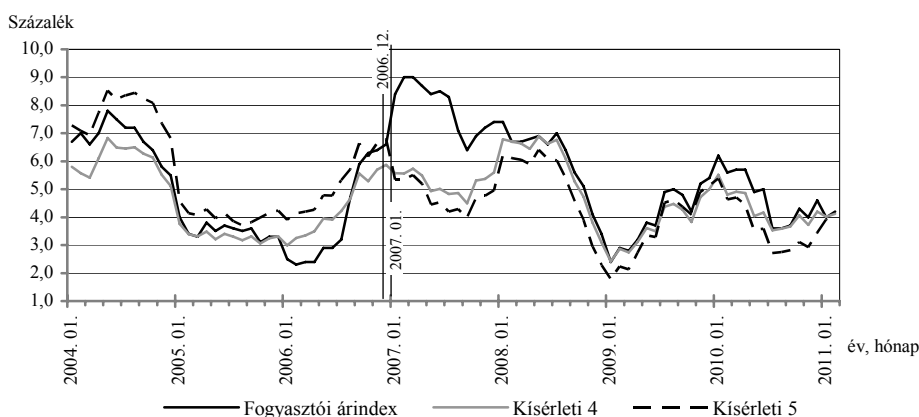
A kapott eredmények összhangban állnak a feltételezésekkel, miszerint a korrigált árindex 2006. év első hat hónapját leszámítva mindig alacsonyabb, mint az eredeti fogyasztói árindex. Különösen szembetűnő a különbség 2007-ben, amikor a gáz-, a

² Tekintve, hogy az Európai Unió tagállamainak Eurostat-adatbázisban megtalálható harmonizált fogyasztói árindexeiben a szerencsejáték nem szerepel, ezt a tételt mint szabályozott áras terméket a mutató és az ezt követő számítások nem foglalják magukban.

távfűtés- és a gyógyszerárak drasztikusan emelkedtek a tényleges áremelés mellett az árakhoz kötődő támogatások csökkentésének köszönhetően.

Az uniós átlag azonban sok mindent elfed. Ráadásul Magyarország teljesen más gazdasági fejlettségi szinten áll, mint a régi tagállamok többsége, így félrevezető azok árindexeit használni. Ezért az uniós átlagot térségünk néhány országának, Csehország, Lengyelország, Szlovákia és Szlovénia átlagára szűkítettem le. Ezek részcsoporthoz tartozó súlyozatlan átlagot számítottam, tehát nem vettem figyelembe a méretbeli és ebből fakadóan a fogyasztási adatokban meglévő különbségeket. Tehát a kiválasztott négy ország szabályozott árainak beemelésével kapott mutató, melyet „Kísérleti 4”-nek neveztem el, nagy hasonlóságot mutat a korábbival, amiben a teljes Európai Unióra számított szabályozott áralakulás szerepel. Az eredeti fogyasztói árindexhez mért különbség itt azonban kisebb, a vizsgált közel 7 év átlagában 0,6 százalékpont, mint a „Kísérleti 3” mutatónál (0,9 százalékpont).

7. ábra. A fogyasztói árindex és annak korrigálása szabályozott áraknál négy kiválasztott ország, illetve Szlovákia árváltozásainak figyelembevételével (12 havi változás)



Forrás: Saját számítás a KSH [2004–2011a] és az Eurostat statisztikai adatbázisának árindexadatai alapján.

További szűkítésként kiválasztottam egy országot, amelynek adataira felcseréltem a szabályozott áras kör árindexeit, és ezt felhasználva számítottam ki a hazai fogyasztói árindexet. Szlovákiára esett a választásom, mivel a szabályozott áras kör jelentős részét az energiacsoport teszi ki, és ezzel az országgal import energiafüggőségünk tekintetében egy szinten állunk. Az, hogy északi szomszédunk 2009-től tagja az eurózónának, és így azt megelőzően az árstabilitási konvergenciakritérium teljesítése érdekében jelentős és sikeresnek mondható antiinflációs politikát folytatott, a kísérleti számítás előnyére válhat, tekintve, hogy hazánk számára is ez a cél. Szlovákia ki-

választása mellett szólt az is, hogy náluk a legmagasabb a szabályozott árak aránya, és csaknem teljesen azonos termékek és szolgáltatások találhatók ebben a körben, mint Magyarországon. A szlovák szabályozott árak változásának beépítésével kapott mutatót „Kísérleti 5-nek” neveztem el.

Elgondolkodtató, hogy míg 2006. decemberig Szlovákiában jobban emelkedtek a szabályozott árak, mint nálunk (hiszen a korrigált mutató rendre nagyobb értékeket vesz fel, mint a magyar fogyasztói árindex), 2007. januártól gyökeres változás állt be, és ekkor már a korábban kiválasztott négy országnál is kedvezőbb képet mutat a „Kísérleti 5” mutató. Eszerint Szlovákiában kihasználták azt a lehetőséget, hogy a szabályozott árak visszafogott növelése által a kormányzat érdemi hatást tud gyakorolni a globális árnövekedésre, és ezzel le tudták szorítani az inflációt a konvergencia-kritérium által megkövetelt szintre.

Bár a vizsgált közel hét év átlagában a „Kísérleti 5” mutató és a magyar fogyasztói árindex különbsége volt 0,4 százalékponttal a legkisebb a három legutóbbi korrigált mutató közül, ha csak a 2007-től kezdődő időszakot nézzük, megfordul a helyzet, és a szlovák szabályozott áralkulást felhasználó árindex mutatja a legmarkánsabb különbséget a hazai értékekhez viszonyítva. A 2007. január és 2011. február közötti időszakot vizsgálva az eltérés a szlovák adatok esetében 1,3 százalékpont, ami még a teljes Európai Unióra vonatkozó adatnál (1,1 százalékpontnál) is magasabb.

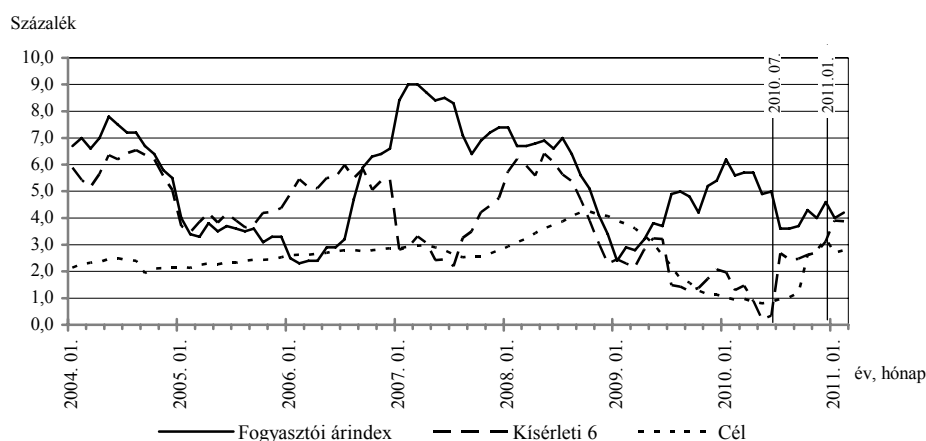
Végül visszatérve az adóhatás és a szabályozott árak változtatása által kifejtett együttes kormányzati árbefolyásolás mértékének kimutatására, az utolsó „Kísérleti 6” jelzésű árindex az árakban ténylegesen megjelent adóhatással korrigált, változatlan adótartalmú árindex, ami a szabályozott árak esetében a szlovák adatok beemelésével készült, ötvözve a „Kísérleti 2” és „Kísérleti 5” mutatókat.

Érdekes jelenség, hogy 2011-ben a „Kísérleti 6” mutató szinte teljesen egyező értékeket vesz fel a hazai fogyasztói árindexszel. Ennek oka kettős. Egyrészt a 2009. évi áfakulcsnövelés hatása 2010. júliusra „kitisztult” az árindexekből (amely a 8. ábrán jól látható emelkedésként jelenik meg a „Kísérleti 6” és ütemcsökkenésként a hazai fogyasztói árindex esetében), másrészt, és ez talán még fontosabb, 2010 őszétől az egyes energiahordozók lakossági ára az elrendelt moratórium miatt nem emelkedik, és 2011. januárban is elmaradt számos ilyenkor megszokott hatósági áremelés (például a távolsági utazás díjtételeinek növelése).

Az Európai Unió inflációs szempontból legjobban teljesítő három országának adatából és a 1,5 százalékpontos ráhagyásból számított árstabilitási célértéket figyelembe véve a következő állapítható meg: amennyiben a vizsgált időszakban nem történt volna adókulcs-módosítás, tehát jelenleg is a 25 százalékos normál, 12 százalékos kedvezményes és 0 százalékos áfakulcsok lennének érvényben hasonló termékbesorolással, mint 2003. decemberben, valamint nem emelkedtek volna a jövedéki és regisztrációs adók sem, illetve a szlovákhöz hasonló árváltoztatások történtek volna a szabályozott áras termékek és szolgáltatások körében, akkor Magyarországon 2007

eleje óta reális esély lenne az egyik konvergenciakritériumként megfogalmazott árstabilitás teljesítésére.

8. ábra. A fogyasztói árindex, annak adóhatással és a szlovák szabályozott áralakulással korrigált mutatója, valamint az árstabilitási cél (12 havi árváltozás)



Forrás: Saját számítás a KSH [2004–2011a] és az Eurostat statisztikai adatbázisának árindexadatai alapján.

Fontosnak tartom megjegyezni, hogy az elvégzett számítások során feltételezésekkel és becsléssel éltem az adóváltozások árakban történő tényleges megjelenésének fokára vonatkozóan. Emellett az is igaz, hogy például a dohánytermékek jövedéki adójának mértékét maga az Európai Unió szabályozza, tehát ebben a termékcsoporthoz elkerülhetetlen volt az adóemelés. Bár ez utóbbi fogyasztásban elfoglalt súly nem elhanyagolható, összességében az ezt érintő jövedékiadó-emelés hatása eltorpül az áfakulcs-módosítások árakra gyakorolt hatásai mellett.

5. Összegzés

Tanulmányomban arra kerestem a választ, hogy igaz-e az a feltevés, mely szerint a hazai inflációs folyamatok alakulásában meghatározó szerepet játszik a kormányzati intézkedések hatása akár a fogyasztáshoz kapcsolt adók és a szűk körben megmaradt támogatások, akár a szabályozott árak változtatásának útján.

Az adóváltozások hatásának vizsgálata mindkét irányban megtörténhetett, az elmúlt években volt példa mind az áfakulcs csökkentésére, mind emelésére is.

Megállapításaim szerint általában véve igaz, hogy a közvetett adók mértékének csökkentése nem hatékony eszköze a fogyasztói árak mérséklésének és ezáltal az antiinflációs politikának, mivel semmi garancia nincs rá, hogy az ténylegesen megjelenik a végső árakban, vagyis, hogy a kereskedők ezt valóban átengedik a fogyasztóknak.

2. táblázat

A fogyasztói árnövekedés összetevői³
(éves átváltozás, százalék)

Év	Fogyasztói árnövekedés	Ebből:		
		Szabályozott árak változásának hatása	Közvetett adóváltozások hatása	Járműüzemanyag-árak változásának hatása
2004	6,8	1,8	1,8	0,2
2005	3,6	1,2	0,2	0,4
2006	3,9	0,7	-0,3	0,3
2007	8,0	3,1	1,5	-0,1
2008	6,1	1,6	0,1	0,6
2009	4,2	1,3	1,6	-0,4
2010	4,9	1,0	2,0	1,2

Forrás: Saját számítás a KSH [2004–2010a] adatai alapján.

Magyarországon a szabályozott áras termékek és szolgáltatások nagy részarányt képviselnek a lakossági fogyasztásban és ezek rendszeres, átlag feletti emelése jelentős mértékben hozzájárul ahhoz, hogy az infláció rendre meghaladja a Magyar Nemzeti Bank által kitűzött célértéket, intervallumot. Az elmúlt években többször megisméltódott az a jelenség, hogy az infláció kívánatos ütemcsökkenését megakasztotta, rosszabb esetben a korábbinál jelentősen magasabb szintre emelte egy-egy hatósági árintézkedés.

Egyértelműen kijelenthető tehát, hogy ezek, összekapcsolva a közvetett adók szintjének emelésével, rövid távon mindenképpen gátjai a sikeres antiinflációs politikának, de közép- és hosszú távon is romboló hatást fejtenek ki az inflációs várakozások „magas szinten történő beragadása” által. Addig, amíg a gazdaság irányítói, szereplői és a teljes társadalom megváltoztathatatlan tényként könyveli el a kívánatos szintnél folyamatosan magasabb inflációt, az csak következetes intézkedések hatására fog onnan elmozdulni.

³ Az adóváltozások egy részének hatása kumuláltan jelenik meg az adatokban. Például egy szabályozott áras termék árának növekedéséhez mind a szabályozott árak, mind a közvetett adóváltozások hatásában kimutatásra került. Ehhez hasonlóan, az üzemanyag jövedéki adó változtatásáé is két csoportban szerepel a táblázat adatai között.

A stabil adópolitika, a szabályozott árak nem aktuális politikai célokra történő felhasználása (hanem épp ellenkezőleg, az ármegállapítás lehetősége a hatékony antiinflációs politika eszközeként), a kiszámíthatóság és az elkötelezett szándék az árstabilitás elérése érdekében mind hozzájárulnak az inflációs várakozások alacsony szinten tartásához. Így hosszú távon az ezt támogató monetáris politika segítségével számunkra is karnyújtásnyira kerülhet az erre vonatkozó konvergenciakritérium elérése.

Függelék

F1. táblázat

Éves átlagos árnövekedés néhány kelet-közép-európai országban a rendszerváltást követően (százalék)

Ország	Időszak				
	1989–1990	1991–1995	1996–2000	2001–2005	2006–2010
Csehország	5,7	22	6,5	2,0	2,6
Lengyelország	418,5	42	12,8	2,7	3,0
Magyarország	23,0	26	15,2	5,9	5,4
Románia	64,4	159	68,8	18,7	6,2
Szlovákia	5,7	24	8,2	5,9	2,3
Szlovénia	25,6	78	8,2	5,6	3,0

Forrás: Az IMF és az Eurostat statisztikai adatbázisának árindexadatai.

F2. táblázat

Az Európai Unióhoz történt csatlakozásunk óta eltelt évek átlagos árnövekedése (százalék)

Ország	2004.	2005.	2006.	2007.	2008.	2009.	2010.
	év						
Csehország	2,6	1,6	2,1	3,0	6,3	0,6	1,2
Lengyelország	3,6	2,2	1,3	2,6	4,2	4,0	2,7
Magyarország	6,8	3,6	3,9	8,0	6,1	4,2	4,9
Románia	11,9	9,1	6,6	4,9	7,9	5,6	6,1
Szlovákia	7,5	2,8	4,3	1,9	3,9	0,9	0,7
Szlovénia	3,7	2,5	2,5	3,8	5,5	0,9	2,1

Forrás: Az Eurostat statisztikai adatbázisának árindexadatai.

F3. táblázat

A fogyasztói árindex és a szezonálisan kiigazított maginfláció
(előző év azonos időszak=100,0 százalék)

Megnevezés	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Éves
	hónap												
2001													
Fogyasztói árindex	110,1	110,4	110,5	110,3	110,8	110,5	109,4	108,7	108,0	107,6	107,1	106,8	109,2
Maginfláció	109,7	110,0	110,5	110,4	110,3	110,2	110,0	109,3	108,6	108,3	108,2	107,9	109,4
2002													
Fogyasztói árindex	106,6	106,2	105,9	106,1	105,6	104,8	104,6	104,5	104,6	104,9	104,8	104,8	105,3
Maginfláció	107,2	106,8	106,3	106,1	106,0	105,8	105,7	105,6	105,7	105,7	105,5	105,4	106,0
2003													
Fogyasztói árindex	104,7	104,5	104,7	103,9	103,6	104,3	104,7	104,7	104,7	104,9	105,6	105,7	104,7
Maginfláció	105,2	104,9	104,8	104,7	104,5	104,7	104,7	104,6	104,5	104,5	104,7	104,8	104,7
2004													
Fogyasztói árindex	106,6	107,1	106,7	106,9	107,6	107,5	107,2	107,2	106,6	106,3	105,8	105,5	106,8
Maginfláció	105,8	106,1	106,1	106,2	106,4	106,1	105,9	105,9	105,8	105,5	105,2	105,0	105,8
2005													
Fogyasztói árindex	104,1	103,2	103,5	103,9	103,6	103,8	103,7	103,6	103,7	103,2	103,3	103,3	103,6
Maginfláció	103,9	103,3	103,0	102,7	102,3	102,0	101,8	101,8	101,6	101,5	101,5	101,4	102,2
2006													
Fogyasztói árindex	102,7	102,5	102,3	102,3	102,8	102,8	103,0	103,5	105,9	106,3	106,4	106,5	103,9
Maginfláció	100,7	100,8	100,9	100,9	101,2	101,4	102,0	102,4	104,1	104,5	104,6	105,0	102,4
2007													
Fogyasztói árindex	107,8	108,8	109,0	108,8	108,5	108,6	108,4	108,3	106,4	106,7	107,1	107,4	108,0
Maginfláció	105,7	105,9	106,1	106,1	105,9	106,0	105,7	105,5	104,4	104,5	104,6	104,8	105,4
2008													
Fogyasztói árindex	107,1	106,9	106,7	106,6	107,0	106,7	106,7	106,5	105,7	105,1	104,2	103,5	106,1
Maginfláció	105,1	105,2	105,3	105,5	105,8	105,7	105,8	105,6	105,0	104,6	104,2	103,8	105,1
2009													
Fogyasztói árindex	103,1	103,0	102,9	103,4	103,8	103,7	105,1	105,0	104,9	104,7	105,2	105,6	104,2
Maginfláció	103,4	103,3	103,1	103,2	103,1	103,2	105,2	105,1	105,1	104,9	105,0	104,8	104,1
2010													
Fogyasztói árindex	106,4	105,7	105,9	105,7	105,1	105,3	104,0	103,7	103,8	104,2	104,2	104,7	104,9
Maginfláció	105,1	104,8	104,7	104,3	104,0	103,5	101,3	101,5	101,5	101,8	101,9	102,0	103,0

Forrás: KSH [2004–2010a].

F4. táblázat

A 2004 óta eltelt időszak fontosabb közvetett adóváltozásai

Bázisidőszaki áfakulcs (százalék)	Tárgyidőszaki áfakulcs (százalék)	Érintett kör aránya a fogyasztói árindexben (százalék)	Fontosabb érintett termékkörök
2004. január			
0	5	2,4	gyógyszer, tankönyv
12	5	0,6	könyv
12	15	34	élelmiszerek jelentős része, távfűtés, gáz, egyeb szolgáltatások
12	25	3	elektromos energia
2006. január			
15	5	1	újság
25	20	55	szeszes ital, dohányárúk, ruházkodási és egyéb cikkek, szolgáltatások szűk köre
2006. szeptember			
15	20	32	élelmiszerek és a háztartási energia jelen- tős része, egyes szolgáltatások
2009. július			
20	25	83	néhány tárgyi adómentes szolgáltatás; a könyv, újság, gyógyszer és a következő 18 százalékos kulcs alá tartozó tételek kivéte- lével minden egyéb termék és szolgáltatás
20	18	7,3	tej, tejtermék, kenyér, péksütemény, táv- fűtés, szálláshely-szolgáltatás
2010. január			
18	5	1,3	távfűtés

Megjegyzés. Jövedékiadó-változás: a dohánytermékre kivetett jövedéki adót a 2004., 2005. és a 2010. évek kivételével évente kétszer, a kiemelt három évben pedig csak egyszer, az év elején emelték. A szeszes italok jövedéki adómértéke általában évente egy alkalommal változott, kivéve 2005-ben és 2008-ban, amikor ugyanakora maradt, mint az előző évi. *Regisztrációs adó:* 2004. februárban került bevezetésre az új személygépjárművek és motorkerékpárok esetében, majd májusi csatlakozásunkkor az Európai Unióhoz jelentősen emelkedett. Ezt követően mértéke 2007-ig évente növekedett.

Irodalom

- ÉGERT, B. [2010]: *Catching-Up and Inflation in Europe: Balassa-Samuelson, Engel's Law and Other Culprits*. OECD Economics Department Working Paper No. 792. <http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/fulltext/5kmb1scvdk7d.pdf?expires=1308645032&id=id&accname=guest&checksum=8C37B87D217ED2180A184F7D689F9EE2>
- CINKOTAI J. [2009]: Magas infláció – a szocializmus kései öröksége. *Nemzeti Érdek*. 3. évf. 12. sz. 35–54 old.
- CINKOTAI J. [2010]: *A magyarországi inflációs folyamat főbb determinációi*. Budapest. Kézirat.
- DARVAS ZS. – SZAPÁRY GY. [2008]: *Az euróövezet bővítése és euróbevezetési stratégiák*. Argenta Tanulmányok 1. Argenta Zrt. Budapest.
- ENERGIA KÖZPONT NONPROFIT KFT. [2004–2011]: *Nemzetközi és hazai kőolajpiaci információk*. <http://www.energiakozpont.hu/energiastatisztikai-adatok-tablazarok>
- ERDŐS T. [1998]: *Infláció*. Akadémia Kiadó. Budapest.
- JÓZSA B. [2005]: A változatlan adótartalmú árindex módszertana és felhasználási lehetőségei. *Statisztikai Szemle*. 83. évf. 12. sz. 1081–1092. old.
- KOPITS GY. [1993]: Állami pénzügyek Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*. XL. évf. 10. sz. 848–863. old.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2002]: *Az új típusú maginflációs mutató visszatekintő adataira, 1995. január – 2001. december*. Budapest.
- KSH [2004–2011a]: *Fogyasztói árak*. Gyorstájékoztatók. http://portal.ksh.hu/portal/page?_pageid=37,868853&_dad=portal&_schema=PORTAL
- KSH [2004–2011b]: *StADAT-táblák*. http://portal.ksh.hu/portal/page?_pageid=37,592051&_dad=portal&_schema=PORTAL
- MNB (MAGYAR NEMZETI BANK) [2008]: *Elemzés a konvergenciafolyamatokról*. Március. http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Kiadvanyok/mnbhu_konvergenciajelentes/mnbhu_konyvjel_20080318/elemzes_a_konvergenciafolyamatokrol_2008.pdf
- MNB [2010]: *Elemzés a konvergenciafolyamatokról*. Május. http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Kiadvanyok/mnbhu_konvergenciajelentes/mnbhu_konyvjel_20100519/konvergencia_elemzes_2010_hu.pdf
- MARTON Á. [1999]: Az infláció mérőszámai. *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 7. sz. 515–521. old.
- MIHALJEK, D. – KLAU, M. [2008]: *Catching-up and Inflation in Transition Economies: The Balassa-Samuelson Effect Revisited*. BIS Working Paper. No. 270. <http://www.bis.org/publ/work270.pdf>
- SZAPÁRY GY. [2000]: Az árfolyamrendszer kiválasztása az átmenet országáiban az EMU-csatlakozás előtt. *Közgazdasági Szemle*. XLVII. évf. 12. sz. 951–961. old.

Summary

In the study the author seeks the answer the question why Hungary cannot, unlike other countries in the region, close up its inflation to the required level. According to her hypothesis, this is mostly resulted by such governmental actions, which have effect on the actual price levels directly through administrative pricing, indirectly through the degree of subsidies and consumption-related taxes charged for products.

The first part of the study examines the most important factors influencing the consumer prices in Hungary and in other countries at a similar level of economic development, and it presents those available indicators, which can be used (within limits) for measuring the impact of each governmental action. Later on test calculations are introduced about how we can get a more complex picture of the result of governmental interventions by integrating independent indicators.

Objektíven szubjektív

Tokaji Károlyné,

a KSH főosztályvezetője

E-mail: Karolyne.Tokaji@ksh.hu

Faragó Miklós,

a KSH vezető főtanácsosa

E-mail: Miklos.Farago@ksh.hu

Boros Julianna,

a KSH vezető tanácsosa

E-mail: Julianna.Boros@ksh.hu

A Stiglitz-jelentés a gazdaságról és a társadalomról szóló statisztikai információk vizsgálata során olyan ajánlásokat dolgozott ki, melyek a hangsúlyt a gazdasági teljesítményről az emberek jól-létének a mérésére helyezik át, valamint az objektív mutatók mellett kiemelik a szubjektív indikátorok szerepét is. A jól-lét kulcsfontosságú területének tekinti, egyebek között, az egészséget, amit a szerzők a jelentésben megfogalmazott iránymutatás alapján több nézőpontból is megvizsgálják. Objektív mutatóként a várható élettartam, míg a szubjektum oldaláról a vélt egészség és egy komplex indikátor, az egészségesen várható élettartam alakulását tekintik át.

TÁRGYSZÓ:

Várható élettartam.

Egészségesen várható élettartam.

Egészségi állapot.

Az egyéni és a társadalmi szintű jól-lét egyik kiemelkedően fontos területe az egészség. Az utóbbi időben számos fórumon, szakmai vitán felmerült a kérdés, hogy javul-e vagy romlik a magyar népesség egészsége. A rossz egészségi állapotról szóló hírek, kutatói jelentések már kezdenek megszokottá válni, ezt lassan adottságként, kész tényként kezelik és fogadják az emberek. Természetesen ugyanazt a jelenséget több szempontból is lehet értékelni, és a minősítéshez több viszonyítási pontot is lehet választani. Más a különböző szakemberek – orvosok, egészségpolitikusok, egészségügyi menedzserek, kutatók – és a hétköznapi emberek látásmódja, értékrendje, vagyis, hogy mit tartanak fontosnak, illetve pozitívnak vagy negatívnak. A sommás értékelést nehezíti, a következtetéseket, megállapításokat befolyásolja, hogy melyik mutatót választjuk, milyen viszonyítási pontokat, bázisidőszakot jelölünk ki az összehasonlítás alapjául, illetve mely adatforrásból merítünk. A szakmai, szakpolitikai anyagokban¹ gyakran olvasható az a megállapítás, hogy a magyar népesség egészségi állapota lényegesen rosszabb, mint azt az ország gazdasági-társadalmi fejlettsége indokolná. Ez az egyik oldalról tényekkel is igazolható, miközben más statisztikai adatok tanúsága szerint összességében javul a magyar népesség egészségi állapota. Annak ellenére, hogy a magyarok pesszimizmusukról híresek, a lakossági felmérésekből az derül ki, hogy az emberek jobban érzik magukat és elégedettebbek az egészségügyi ellátással, mint egy évtizeddel ezelőtt, és ahhoz képest, amit a média sugall napjainkban.

A *Sarkozy*, francia köztársasági elnök felkérésére készített Stiglitz-jelentés² felhívja a figyelmet arra, hogy a gazdasági és társadalmi elemzésekben eddig szinte kizárólagosan alkalmazott objektív mutatók (mint például a GDP) mellett komoly erőfeszítéseket kell tenni olyan mérések kifejlesztésére is, amelyek jobban tükrözik a társadalmi haladást, befolyásolják a lakosság étellel való megelégedettségét. A jelentés kiemelt jelentőségű alapvetése, hogy a jól-lét objektív és szubjektív dimenziói egyaránt fontosak.

Egyelőre nincs össztársadalmi konszenzus e témában, de az biztos, hogy nemcsak a GDP-t, hanem más kemény, objektív mutatókat is árnyaltabban kell értékelni a jövőben, illetve szükséges kiegészíteni a társadalmi folyamatokat jobban kifejező, a fejlődést közvetlenebbül leíró információkkal. Mindehhez alternatív módszerekre, az élet minőségét mérő, a lakosság érzékelését, véleményét figyelembevevő, újfajta

¹ A 96/2005. (XII. 25.) OGY-határozat az Országos Fejlesztéspolitikai Koncepcióról; a 1103/2006. (X. 30.) kormányhatározat az Új Magyarország Fejlesztési Terv elfogadásáról, illetve a Társadalmi Infrastruktúra Operatív Program 2007–2013; Nemzeti stratégiai jelentés a szociális védelemről és a társadalmi összetartozásról 2006–2008.

² Lásd *Stiglitz–Sen–Fitoussi* [2009a], [2009b].

megközelítési módokra is szükség van. Természetesen e törekvéseknek számos korlátja van, hiszen a szubjektív elemeket is tartalmazó vizsgálatok eredménye függ az egyes nemzetek kultúrájától, a tradícióktól és még sok nehezen kiszűrhető háttérnyezőtől, amiket az adatok elemzésénél figyelembe kell venni. A szubjektív mutatók használatával szembeni kritikaként merülhet fel, hogy esetükben nehéz a megbízhatóság, a validitás és a nemzetközi összehasonlíthatóság követelményeinek megfelelni, de alkalmas mérési módszerek kialakításával és a felmérések gondos tervezésével ezek a kritériumok is teljesíthetők (*Conceição–Bandura* [2008]).

Az eredményes egészségpolitikák alakítása érdekében szükséges egy olyan átfogó egészségügyi információs-rendszer működtetése, amely Európa-szerte megbízható és naprakész adatokhoz biztosít hozzáférést, s így lehetőséget nyújt a lakosság egészségi állapotát befolyásoló tényezők közös elemzésére. Ezért a 2008–2013-ra vonatkozó egészségügyi program keretében létrejött az Európai Közösség egészségügyi mutatóinak (European Community Health Indicators – ECHI) listája,³ melyhez az egységes definíciókat és módszereket alkalmazó, nemzetközileg standardizált adatgyűjtések szolgáltatják az alapot. E rendszer elemei: az Európai lakossági egészségfelmérés (European Health Interview Survey – EHIS)⁴ mellett a Háztartási költségvetési és életkörülmény felvétel (European Union Statistics on Income and Living Conditions – EU-SILC), a munkaerő-felmérés (Labour Force Survey – LFS) megváltozott munkaképességűek foglalkoztatását érintő modulja és az Unióban 2012-ben bevezetni tervezett egészségügyi és társadalmi integrációról szóló vizsgálat (European Survey on Health and Social Integration – ESHSI).

Az egészség a széleskörűen elterjedt meghatározások szerint ma már nem kizárólag az élet hosszával mérhető, sőt nem is csak a betegség nélküli állapotot jelenti, hanem az egyén teljes testi-lelki jól-létét, a társadalmi életben való részvételi képességét is. A korszerű egészségfelmérések ezért nemcsak az egyén fizikai állapotát, de a különböző szociális-kulturális-gazdasági háttértényezőkkel való kapcsolatokat is vizsgálják.

Az egészségi állapot jellemzésére többféle nemzetközileg összehasonlítható mutatószámot is alkalmaz a statisztika. Vannak hosszú múltra tekintő, módszertanilag jól megalapozott, kiérlelt, ún. kemény mutatók, mint például az egyes életkorokban (kiemelten a születéskor, illetve a 65 éves korban) várható élettartam, a halálozási ráta, a meghatározott halálokokonként, az elkerülhető halálozások alakulása vagy bizonyos morbiditási adatok. Az eddig említett, objektívnek tekinthető indikátorok mellett léteznek azonban olyan speciális mérőszámok is, amelyek szubjektív elemeket is tartalmaznak. Ilyen például az utóbbi években elterjedt – Magyarországon 2006 óta számolt – új indikátor, az egészségesen várható élettartam, melyet szintén vizsgálha-

³ <http://www.echim.org/indicators.html>

⁴ 2006 és 2009 között 17 uniós tagállam hajtotta végre teljes körűen vagy részlegesen. A bevezetés 2014-től válik kötelezővé. Magyarországon 2009-ben került megvalósításra ELEF2009 néven. A felmérés körülményeiről, módszertanáról szóló ismertetőt lásd: www.ksh.hu/elef

tunk bármely életkorban vagy az ún. vélt egészség mutató ((self) perceived health)⁵. Ezek forrása alapvetően valamilyen egészségfelmérés, de mivel ilyen speciális lakossági adatgyűjtést általában csak többévenként hajtanak végre az országok, annak érdekében, hogy az alapinformációk rendszeresen (évenként) rendelkezésre álljanak, az uniós szabályozás az önértékelésen alapuló kérdést is beépítette az EU-SILC felvételbe, amely a társadalmi kirekesztéssel és befogadással kapcsolatos információk előállításának eszközéül szolgál. Ez a felmérés egy reprezentatív, keresztmetszeti és longitudinális adatokat egyaránt eredményező vizsgálat, mely hazánkban 2004-ben került bevezetésre, és az életkörülményekkel kapcsolatos témák közül az egészségi állapotra vonatkozó kérdéseket is tartalmaz. Így a 16 éven felüliek egyéni kikérdezése során az egészség szubjektív értékelése, a tartós betegség fennállása, az egészségi állapotból fakadó korlátozottság megítélése is szerepel benne. Ezt a kérdéscsoportot nevezzük minimális európai egészségmodulnak (Minimum European Health Module – MEHM)⁶, mely ma már minden egészséget érintő felmérés kiindulópontja, „kvázi kötelező” eleme.

Az egészség az emberi élet tartamát és minőségét meghatározó alapvető jellemző. Míg az előbbire igen széles körben állnak rendelkezésre adatok, az utóbbi mérésében vannak még kihívások. Az egészség mérésének problémái olyan mutatók kidolgozásához vezettek, amelyek megpróbálják a mortalitást és a morbiditást, az objektív (halálózás), valamint a szubjektív (egészségérzet, jól-lét) elemeket egyetlen mutatóba egyesíteni.

A következőkben a várható élettartam mellett, annak árnyalására, az egészségesen várható élettartam és a vélt egészség alakulását mutatjuk be.

1. Születéskor várható élettartam

A várható élettartam – a demográfiában használt – klasszikus indikátor, a halandósági tábla egyik oszlopa, melynek értéke egy adott népesség, adott korú tagja hátralévő élettartamának várható értékére adott becslés. A számítás során ún. keresztmetszeti halandósági táblákat (current life table) állítanak elő. A módszernek az a sajátossága, hogy a vizsgált népesség halálózási tapasztalatait rövid – egy-két éves – időtartamot tekintve, korfüggően veszi számba, arról mintegy „pillanatfelvételt” készítve. Az így előállított halálózási rátákat azután különböző, fiktív születési évjáratokat (kohorszokat) alkotó személyek életpályájára vetíti ki, feltételezve, hogy a rátákból becsült korfüggő halálózási valószínűségek életpályájuk során „érvényesek” a kohorsz tagjaira. A

⁵ A magyar szaknyelvben vélt vagy szubjektív egészségként terjedt el a kifejezés.

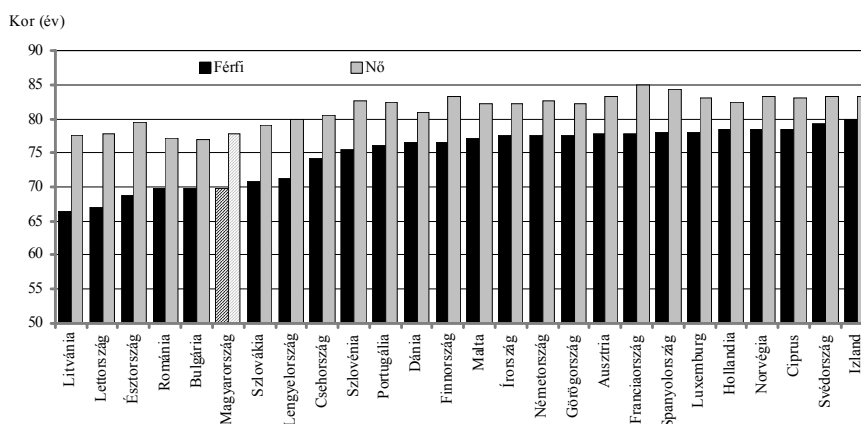
⁶ Az egészségi állapot önértékelésére vonatkozó kérdések csoportja a lakossági felvételekben.

kiszámított értékek annak a hipotézisnek a teljesülésével tekinthetők a várható élettartamok becslésének, hogy a pillanatfelvétel során becsült halálozási valószínűségek hosszú éveken – a teljes hátralévő élettartamon – keresztül változatlanok maradnak.

A Központi Statisztikai Hivatalban a mutatónak két változatát használják: a kor-éves- és a rövidített halandósági táblához tartozót. Az utóbbi formulái a Függelék F1-ben találhatóak. A két módszertan részletes leírását lásd *Radnóti* [2003] írásában.

A magyarországi halálozási viszonyok nemzetközi összehasonlításban mindig rosszak voltak, a XX. század második felében krónikus epidemiológiai válság⁷ alakult ki, és csak az 1990-es évek közepétől kezdett javulni a helyzet, azóta a várható élettartam mintegy öt évvel meghosszabbodott, 2009-ben az eddigi legmagasabb értéket mutatta mindkét nemnél, az ekkor született férfiak 70,1, a nők 77,9 esztendőre számíthatnak. Nemcsak a várható élettartamok aktuális értékei különböznek lényegesen egymástól nemenként, hanem a javulásuk mértéke is. Az elmúlt ötven évet vizsgálva, a hatvanas évek elején volt a legkisebb (4,2 év) különbség a nők és a férfiak életesélyei között, majd ez az időtartam 1994-re több mint a duplájára (9,4 évre) emelkedett, 2009-re pedig 7,8 évre mérséklődött. Ez azt jelenti, hogy a vizsgált fél évszázad alatt a férfiaknál összességében 4,2, a nőknél 7,8 évvel nőtt a születéskor várható élettartam, ám ha kettébontjuk az elmúlt időszakot a mért változások intenzitása alapján, akkor azt láthatjuk, hogy a férfiak várható élettartamának a nyolcvanas évek elejétől számított átlagos növekedési üteme meghaladja a nőkéét.

1. ábra. A születéskor várható élettartam, 2008
(a férfiakra számolt érték növekvő sorrendje szerint)



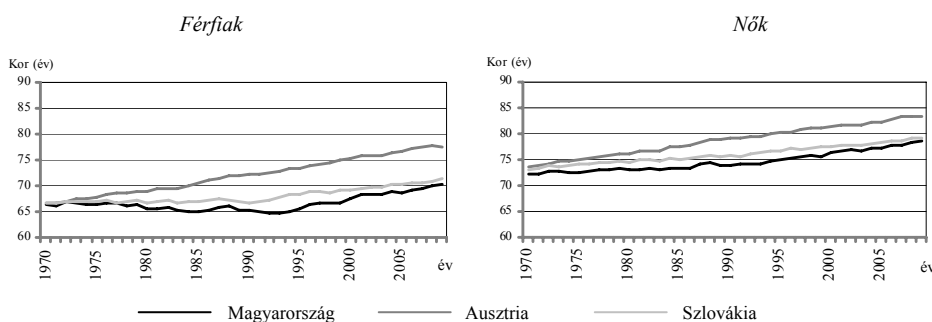
Forrás: Eurostat dataset: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.

⁷ A halálozási viszonyok olyan rosszabbodása, amelynek következtében a születéskor várható élettartam évekig csökken.

Az emelkedés ellenére 2008-ban⁸ a magyar férfiak 7, a nők pedig 5 évvel kevesebb évet remélhetnek születéskor, mint egy átlagos EU-állampolgár (illetve 10 és 7 évnyi a lemaradás a legmagasabb életkort elérő tagországhoz viszonyítva), ez a férfiak esetében a hatodik, a nőknél Lettországgal holtversenyben a negyedik legalacsonyabb értéket jelenti. (Lásd az 1. ábrát.)

Amennyiben a két szomszédos állam, Ausztria és Szlovákia adataival vetjük össze a magyar értékeket (lásd a 2. ábrát), akkor láthatjuk, hogy 1970-ben ezek még közel azonosak voltak nemenként, majd 2009-re Ausztriához képest a férfiak körében 7,3, a nőknél 4,8 évre nőtt a különbség a születéskor várható élettartamot tekintve, míg Szlovákiával összehasonlítva nem mutatkozik lényeges változás. A vizsgált időszak alatt fokozatosan, de az 1990-es évek elején jelentősebb mértékben növekedett a hátrányunk mindkét országgal szemben, ha azonban csak az utolsó évtizedet nézzük, akkor némi optimizmusra adhat okot, hogy mindkét nem esetében Magyarországon emelkedett nagyobb mértékben a születéskor várható élettartam.

2. ábra. A férfiak és a nők születéskor várható élettartama, 1970–2009



Forrás: Eurostat dataset: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

Az élettartam emelkedése nem feltétlenül jelent nagyobb életminőség-nyereséget. Megfogadva a Stiglitz-jelentés ajánlásait, megvizsgáltuk a helyzetet egy új fejlesztésű európai mutató bevonásával is, mely kombinálja a várható élettartam-számítások tudományos módszerét és a lakosság szubjektív érzéseit, vélekedését.

2. Egészségesen várható élettartam

Az elmúlt évszázad nagy demográfiai és epidemiológiai változásait az iparilag fejlett országokban a termékenység csökkenése mellett a mortalitási ráták javulása és

⁸ Európai Uniói összehasonlításra csak egy évvel korábbi adatok alapján van lehetőség.

a gyermekhalandóság jelentős visszaesése jellemezte. Mindezek eredménye az átlagos élettartamok látványos hosszabbodása lett, ami a század második felére a népesség korösszetételét is jelentősen megváltoztatta ezekben az országokban. Nőtt az időskorúak aránya és ez maga után vonta a nem fertőző krónikus és degeneratív betegségek gyakoriságának emelkedését. Szükségessé vált olyan mutatók megalkotása, amelyek értelmezik és mérik ezt a kombinált jelenséget: a megnövekedett tartamú, de betegséggel jobban terhelt életet.

Az elmúlt két évtizedben jelentős erőfeszítések történtek ilyen kombinált mutatók (summary measures of population health – SMPH) létrehozására.

Az egészségesen várható élettartam (the healthy life years – HLY)⁹ Sullivan néven ismertté vált módszertana éppen egyszerűsége miatt maradt fenn több évtizedes evolúciója során. A módszer egy adott populációhoz tartozó személy – valójában – bármilyen korfüggően definiált – például egészségi – állapothoz tartozó (abban eltöltött) várható élettartamának becslésére alkalmas, korától függően. Amennyiben egy népesség halálzási és létszámadatai, továbbá a vizsgált állapotban levő személyek számának aránya is ismertek korcsoportonként, akkor a vizsgált állapotban („majd”) várhatóan eltöltött évek száma is kiszámítható a módszerrel. Ezek szerint megfelelő demográfiai és prevalencia-adatok¹⁰ birtokában valamilyen jól meghatározható szociális vagy gazdasági helyzetben (aktívan, munka nélkül, szegénységben vagy akár szerelemben) eltöltött várható élettartam is kalkulálható.

A MEHM mindhárom kérdéséből (lásd a Függelék F3-ban) számolható a Sullivan-módszer alapján az egészségben eltöltött várható élettartam.

Az Eurostat a korlátozottságra vonatkozó kérdést választotta az egészségesen várható élettartam indikátor állapotdefiníciójának alapjául, melynek 0 és 65 éves korra vonatkozó értéke bekerült az EU strukturális indikátorai körébe. Ezen mutató esetén az „egészséges” állapot alatt a korlátozottság mentességet értjük (absence of limitations in functioning/disability). Az egészség ebben az esetben nem kizárólag a betegség hiányát, hanem bármilyen egészségproblémától vagy fizikai korlátozottságtól mentes állapotot jelent, vagyis az uniós ajánlásoknak megfelelően az EU-SILC-felvételből definíciószerűen az tekinthető egészségesnek, aki arra a kérdésre, hogy „Az elmúlt hat hónap során mennyiben érezte magát korlátozva mindennapi szokásos tevékenységeiben egészségügyi okok miatt?”, a lehetséges válaszok közül az „egyáltalán nem éreztem magam korlátozva” választ adta.¹¹

Tehát a formulák és a választott állapotdefiníció alapján az egészségesen várható élettartam indikátor értéke: azon életévek összegének várható értékére adott becslés,

⁹ Az indikátor egy másik elterjedt jelölése: DFLE (disability-free life expectancy).

¹⁰ Meghatározott betegségben szenvedő egyének aránya (előfordulási gyakorisága) a teljes népességben.

¹¹ Megjegyzendő, hogy az egyes országok különböző aktivitási és foglalkozási struktúrája is alapvetően befolyásolhatja azoknak az arányát, akik mindennapi aktivitásuk során akadályokba ütköznek, nem beszélve a kulturális és nyelvi különbségekről. Éppen ezért jelezni szeretnénk, hogy a nemzetközi adatok összevetéséből levont következtetések csak akkor helytállóak, ha a korlátozottság értelmezése országoként hasonló.

amelyeket egy adott népesség, adott korú és nemű tagja egészségproblémából eredő korlátozottság nélkül eltölt, feltéve, hogy a számítás során alapul vett időtartam, az ún. periódus halálozási és korlátozottságra vonatkozó arányszámai változatlanok az élettartam alatt. Ezentúl az egészséges állapot alatt korlátozásmentes állapotot értünk – a fenti értelemben – és a két fogalmat szinonimaként használjuk.

Már az előbbi szöveges meghatározásból is látszik, a formulából pedig pontosan kiderül, hogy „zéró korlátozottság” esetén az indikátor értéke visszaadja a „sima” várható élettartam értékét. Az indikátor tehát a várható élettartam matematikai értelemben vett általánosítása.¹²

A fogalmi rendszer változását, a mérési módszerek fejlődését, az új mutatók bevezetésével kapcsolatos kérdések lezáratlanságát mutatja, hogy például az Egyesült Királyságban jelenleg a „szubjektív egészségre vonatkozó” kérdés dichotomizált változata az alapja az egészségesen várható élettartam számításának: a „nagyon jól” vagy „jól” választ adókat tekintik egészségesnek.

Az EU-SILC felvételben a felnőtt (16 éves és idősebb) magyar népesség 29 százaléka számolt be enyhébb, illetve súlyos mértékű korlátozottságról. (Lásd az 1. táblázatot.) A korlátozottság szubjektív megélése nagyban befolyásolja az életminőséget.

1. táblázat

Korlátozottság, 2009
(százalék)

Válaszlehetőség	Férfi	Nő	Együtt
Jelentős mértékben korlátozva érezte magát	7,4	9,4	8,5
Korlátozva érezte magát	18,2	22,2	20,3
Egyáltalán nem érezte magát korlátozva	74,4	68,4	71,2

Forrás: Eurostat dataset: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.

A számítások alapján a nők várhatóan hosszabb élettartama hosszabb egészséges (korlátozásmentes), ugyanakkor a férfiakénál hosszabb betegségben (valamilyen mértékű korlátozottságban) eltöltött időszakból áll. (Lásd a 2. táblázatot.) A legfrissebb adatok szerint Magyarországon a férfiak életük mintegy 80 százalékát várhatóan egészségesen élik le, míg a nők csak a 75 százalékát. A különbség a még egészségesen várható életevek mennyiségét illetően idősebb korban már csökken.

Európai összehasonlításban a nők egészségesen várható élettartama születéskor Máltán és Izlandon (71,9 és 69,5 év), a férfiaké Izlandon és Norvégiában a leghosszabb (70 év feletti). A legrövidebb korlátozásmentes időszakot a szlovák nők remélhetik (52,3 évet), ezután a lettek következnek, míg Észtországot, Portugáliát és

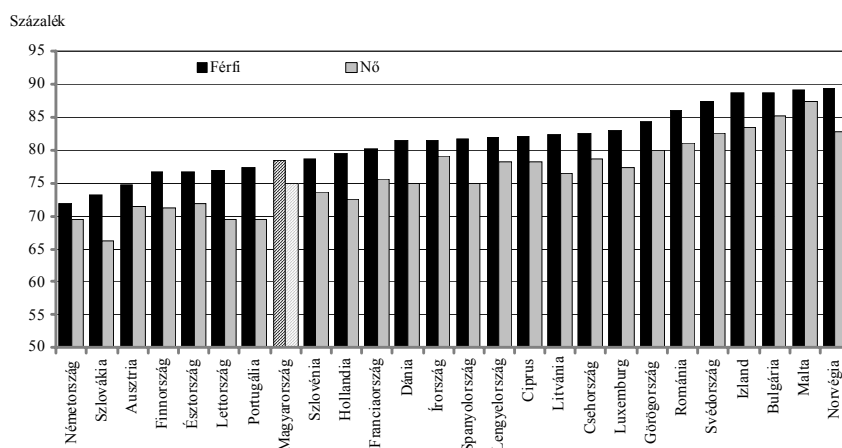
¹² A számítás leírását lásd a Függelék F1-ben.

Tovább árnyalja a képet, ha megnézzük, hogyan alakul a sorrend a várható és az egészségesen várható élettartamok összevetése alapján. (Lásd a 2. táblázatot.) A magyar viszonyokat most is az osztrák és szlovák állapotokhoz hasonlítjuk.

A szlovákok várhatóan mindössze egyetlen évvel élhetnek tovább, mint magyar társaik, de ebből a nők három, a férfiak hat évvel kevesebbet tölthetnek el korlátozottság mentesen, sőt a nők életük egyharmadában, összességében mintegy 27 éven keresztül szenvednek korlátozottságban, szemben a magyarországi 19,5 évvel. Hasonlóan kritikus a helyzet Ausztriában is, ahol a férfiak előreláthatólag 20, a hölgyek 24 éven át küszködnek valamilyen – nem megfelelő egészségi állapotból eredő – korlátozottsággal. Tehát, miközben a várható élettartamot tekintve a magyarországi helyzet kedvezőtlenebb, hazánk lakosai rövidebb, és a teljes élettartamhoz képest kisebb arányú korlátozottságra számíthatnak. A férfiak körében európai viszonylatban is ezekben az országokban és Németországban a legalacsonyabb (72 és 75 százalék közötti) a várható egészséges és teljes életszakasz aránya. Ebben a vonatkozásban, tehát a születéskor várható és az egészségesen várható élettartam arányát tekintve Szlovákia és Németország a nőknél is a rangsor végén áll a 70 százalék alatti mutatójával, de Ausztria is rosszabb pozíciót foglal el, mint Magyarország. (Lásd a 4. ábrát.)

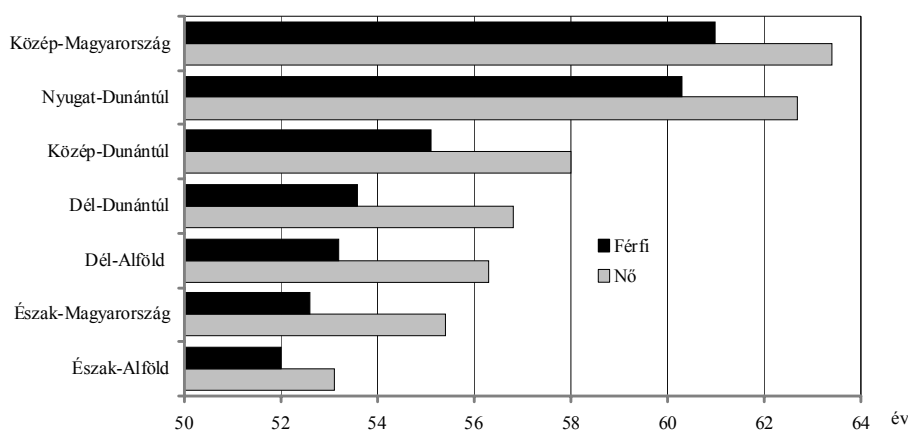
Bár a várható élettartam értékei a nők esetében a fejlett országok mindegyikében meghaladják a férfiakét (3–11 évvel), az egészségesen várható élettartamoknál már nem figyelhető meg ugyanez. Számos olyan ország van, ahol a nők egészségesen várható élettartama rövidebb, Hollandiában, Portugáliában, Dániában, de még a kimagaslóan jó értékekkel rendelkező Izlandon, Norvégiában és Svédországban is ez a helyzet.

4. ábra. A születéskor várható és az egészségesen várható élettartam aránya nemeként, 2008
(a férfiakra számolt érték növekvő sorrendje szerint)



Forrás: Eurostat dataset: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.

5. ábra. A születéskor egészségesen várható élettartamok nemenként, régióinként, 2009
(a férfiakra számolt érték növekvő sorrendje szerint, év)



Forrás: EU-SILC adatai alapján saját számítás.

A nemzetközi összehasonlításon túl a hazai területi egyenlőtlenségeket vizsgálva megállapítható, hogy minden régióban emelkedik a születéskor várható élettartam, ugyanakkor az egyes régiók közötti különbségek is növekednek. 2009-ben mind a két nem esetében a közép-magyarországi és a nyugat-dunántúli régiókban magasabb az országos átlagnál a születéskor várható élettartam, a többi régióban alacsonyabb, a legkedvezőtlenebb helyzetű észak-magyarországi régióhoz viszonyított különbség a férfiaknál három, a nőknél két év volt.

A területi különbségek markánsabbak az egészségesen várható élettartamokat alapul véve: a férfiaknál kilenc, a nőknél tíz évvel kevesebb problémamentes évet remélhet egy észak-alföldi lakos a közép-magyarországi régióban élökhöz képest. (Lásd az 5. ábrát.)

Nemcsak a régiók, hanem a településtípus szerinti vizsgálatok is jelentős eltérésekre világítanak rá. A férfiaknál a várható (teljes) élettartam és a korlátozásmentesen várható időszak a település méretével, fejlettségével párhuzamosan egyaránt szignifikánsan nő, a súlyos korlátozottságban eltöltött élettartam pedig csökken. A nőknél hasonló tendencia figyelhető meg, de a városok és a megyei jogú városok közötti különbség minden korlátozottsági állapotban csekély. A korábbi, 2005. évi számítások alapján az is megállapítható, hogy – nemektől függetlenül – a leghosszabb korlátozott időszak az alapfokú, a legrövidebb pedig a felsőfokú végzettségűekre vár. Mindkét nem esetében a magasabb végzettséghez nemcsak hosszabb várható élettartamok tartoznak, de rövidebb korlátozott időszakok is.¹³

¹³ Lásd KSH [2009].

3. Vélt egészség

A következő vizsgált mutató a vélt egészség, amely leginkább az egészségi állapot jellemzésére elfogadott, lakossági felvételekből származó szubjektív indikátor, amely nemcsak a betegség vagy sérülés hiányát/meglétét mutatja, hanem a fizikai, mentális és szociális jól-létet is. A vélt egészség önértékelésen alapuló méréséhez a WHO ajánlása szerint egy ötfokozatú skálát használnak. (*WHO* [1996]) Az ECHI-indikátorok között is¹⁴ szerepel ez a szubjektív mutató, amely populációs szinten hozzájárul az egészségproblémák, a betegségterhek és az egészségügyi szükségletek megítéléséhez. A vélt egészség nem helyettesíti, hanem kiegészíti az objektív egészség indikátorokat. Számos tanulmány kimutatta, hogy az emberek önértékelésén alapuló indikátor erős kapcsolatban áll a morbiditási mutatókkal és jó előrejelzője a halálozásoknak is.¹⁵

Az EU-SILC-felmérés szerint a felnőtt lakosság nagyobb része elégedett egészségi állapotával vagy legalábbis megfelelőnek tartja azt.¹⁶ (Lásd a 3. táblázatot.) A férfiak pozitívabban vélekednek saját egészségükről, mind a nagyon jó, mind a jó válaszlehetőséget többen jelölték meg, noha a halálozási adatok és az egészségmagatartás vizsgálatából származó eredmények is arra utalnak, hogy a nők az egészségtudatosabbak, alapvetően többen törődnek egészségükkel, és kerülnek a kockázatot jelentő életmódot. A férfiak 60, a nők 52 százaléka tartja jónak vagy nagyon jónak saját egészségét, rossz, illetve nagyon rossz egészségről viszont csak a nők ötöde és a férfiak hatoda számolt be.

3. táblázat

A vélt egészség megoszlása Magyarországon, a „Hogyan jellemezné általános egészségi állapotát?” EU-SILC-kérdés alapján

Válaszlehetőségek	Megoszlás (százalék)
Nagyon jó	17,6
Jó	38,4
Sem nem jó, sem nem rossz	26,5
Roszs	13,3
Nagyon rossz	4,2

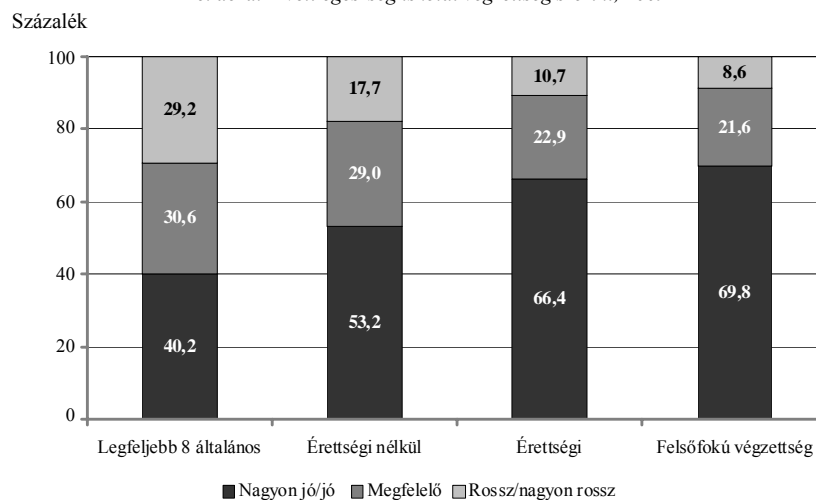
¹⁴ http://www.healthindicators.eu/healthindicators/object_document/o6135n29136.html

¹⁵ Lásd például *Kaplan et al.* [1995], *Johnson–Wolinsky* [1993].

¹⁶ A felmérésből származó becslések a népesség nemi és életkori összetételének megfelelő súlyozásán alapulnak.

Az iskolázottság szerepe kiemelkedő az egészségi állapot alakulásában. (Lásd a 6. ábrát.) A felsőfokú végzettségűek lényegesen jobbnak tartják az egészségüket, és az valószínűleg ténylegesen jobb is, mint az általános iskolai vagy középfokú végzettségűeké.

6. ábra. A vélt egészség iskolai végzettség szerint, 2009



Forrás: Eurostat dataset: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.

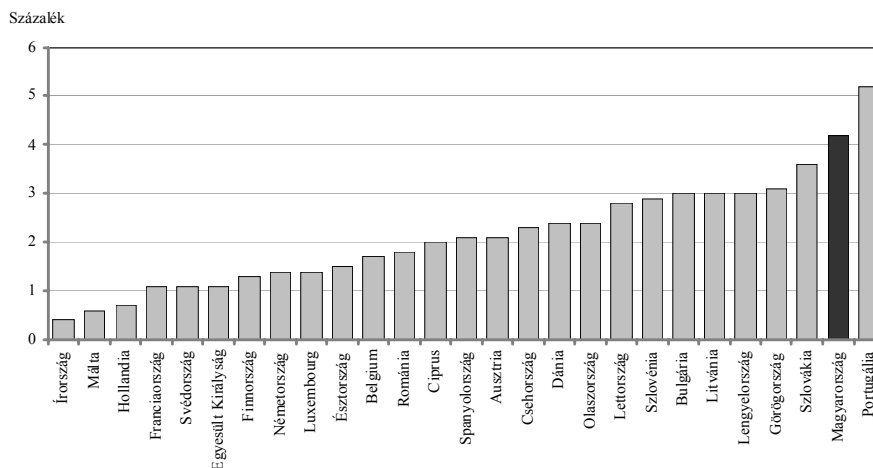
Az egészségi állapot kapcsolata az iskolai végzettséggel egyértelműbben kimutatható, mint a jövedelemhez fűződő, és ezt más felmérések is igazolják.¹⁷ Az egyén egészségmegőrzésének és egészségtudatos magatartásának kulcsa lehet az iskolázottság, a magasabb végzettséggel megszerezhető általános tudásszint vagy legalább a tájékozottság iránti igény, ami az egészséggel kapcsolatos ismeretekre is vonatkozik.

Nemzetközi összehasonlításban¹⁸ az egészségi állapot önértékelését tekintve Magyarország az utolsó előtti helyen áll az EU27-tagországainak sorában (lásd a 7. ábrát), ahol a lakosság 1,9 százaléka tartja nagyon rossznak az egészségét. A 2009. évi adatok szerint a magyarok 4,8 százaléka állította ezt. Hagyományosan megfigyelhető, hogy a volt szocialista országok lakói általában borúlátóbban ítélik meg az egészségi állapotukat, mint az EU régi tagállamaiban élők, de a halálozási és megbetegedési mutatók is alátámasztják ezt az önképet.

¹⁷ Például az OLEF2000 és OLEF2003, az ELEF2009 nemzeti egészségfelmérések, valamint az „Életünk fordulópontjai” (NKI) adatai.

¹⁸ Az EU-SILC-felvétel adatai alapján (http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database).

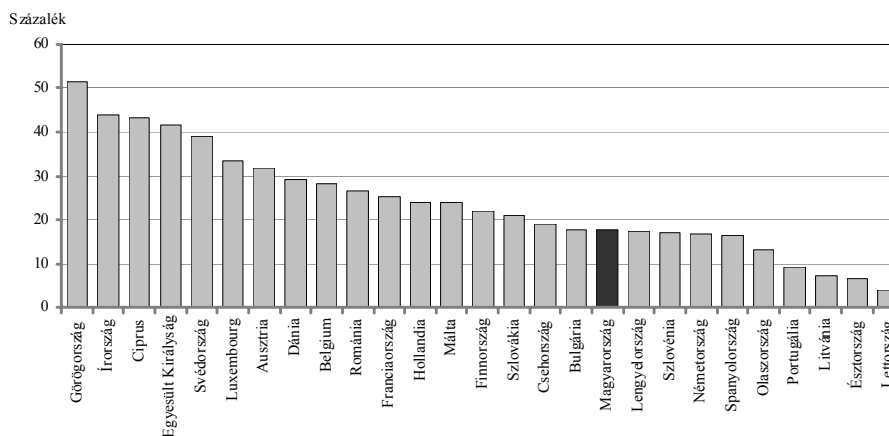
7. ábra. Az egészségüket nagyon rossznak tartók aránya, 2009



Forrás: Eurostat dataset: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.

Azonban, ha azt vizsgáljuk, hogy milyen az egészségüket nagyon jónak tartók aránya (lásd a 8. ábrát), abban az esetben pozitívabb kép rajzolódik ki, hiszen ebben a megközelítésben a 17,6 százalékos mutatóval magunk mögé utasítunk kilenc tagállamot, megelőzve többek között Németországot is. A lakossági felvételekben kapott válaszokat nagymértékben befolyásolja a szociokulturális környezet, az egyéni értékrend, az egészségügyi és szociális ellátás minősége, hozzáférhetősége, valamint számos egyéb tényező is, amelyeket figyelembe kell venni a mutató értékelése során.

8. ábra. Az egészségüket nagyon jónak tartók aránya, 2009



Forrás: Eurostat dataset: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.

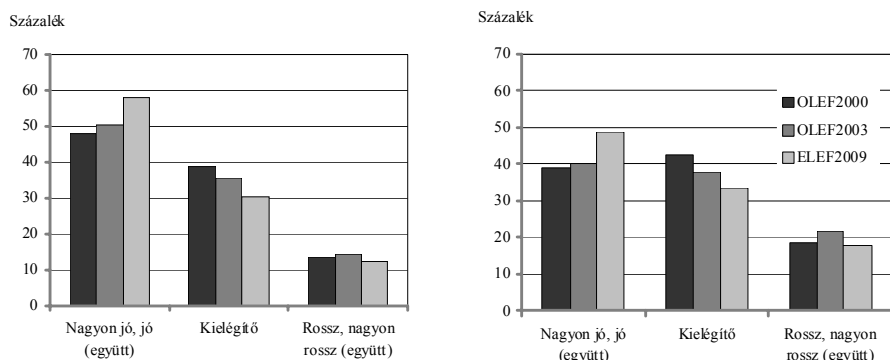
Meg kell ugyanakkor említenünk, hogy a vélt egészség nemzetközi összehasonlítása felvet bizonyos módszertani problémákat. Kutatások szerint az egészség önműködése általában konzisztens eredményeket ad, ha egy adott nyelvi közegen belül vizsgálunk társadalmi különbségeket, illetve időbeli változásokat. Korlátozottan konzisztens azonban a különféle országok összehasonlításakor, így ennek alapján óvatosan kell kezelnünk az eredményeket.

Az egészség önértékelésében megmutatkozó időbeli változás vizsgálatához érdekes egy másik felmérés, az ELEF2009 adatait megnézni, mert ezek közvetlenül hasonlíthatók az Országos Epidemiológiai Központ által koordinált 2000-ben, illetve 2003-ban végzett országos lakossági egészségfelmérések (OLEF)¹⁹ adataihoz. Az eredmények szerint a 2000-ben lefolytatott hasonló vizsgálathoz képest több mint 10 százalékponttal javult az egészségérzet mindkét nemnél.

9. ábra. Vélt egészség a 18 éves és idősebb lakosság körében

Férfi

Nő



Az egészségi állapot megítélése szükségszerűen szubjektív, de az idősoros összehasonlításban megmutatkozó tendenciák alapján kijelenthető, hogy a lakosság egészségérzete javul és az egészségtudatosság, a prevenció, az egészségmegőrzés egyre több ember számára kezd fontossá válni.

4. Összegzés

Bár a magyar lakosság egészségi állapotában még mindig nagy lemaradások tapasztalhatók a fejlettebb országok lakosaihoz képest, némi javulás kétségtelenül ki-

¹⁹ Az Országos Epidemiológiai Központ által koordinált Országos lakossági egészségfelmérés (OLEF).

mutatható mind az objektív, mind a szubjektív mutatók alapján. A hagyományosan használt „tényjellegű” indikátorok létjogosultságának megkérdőjelezése nélkül a helyzet árnyaltságát nagyban növelheti a konstruált, hangsúlyozottan szubjektív elemeket is tartalmazó mutatók használata, amelyek egyre szélesebb körben kezdenek elterjedni, és amelyeket mind a szakemberek, szakmai szervezetek, mind az egészségpolitikai stratégiák egyre gyakrabban figyelembe vesznek.

A halálozások az 1993. évi 150 ezerrel 2009-re 130 ezerre, az ezer lakosra jutó arányszám 14,5-ről 13,0 százalékra csökkent, a születéskor várható élettartam 69,1-ről 74,1 évre nőtt, de az évszázadok alatt kialakult elmaradást nem lehet tizenöt-húsz év alatt megszüntetni.

A várható élettartam növekedésével előtérbe kerül az életminőség kérdése is, azaz nem önmagában a kor meghosszabbítása a cél, hanem a minél teljesebb, boldogabb, egészségesebb élet is. A mindennapi tevékenységekben való korlátozottság, illetve a betegségben töltött életek nemcsak az egyén, illetve a család számára jelentenek nehézséget, de nagy terhet rónak a társadalmi ellátórendszerekre, a társadalom humán erőforrásait gyengítik, a munkaerő minőségét, hatékonyságát és versenyképességét rontják, közvetett módon a gazdasági fejlődést veszélyeztetik. A hosszan tartó ápolás és az egészségügyi, valamint szociális kiadások egyre nehezebben finanszírozhatók. Ezért az egészségpolitika kiemelt fontosságú célkitűzése kell legyen az egészségesen várható élettartam növelése, az egyenlőtlenségek csökkentése, az elkerülhető megbetegedések, sérülések megelőzése, magas szakmai színvonalú, valamint fenntartható ellátórendszer működtetése és a hozzáférés biztosítása.

Függelék

F1. Az egészségesen várható élettartam számítása

Az x életkorúak adott állapotban várható élettartamának becslését megadó /1/ formula mortalitási és morbiditási adatokat kombinál, előbbieket az ún. továbbélők (l_x), a halandósági tábla ismert elemei, utóbbiak (${}_n\pi_x$) általában egy keresztmetszeti felvétel során a vizsgált állapotúak (azaz a megfelelő választ adók) aránya az $[x, x+n)$ korcsoportban.

$$e'_x \approx \frac{1}{l_x} \sum_{i=x}^{85} {}_n\pi_x {}_nL_x, \quad /1/$$

ahol ${}_nL_x = \frac{n}{2}(l_x + l_{x+n})$, kivéve a legfelső (85+) korcsoportban, amelyre ${}_{\infty}L_{85} = l_{85} / {}_{\infty}M_{85}$. Itt ${}_{\infty}M_{85}$ a legfelső korcsoport mortalitási rátája. A módszertan részletes leírása megtalálható például *Molla–Wagener–Madans* [2001]-ben, magyar nyelven: *Faragó* [2007]-ben.

Ha ${}_n\pi_x$ az „Egyáltalán nem éreztem magam korlátozva” választ adók aránya, akkor a képlet az egészségesen várható élettartam becslését adja. Ekkor, ha ${}_n\pi_x$ helyett $1 - {}_n\pi_x$ -t írunk mindenhol, a képlet a „korlátozott” vagy „jelentősen korlátozott” állapotban várható élettartamot adja eredményül. Végül ${}_n\pi_x$ helyébe mindenütt 1-et írva – ahogy korábban már jeleztük – a rövidített halandósági tábláknál szokásosan alkalmazott várható élettartam képlet áll elő.

Az e'_x szórásának becslése

$$s(e'_x) \approx \left(\frac{1}{l_x^2} \sum_{i=x}^{85} sL_i^2 \frac{{}_n\pi_x(1-{}_n\pi_x)}{{}_nN_x} \right)^{1/2} \quad /2/$$

(A maximális szórásértékek – ezek mindig a 0 korévhez tartoznak – a magyar országos/régiós/megyei népességre: rendre 0,45/0,15/1,0 év körüliek.)

Az Eurostat által végzett számításokba bizonyos feltételezéseket építettek be.

F2. Az egészségesen várható élettartam indikátor kiszámításában alkalmazott Eurostat-feltételezések

Alkalmazkodva ahhoz a körülményhez, hogy az egészséget jellemző adatok forrásul szolgáló EU-SILC-felvételben a legfiatalabb megkérdezett 16 éves, az első korcsoport korlátozottság arányait az egész 15–19 korcsoportra érvényesnek tekintik, az ennél fiatalabb korcsoportokra pedig ennek az aránynak a felét. A 85 évnél idősebbek prevalencia arányait alkalmazzák a 85–89, 90–94, 95–99 korcsoportok mindegyikére. Végül a kohorszból a 85 éves kort elérő túlélők számát a továbbiakban exponenciálisan csökkenőnek tekintik. (Ez a jelentése az /1/ képletben alkalmazott ${}_{\infty}L_{85} = l_{85} / {}_{\infty}M_{85}$ formulának.)

Óvatosságra int az országok közötti összehasonlításban az a tény, hogy a Eurostat számításai nem veszik figyelembe a korlátozottsági prevalenciát az intézeti gondozottak körében. Ez azzal egyenértékű, hogy az intézeten kívüli és belüli prevalenciát egyenlőnek tekintik. Az ebből eredő torzítás országonként különböző. Azonban az elvégzett tesztszámítások (Egyesült Királyság, Franciaország) szerint a hiba (amely nyilván felülbecslése az egészségesen várható élettartamnak) fél évnél kisebb – 65 éves korban. (Meggondolható, hogy alacsonyabb életkorban az intézeti gondozottak súlya/szamaránya csekély, magasabb korban azonban az állapotuk kevésbé különbözik a többiekétől.)

F3. Alternatív mutatók, módszerek

Az elmúlt évtizedekben kifejlesztett mutatók két fő típusba sorolhatók: az egészségi kilátások („health expectancy” – HE) és az egészségi rés („health gaps”) csoportjába.

Az első típusba tartozó mutatók egy csoportja azt a várható időtartamot becsüli, amelyet az adott személy valamilyen meghatározott egészségi állapotban (például rokkant vagy éppen rokkantságmentes állapotban, bizonyos betegségben, valamely funkcióban korlátozva stb.) eltölt hátra-

lévő életében – korától, nemétől stb. függően. Egyik elterjedt változata a tanulmány tárgyát képező mutató (HLY vagy DFLE rövidítéssel). Ezek a mutatók az egyén hátralévő minden életévét részartamokra bontják, melyek mindegyikét az egyén egy jól definiált egészségállapotban tölt el, várható értékben. Azután az egyes állapotokhoz tartozó részéveket összegzik a teljes hátralévő életkorra a lehetséges maximumig. A mutatók dimenziója tehát az *idő*.

Az EU-SILC-felvétel egészségügyi blokkjába, illetve az ELEF2009-be bekerült mindhárom kérdés az első csoportba tartozó indikátorokat határozza meg. Az évek során az egyes kérdések és az adható válaszok változtak. A jelenlegi állapot (2008-óta, ekkortól tekinthető harmonizáltnak) a következő:²⁰

MEHM:

- P10) How is your health in general? *Very good / Good / Fair / Bad / Very bad.*
P20) Do you have any long-standing illness or health problem? *Yes / No.*
P30) For at least the past 6 months, have you been limited in activities people usually do because of a health problem? *Yes, strongly limited / Yes, limited / No, not limited.*

EU-SILC:

- P10) Hogyan jellemezné általános egészségi állapotát? *Nagyon jó / Jó / Sem nem jó, sem nem rossz / Rossz / Nagyon rossz.*
P20) Van-e valamilyen tartós vagy krónikus egészségi problémája? *Van / Nincs.*
P30) Az elmúlt hat hónap során mennyiben érezte magát korlátozva mindennapi szokásos tevékenységeiben egészségügyi okok miatt? *Jelentős mértékben korlátozva éreztem magam / Korlátozva éreztem magam / Egyáltalán nem éreztem magam korlátozva.*

ELEF2009:

- P10) Milyen az Ön egészsége általában? *Nagyon jó / Jó / Kielégítő / Rossz / Nagyon rossz.*
P20) Van-e Önnek valamilyen krónikus betegsége vagy olyan egészségi problémája, ami legalább 6 HÓNAPJA tart, vagy előreláthatólag legalább 6 HÓNAPIG fog tartani? *Van / Nincs.*
P30) Az elmúlt 6 HÓNAPBAN korlátozta-e Önt valamilyen egészségi probléma a mindennapi tevékenységek elvégzésében, és ha igen, milyen mértékben? Kérem, csak az elmúlt 6 HÓNAPBAN végig fennálló korlátozottságra gondoljon! *Súlyosan korlátozta / Korlátozta, de nem súlyosan / Nem korlátozta.*

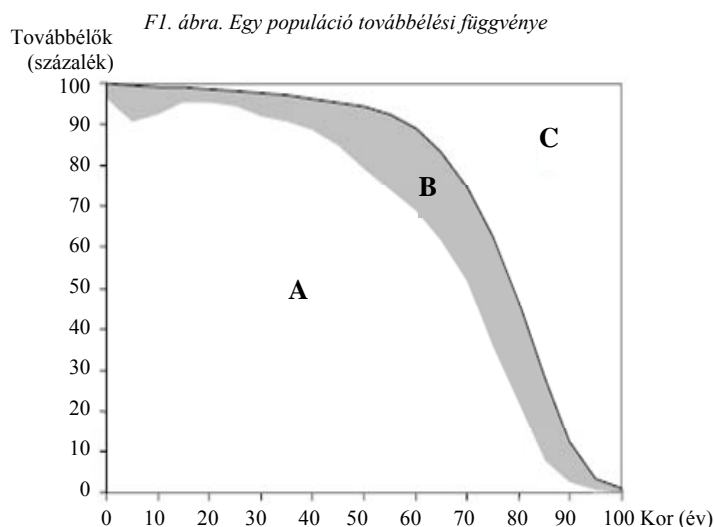
Az egészségi kilátások mutatóinak másik csoportja a teljes várható élettartam minden részét – az aktuális egészségi állapottól függően – átszámítja a vele egyenértékű „egészséges” részbe, és ezek összege adja a várható „ekvivalens egészséges élettartam” becsült értékét. E mutatók dimenziója a valamilyen állapottal *egyenértékű idő*. Például „egészséggel egyenértékű” idő.

Az egészségi kilátások az F1. ábra jelöléseivel így formulázhatók: $A + f(B)$, ahol A és B tartományokat az egészséges állapot definíciója határozza meg. Az egészségesen várható élettartam ese-

²⁰ http://www.ehemu.eu/pdf/healthmodule/TR_2010_4.6_Health_module.pdf

tében $f(.) \equiv 0$. Például a DALE esetében B további résztartományokra oszlik, melyekhez f különböző értékeket rendel.

A második („gap”) típus az egyes koréveket az azokat jellemző állapotoknak valamely ideális-tól való eltéréséhez rendelt súllyal összegzi. Ilyen például az elvesztett potenciális élettartam (potential years of life lost – PYLL) elnevezésű egészségügyi indikátor, amely minden meg nem élt életévet (1 súllyal) összegez egy bizonyos életkor (például 70, 75 év) alatt. Ez a típus formálisan $C + g(B)$ alakú.



A Sullivan-módszer legfőbb hibájául azt róják fel, hogy az egészségi állapotra vonatkozóan – legalábbis részben – a „megfigyelt prevalencián” alapul, ami az egyes kohorszok „múltjának” összegzése, a múltban bekövetkezett események (incidenciák) eredője. Ellentétben a „period prevalence” típusú számításokkal, amelyek a „mostanság” (a periódus alatt) bekövetkezett eseményeket veszik számba, így feltehetően pontosabbak a jövőbeli tulajdonságok (mint például a valamely egészségi állapotban várható élettartam) becslésében. A „sima” várható élettartam számítása maga is az incidenciák (ti. a periódus alatt bekövetkezett halálesetek) összeszámlálásán alapul.

A „period prevalence” típusúak közé tartozik a többállapotú táblák (multistate life tables) módszere (először *Land–Rogers* [1982] és *Schoen* [1988]). Ez megengedi tetszőleges számú (például egészségi vagy családi, lakóhelybeli) állapot létezését úgy, hogy bármely kettő között lehetséges az átmenet (ilyenkor az átmenethez pozitív valószínűséget rendel), azaz az állapotokba lehetséges a visszatérés (egy kivétellel bizonyosan), például bizonyos betegségekből ki lehet gyógyulni. *Newman* [1988] és *Rogers–Rogers–Belanger* [1989] alkalmazta először a módszert az egészségben várható élettartam számítására. Sok előnye mellett a modell egyik gyengesége az, hogy – az elsőrendű Markov-folyamatok elméletét alkalmazva – az átmenet valószínűségei nem függenek az átléptő „múltjától”, pedig például bizonyos állapotokba másodszor bekerülni valószínűbb, mint először. A módszer azonban nem terjedt el, ami leginkább azzal magyarázható, hogy az átmeneti valószínű-

ségek becsléséhez longitudinális felvételekre van szükség, ráadásul nagy mintán, egymáshoz közeli hullámokban. Ilyen felvételek hosszú távú kivitelezése eddig sikertelen volt. Az elterjedést tovább nehezíti, hogy a különböző bonyolult módszertani változatok nehezen standardizálhatók.

A módszertani vita ma is tart. Egy fontos fejlemény, hogy *Imai és Soneji* [2007] kimutatták: Sullivan becslése stacionaritás esetén (sőt bizonyos egyéb feltételek teljesülésekor e nélkül is) torzítatlan és konzisztens.

F4. A KSH-ban végzett számítások

A KSH évente – egy évvel korábban, mint az Eurostat – közli a magyar népesség egészségesen várható élettartamaira vonatkozó saját számításait, azonban az Eurostattól eltérően 5 korévenként (85 éves korig) és régiós bontásban is.²¹

További különbség, hogy a Hivatal a korlátozottságban (és anélkül) várható élettartamok mellett a vélt egészség öt állapotában várhatóan eltöltött élettartamokat is kalkulálja.

Az adatforrások (EU-SILC/HKÉF,²² népességi és halálozási adatok) megegyeznek, azonban a valóban felhasznált adatok és a számítási módszer némileg eltérnek. A KSH számításaiban a periódus két év. Például a 2009. évi egészségügyi inputadatok (az EU-SILC/HKÉF tavaszi adatai) a 2008–2009. évi halálozási arányszámokkal vannak kombinálva a képletekben. A megnövelt periódus az eredmények szórását csökkenti (bár kimutatták, hogy a halálozási rátákból eredő szórás jelentősen kisebb a prevalencia rátákból származótól). Az itt leírt különbségek mindazonáltal csekély, 0,2–0,3 évnyi különbséget okoznak az eredményekben.

Az első számítások 2006-ban történtek a KSH-ban (*Faragó* [2007]). Ezek a 2005. évi EU-SILC/VÉKA²³ (és a 2005–2006. évi periódus népesedési és halálozási) adatait dolgozták fel. Szerencsés körülményként rendelkezésre álltak a 2005. évi mikrocenzus iskolai végzettséget is tartalmazó népességadatai, mely lehetővé tette az egészségesen várható élettartamok iskolai végzettség szerinti előállítását. Az eredmények erős érzékenységet mutattak az iskolai végzettségre vonatkozóan. Kisebb mértékű, de jelentős érzékenység adódott a települések típusára is. Azonban fontos figyelembe venni, hogy ez a számítás még az ötválaszos vélt egészség mutatóval definiált egészséges állapoton alapult.

Irodalom

CONCEIÇÃO, P. – BANDURA, R. [2008]: *Measuring Subjective Wellbeing: A Summary Review of the Literature*. United Nations Development Programme. New York.

http://www.undp.org/developmentstudies/docs/subjective_wellbeing_conceicao_bandura.pdf

EUROSTAT [2006]: Healthy Life Years Expectancy.

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/Annexes/hlth_hlye_esms_an1.pdf

FARAGÓ M. [2007]: *Egészségesen várható élettartamok Magyarországon 2005. Egy összetett, kvantifikált mutató a népesség egészségi állapotának felmérésére*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.

²¹ Legutóbb a *KSH* [2009] kiadványban.

²² Háztartási Költségvetési és Életkörülmény Felvétel.

²³ Változó Életkörülmények Adatfelvétel.

- GRÁBICS Á. (szerk.) [2008]: *Aktív időskor: tanulmánykötet a 2008. április 3-án megrendezett Aktív öregedés konferencia előadásából*. Központi Statisztikai Hivatal, Szociális és Munkaügyi Minisztérium. Budapest.
- IDLER, E. L. – BENYAMINI, Y. [2007]: Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies Source. *Journal of Health and Social Behavior*. Vol. 38. No. 1. pp. 21–37.
- IMAI, K. – SONEJI, S. [2007]: On the Estimation of Disability-Free Life Expectancy: Sullivan's Method and Its Extension. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 102. No. 480. pp. 1199–1211.
- JOHNSON, R. – WOLINSKY, F. [1993]: The Structure of Health Status Among Older Adults: Disease, Disability, Functional Limitation, and Perceived Health. *Journal of Health and Social Behavior*. Vol. 34. (June) pp. 105–121.
- JÓZAN P. [2009]: Halálzási viszonyok és életkilátások a 21. század kezdetén a világ, Európa és Magyarország népességében. *Magyar Tudomány*. 170. évf. 10. sz. 1231–1244. old.
- KAPLAN, G. A. – GOLDBERG, D. E. – EVERSON, S. A. – COHEN, R. D. – SALONEN, R. – TUOMILEHTO, J. – SALONEN, J. [1995]: Perceived Health Status and Morbidity and Mortality: Evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study. *International Journal of Epidemiology*. Vol. 25. No. 2. pp. 259–265.
- KOVACS, K. [2008]: Comments on Robine et al's paper by Katalin Kovacs. In: *Dykstra, P. A. (ed.): Ageing, Intergenerational Solidarity and Age-specific Vulnerabilities*. KNAW Press. Amsterdam. pp. 133–140.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2009]: *Társadalmi jellemzők és ellátórendszerek, 2008*. Budapest.
- LAND, K. – ROGERS, A. [1982]: *Multidimensional Mathematical Demography*. Academic Press. New York.
- MOLLA, M. T. – WAGENER, D. K. – MADANS, J. H. [2001]: *Summary Measures of Population Health: Methods for Calculating Healthy Life Expectancy*. Statistical Notes. No. 21. National Center for Health Statistics. Hyattsville.
- NEWMAN, S. C. [1988] A Markov Process Interpretation of Sullivan's Index of Morbidity and Mortality. *Statistics in Medicine*. Vol. 7. No. 7. pp. 787–794.
- OECD (ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT) [2010]: *Health at a Glance: Europe 2010*. OECD Publishing. http://dx.doi.org/10.1787/health_glance-2010-en
- RADNÓTI L. [2003]: Az élettartamok statisztikája. *Statisztikai Szemle*. 81. évf. 7. sz. 559–570. old.
- ROGERS R. – ROGERS, A. – BELANGER, A. [1989]: Active Life Among the Elderly in the United States: Multistate Life-table Estimates and Population Projections. *The Milbank Quarterly*. Vol. 67. No. 3–4. pp. 370–411.
- SCHOEN, R. [1988]: *Modeling Multigroup Populations*. Plenum Press. New York, London.
- STIGLITZ, J. E. – SEN, A. – FITOUSSI, J.-P. [2009a]: *Report by The Commission on the Measurement of Economic and Social Progress*. Paris. www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf
- STIGLITZ, J. E. – SEN, A. – FITOUSSI, J.-P. [2009b]: A Bizottság jelentése a gazdasági teljesítmény és a társadalmi fejlődés méréséről. *Statisztikai Szemle*. 88. évf. 3. sz. 305–320. old.
- SULLIVAN, D. F. [1971]: A Single Index of Mortality and Morbidity. *HSMHA Health Reports*. Vol. 86. No. 4. pp. 347–354.

WHO (WORLD HEALTH ORGANIZATION) [1996]: *Health Interview Surveys: Towards International Harmonization of Methods and Instruments*. WHO Regional Office for Europe. European Series. No. 58. Copenhagen.

Summary

Examining statistical information on economy and society, *Stiglitz, Sen and Fitoussi* has developed a series of recommendations in their report that lay stress on measuring people's well-being instead of economic efficiency. They also emphasize the important role of subjective indicators besides that of the objective ones. Among others, health has been considered a key area of well-being as well. In accordance with the message of the report, the authors examine public health from different aspects. They present life expectancy as an objective indicator and address perceived health and a complex indicator (healthy life expectancy) from the point of view of the individual.

Élettartam-kockázat – a nyugdíjrendszerre nehezedő egyik teher*

Májer István,

a Rotterdami Egyetem
doktorandusza

E-mail: i.majer@erasmusmc.nl

Dr. Kovács Erzsébet,

a Budapesti Corvinus Egyetem
egyetemi tanára

E-mail: erzsebet.kovacs@uni-
corvinus.hu

A várható élettartam folyamatos növekedése valószínűleg egyike a XX. század legnagyobb vívmányainak, ami azonban jelentősen hozzájárult a fejlett országok népességeinek előregedéséhez. Az idősödő társadalmak számos kihívást támasztanak a modern jóléti államokkal szemben, beleértve nemcsak a szociális ellátások iránti kereslet növekedését (például egészségügy), hanem a nyugdíjrendszerek fenntarthatóságának követelményét is. A problémát az jelenti, hogy a biztosító társaságoknak, nyugdíjalapoknak szolgáltatást kell nyújtaniuk (legyen az akár egészségügyi ellátás vagy nyugdíjjövedelem), akármilyen hosszán éljenek is az emberek. Ebben pedig a kockázatot az hordozza, hogy néhány pénzügyi termék, például az annuitás formájában kapott nyugdíjjövedelem nagymértékben függ a várható élettartam változásától. A cikk elsődleges célja, hogy modellezze az időskori várható élettartam jövőbeli alakulását, az akörüli bizonytalanság nagyságát, valamint ezek hatását az annuitás értékére.

TÁRGYSZÓ:

Előrejelzés.

Várható élettartam.

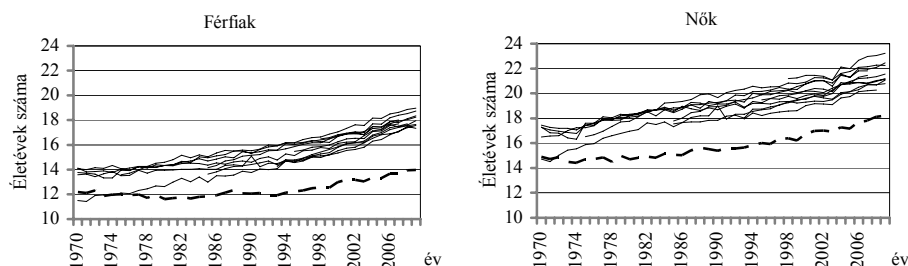
Ökonometriai modell.

* A cikk ötletének felmerülésekor felkértük *Hablicsek László* demográfust, hogy vegyen részt a tanulmány elkészítésében. Sajnos azonban betegsége és halála megakadályozta, hogy végigkísérje a munkát. Most ezzel a cikkel szeretnénk munkássága és emléke előtt tisztelni. Egyúttal köszönjük a névtelen lektor javaslatait.

Az elmúlt évtizedekben az emberek idős korban várható átlagos élettartama folyamatosan és alapvetően egyenletesen emelkedett a világ legtöbb fejlett országában. 1970 és 2005 között például Hollandiában a férfiak 65 éves korban várható élettartama 13,6-ról 16,4-re, míg a nőké 16,5-ről 20 évre nőtt.

Ami a jövőt illeti, a szakértők abban egyetértenek, hogy e mutató további növekedésére lehet számítani (Garssen [2006]). A XX. század első felében az átlagos élettartam emelkedése a fertőző betegségek visszaszorítását követően elsősorban annak eredménye volt, hogy a fiatalok halálzási rátái csökkentek. Ezzel szemben, az elmúlt évtizedekben a várható élettartam növekedését leginkább az idősök mortalitásának csökkenése okozza a prevenció programoknak, valamint a krónikus betegségek hatékonyabb kezelésének köszönhetően (Carnes–Olshansky–Graham [2003], (Janssen–Mackebach–Kunst [2004], Nusselder–Peeters [2006]). A szakértők egybehangzó véleménye szerint ez utóbbi mutató további mérséklődésére van kilátás, viszont annak mértékéről különböznek a nézetek. Jól jellemzi a helyzetet, hogy a tudományos világban is két markánsan eltérő vélemény alakult ki a várható élettartam növekedésének nagyságával kapcsolatban. A konzervatív nézetet vallók szerint az emberi élettartamnak van egy természetes maximuma, és a várható élettartam folytonos, gyors emelkedését feltételezni már egyáltalán nem olyan kézenfekvő, mint pár évtizeddel ezelőtt volt (Olshansky–Carnes–Desesquelles [2001], Olshansky–Hayflick–Carnes [2002]). Ezzel szemben a határtalan növekedés hívei azzal érvelnek, hogy a halálzási ráta nagysága és az abban bekövetkező visszaesés gyorsasága között nincs kapcsolat (Lee [2001], Oeppen–Vaupel [2002], Vaupel et al. [1998]). Sőt, a legtöbb fejlett országban a mortalitási ráták csökkenése felgyorsult az 1970-es évek óta.

1. ábra. Férfiak és nők 65 éves korban várható élettartama a fejlett nyugat-európai országokban és Magyarországon 1970 és 2009 között



Megjegyzés. Az ábrák az EU15, Németország (1991 előtt NSZK), Spanyolország, Franciaország, Olaszország, Magyarország (szaggatott vonallal jelölve), Hollandia, Finnország, Svédország, Egyesült Királyság, Norvégia és Svájc adatait mutatják be.

Forrás: Az Eurostat halálzási adatbázisa (Human Mortality Database – HMD) (<http://www.mortality.org/>)

Magyarországon a várható élettartam emelkedése nem volt mindig egyenletes, és ez különösen a férfiakra igaz. A nyugat-európai országokhoz képest a halálozási mutatók tekintetében hazánk állandó lemaradását figyelhetjük meg. Ezt mutatja az 1. ábra is, melyen az EU15 átlagához és Európa néhány más fejlett gazdaságú országához viszonyítottuk a magyar férfiak és nők 65 éves korban várható élettartamának emelkedését 1970 és 2009 között.

A lemaradás ellenére hazánkban is az élettartam növekedésének gyorsulására, valamint a férfi és női élettartam közötti különbség csökkenésére számíthatunk. Így indokoltnak látszik az állami nyugdíjak számításánál, előretervezésénél ezt is figyelembe venni. Erre különösen azért van szükség, mert a jelenlegi magyar állami nyugdíjrendszerben ún. szolgáltatással meghatározott nyugdíjat állapítanak meg, ami elsősorban nem a befizetésektől, hanem a ledolgozott évektől függ.¹ Ilyen feltételek mellett a hosszabbodó várható élettartam-kockázata teljes mértékben a társadalomra hárul.

A nyugdíjbiztosítók és -pénztárak általában más elv alapján működnek, a befizetéseket határozzák² meg előre. A tagok aktív életpályájuk alatt a jövedelmük egy részét rendszeresen befizetik egy kiválasztott nyugdíjalapba, majd miután nyugdíjba vonulnak, az így felhalmozott összeg alapján havonta nyugdíjjövedelmet kapnak a nyugdíjbiztosítótól. Ennek kifizetése akkor szűnik meg, amikor az egyén meghal. A nyugdíjbiztosítók stabil működésének egyik alapelve és -feltétele, hogy a be- és kifizetések között egyensúly legyen. Ennek érdekében arra törekednek, hogy – a költségek levonása és az infláció kompenzálása után – tagjaik ugyanakkora összeget kapjanak vissza életük végéig, mint amennyit befizettek. Mivel a felhalmozott vagyon csak a nyugdíjkorhatár elérésekor kerül átváltásra, figyelembe lehet venni az évtizedek során bekövetkezett élettartam-növekedést. Ezen a befizetéssel meghatározott alapon működnek a névleges egyéni számlás rendszerek³ is, amelyek felosztó-kirovó elven fizetnek nyugdíjat (*Banyár–Mészáros* [2003]). A nyugdíjkorhatár magasabb lehet azok számára, akik nem halmoztak fel aktív életük során elegendő nyugdíjvagyon az egyéni számlájukon. Mindkét esetben a várható élettartam előrejelzése döntő fontosságú. Az alulbecslés egyéni és pénzügyi értelemben is kockázattal jár, hisz az illető elszegényedik, a nyugdíjrendszer fizetőképessége pedig csökken ilyen helyzetben. Ezért a halálozási valószínűségek és az abból származtatott várható élettartam becslése, előrejelzése rendkívül fontos információ a nyugdíjrendszer összes szereplője számára.

¹ A szolgáltatással meghatározott (defined benefit – DB) rendszerekben egy képlet adja meg a nyugdíjat. Hazánkban 2013-tól a ledolgozott évek számát szorozzuk 1,65-tel, és ez lesz a megállapított nyugdíj aránya az életkeresethez.

² A befizetéssel meghatározott (defined contribution – DC) elv alapján aktív korban csak a járulékkulcs adott.

³ A névleges egyéni számlán (notional defined contribution – NDC) felírják az egyéni hozzájárulást, hozamot is jóváírnak, de a befizetést valójában azonnal ki is fizetik a már nyugdíjban levőknek.

Cikkünk, melynek elsődleges célja, hogy egy kiválasztott modellel és módszerrel modellezzük az időskori várható élettartam jövőbeli alakulását és az akörüli bizonytalanság nagyságát Magyarországon, a következőképpen épül fel. Az első fejezetben áttekintjük a mortalitás csökkenésének szerepét a várható élettartam számításában, kifejtjük az élettartam-kockázatot és annak jelentőségét. A második fejezetben részletes leírást adunk a Lee–Carter-modellről, a harmadikban pedig magyar mortalitási adatokra alkalmazzuk azt, majd bemutatjuk az így kapott eredményeket. A cikket rövid összeggel zárjuk, amelyben rámutatunk arra, hogy a várható élettartam kitolódása miképp kezelhető a nyugdíjrendszerben.

1. A mortalitás modellezése⁴

Habár azt gondolnánk, hogy a halálozás valószínűsége a kor előrehaladtával emelkedik, ez nem feltétlenül mindig van így. Ha megnézzük a hivatalos, évente közölt halálozási (például a KSH-) adatokat, akkor kisebb-nagyobb egyenetlenségeket találunk. Az újszülöttek tipikusan nagyobb valószínűséggel halnak meg egyéves koruk előtt, mint az egyévesek kétéves koruk előtt. Más korosztályok esetén, ahol a halálozási ráta alacsony, a véletlen játszhat különös szerepet. Egy ilyen jelenség, a „balesetsúcás” (accident hump), ami a 18 és 25 év közötti férfiak halálozási valószínűségének egyenetlenségére utal. Mivel ez a korosztály a többihez képest többször szenved balesetet, előfordulhat, hogy a megfigyelt halálozási valószínűség a 21 évesek körében magasabb, mint a 22 éveseké. Ezen kívül ingadozásokat tapasztalhatunk nagyon magas életkorok esetén is, ahol a még élő népesség száma alacsony, ezért az idősök halálozási rátáinak alakulásában a véletlennek nagyobb szerepe van. Ezek abból erednek, hogy a közölt halálozási valószínűségek mögött mindig egy adathalmaz áll, mely a véletlen szerepét is tartalmazza.

1.1. A mortalitási trendek szerepe és az élettartam-kockázat

A halálozási valószínűségek időbeli alakulását úgy tudjuk a legjobban értékelni, ha azok modellezése során a mortalitást egy adott évben befolyásoló véletlen tényezők szerepét minimalizáljuk. Ezt szem előtt tartva legelőször is tisztázzuk, mit értünk halálozási valószínűség, valamint az abból származtatott túlélési valószínűség és várható élettartam alatt. A halálozási valószínűség ($q_{x,t}^{(g)}$) annak a valószínűséget fe-

⁴ E fejezet *De Waegenaere – Melenberg–Stevens* [2010] tanulmánya ide vonatkozó részének összefoglalása.

jezi ki, hogy a t . évben egy x éves g csoportba tartozó személy már nem lesz életben a következő, $t + 1$. évben $x + 1$ éves korában. Következésképpen azt, hogy ugyanez a személy megéli legalább a következő életévét, tehát a túlélési valószínűséget, a következő képlettel adhatjuk meg:

$$p_{x,t}^{(g)} = 1 - q_{x,t}^{(g)} . \quad /1/$$

Amennyiben a g csoport alatt a teljes populációt értjük, a g indexet elhagyjuk. Ha pedig azt feltételezzük, hogy a valószínűségek függetlenek a naptári (t) időtől, akkor tovább egyszerűsítve írhatjuk: q_x és p_x . Ebben az esetben annak a valószínűségét, hogy egy (x éves és g csoportba tartozó) személy legalább további τ évet él, a következő képlettel fejezhetjük ki:

$${}_{\tau}p_x = \prod_{j=0}^{\tau-1} p_{x+j} . \quad /2/$$

A túlélési valószínűségeket felhasználva kiszámíthatjuk *a)* azoknak az éveknek a számát, amit egy egyén x éves kora után várhatóan még élni fog, vagyis a várható élettartamot (e_x -et); *b)* hogy egy egyén várhatóan hány éves korában ($x+e_x$); illetve *c)* melyik naptári évben hal meg (t_0+e_x). A legfontosabb ezek közül a várható élettartam, melyet az egyes életkorok túlélési valószínűségeinek végtelen összegeként definiálunk:

$$e_x = \sum_{\tau \geq 1} {}_{\tau}p_x . \quad /3/$$

Az előző számítások során azzal a feltételezéssel éltünk, hogy az egyéves halálozási valószínűségek függetlenek az időtől, vagyis állandók. Ennek az ellenkezőjéről azonban bőséges bizonyíték áll a rendelkezésünkre. A 2. ábra – melyen a magyar népességben megfigyelt halálozási valószínűségek 1970 és 2006 közötti alakulását illusztráljuk különböző életkorokra vonatkozóan – hosszabb időszakot tekintve jól szemlélteti, hogy a halálozási valószínűségek a naptári évek előrehaladtával csökkennek, ezért a túlélési valószínűségek és a várható élettartamok növekednek.

Ennek tükrében viszont a halálozási és a túlélési valószínűségek állandóságáról tett előbbi feltételezés a várható élettartam számításánál nem helytálló. Következésképpen, a túlélési valószínűségeket, vagyis hogy a t . évben egy x éves korú g csoportba tartozó személy legalább τ további évet él, helyesen a következőképpen kellene kifejeznünk:

$${}_{\tau}p_{x,t}^{(g)} = p_{x,t}^{(g)} \cdot p_{x+1,t+1}^{(g)} \cdot \dots \cdot p_{x+\tau-1,t+\tau-1}^{(g)} . \quad /4/$$

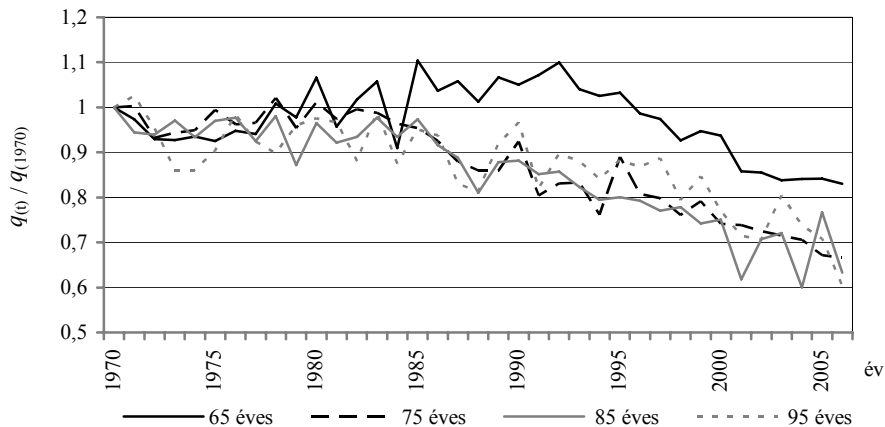
Ekkor a t . évet alapul véve, ahelyett, hogy időtől független túlélési valószínűségeket használnánk, a várható életevek számát helyesen a következő képlettel adhatnánk meg:

$$e_{x,t}^{(g)} = \sum_{\tau \geq 1} \tau p_{x,t}^{(g)}. \quad /5/$$

Ahhoz azonban, hogy az itt leírt várható élettartamot ki tudjuk számítani, az egyéves halálozási valószínűségek előrejelzésére van szükségünk.

A mortalitási viszonyokban és ebből eredendően a várható élettartamban végbenő változások rendkívül fontos szerepet játszanak a nyugdíjbiztosítók működésében. Ha például egy nyugdíjbiztosító nem venné figyelembe a túlélési valószínűségek emelkedését, akkor alulbecsülne tagjai várható élettartamát és a nekik fizetendő annuitás (diszkontált) várható értékét. *Hári* és szerzőtársai [2008] egy tanulmányukban arra a következtetésre jutottak, hogy a becsült várható élettartam lényegesen magasabb, ha a számításoknál a mortalitás jövőbeli változásait is figyelembe vesszük. Ez pedig sokszor hosszú időszakra történő előrejelzést igényel.

2. ábra. Egyéves halálozási valószínűségek 1970 és 2006 között a teljes magyar népességre vonatkozóan



Megjegyzés. Az ábra a megfigyelt egyéves halálozási valószínűségeket mutatja 1970 és 2006 között a teljes magyar népesség különböző (65, 75, 85, 95 éves) életkoraira vonatkozóan, 1970-re normalizálva.

Forrás: Az adatok az Emberi Mortalitási Adatbázisból (Human Mortality Database – HMD) származnak (<http://www.mortality.org/>)

A javuló halálozási tendencián kívül van azonban egy másik kihívás is, amellyel a nyugdíjbiztosítóknak szembe kell nézniük. A 2. ábrán azt is megfigyelhetjük, hogy a halálozási valószínűségek hosszú távon csökkenő trendjének mértéke bizonyos fo-

kig megjósolhatatlan. Ennek következtében a már tárgyalt, mortalitás állandóságára tett feltételezésen kívül azt is megalapozatlan lenne elfogadnunk, hogy a halálozási viszonyok jövőbeli (további kedvező) alakulásának mértékét pontosan, azaz determinisztikusan, előre meg tudnánk határozni. Ehelyett sokkal életszerűbb azt feltételeznünk, hogy a halálozási valószínűségekben végbemenő változás egy véletlenszerű (sztochasztikus) folyamat. A mortalitás trendjének sztochasztikus mivoltából származik az ún. élettartam-kockázat (longevity risk), amely lényegében annak kockázatát jelenti, hogy nem tudjuk pontosan meghatározni a várható élettartam növekedését, mivel a jövőbeli túlélési valószínűségek változása véletlenszerűen alakul.

1.2. Az élettartam-kockázat fontossága

A nyugdíjbiztosítók kalkulációik során alapvetően három mortalitáshoz köthető kockázatot különböztetnek meg: *a)* az egyéni halálozási, *b)* a várható élettartam és a *c)* modellkockázatot. Az első arra utal, hogy az egyén hátralevő élettartama egy valószínűségi változó, még ismert halálozási kockázat esetén is. Ezt idioszinkratikus (egyéni) kockázatnak szokás nevezni. A várható élettartam-kockázat azt jelzi, hogy a halandóság (és más attól függő mennyiség, mint például a várható élettartam) hosszú távon eltér annak előre jelzett mértékétől, trendjétől. Az utolsó pedig arra vonatkozik, hogy az előrejelzéseknél használt különböző modellek eltérő eredményekre vezethetnek a jövőbeli várakozásokat illetően.

A következőkben az egyéni halálozási és a várható élettartam-kockázatra térünk ki részletesen, hogy bizonyítsuk, az utóbbi szemben az elsővel nem diverzifikálható. Ehhez képzeljünk el N db azonnal induló életjáradékot, amelyet x éves g csoporthoz tartozó embereknek adnak el a t . évben. Az életjáradék annuitás formájában 1 Ft-ot fizet egy adott személynek (mindig az időszak végén), ha az az év végén életben van. Tételezzünk fel továbbá állandó és kockázatmentes kamatlábat (r), és jelöljük $1_{i,t+\tau}$ -gyel ($\tau \geq 1$) azt az indikátor változót, amely az 1 és a 0 értéket veszi fel aszerint, hogy az annuitás birtokosa $t + \tau$. évben még életben van-e vagy sem. Ekkor a $t + \tau$. években ($\tau \geq 1$) az i -edik annuitás birtokosa számára történő kifizetések t . évre vonatkozó jelenértékét a következő képlettel foglalhatjuk össze:

$$Y_i = \sum_{\tau \geq 1} 1_{i,t+\tau} \frac{1}{(1+r)^\tau}. \quad /6/$$

A példa kedvéért először tételezzük fel, hogy a halálozási valószínűségek ismertek, más szóval van egyéni halálozási kockázat, de eltekintünk a várható élettartam-kockázattól. Ekkor az i . személynek történő kifizetések várható jelenértéke a t . évben:

$$a_{x,t}^{(g)} = \sum_{\tau \geq 1} E[1_{i,t+\tau}] \frac{1}{(1+r)^\tau} = \sum_{\tau \geq 1} {}_\tau p_{x,t}^{(g)} \frac{1}{(1+r)^\tau}. \quad /7/$$

A kockázatközösség-elv alapján az előző, várható diszkontált érték az annuitás tisztességes (fair) piaci ára is egyben. Vagyis Y_i fair ára egyenlő $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i$ fair árával. Tételezzük fel, hogy az Y_i -k egymástól függetlenek, várható értékük $\mu = E(Y_i)$ és varianciájuk $\sigma^2 = \text{Var}(Y_i)$. Ekkor $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i$ varianciáját a következőképpen számíthatjuk: $\text{Var}\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i\right) = \frac{\sigma^2}{N}$. Abban az esetben, ha N kellően nagy, $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i$ kockázatmentessé válik, és fair ára megegyezik várható diszkontált értékével (nincs rajta kockázati prémium). Ez azt jelenti, hogy az egyéves halálzási valószínűségek ($q_{x,t}^{(g)}$) olyan halálzási kockázatot jelentenek egyéni szinten, amelyet még a biztosítótársaságok meg tudnak szüntetni a kockázatközösség elvén keresztül.

Ezzel szemben a várható élettartam-kockázatot a veszélyközösség elve nem tudja megszüntetni, ezért az annuitás fair ára tipikusan kockázati prémiumot is tartalmaz. Ennek illusztrálásához visszatérünk az annuitás előző képletéhez. Adott jövőbeli halálzási valószínűségek $\Psi_t = \{q_{x,t+\tau}^{(g)} \mid \tau \geq 1\}$ esetén továbbra is kézenfekvő azt feltételeznünk, hogy az Y_i -k függetlenek egymástól, de ezúttal mind a várható érték $\mu(\Psi_t)$, mind pedig a variancia $\sigma^2(\Psi_t)$ függ Ψ_t -től. Következésképpen, amikor az $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i$ varianciáját meghatározzuk, figyelembe kell vennünk, hogy az egyéves valószínűségek (Ψ_t) véletlenszerűen alakulnak. A varianciát a következőképpen írhatjuk tovább:⁵

$$\begin{aligned} \text{Var}\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i\right) &= E\left(\text{Var}\left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \mid \Psi_t\right]\right) + \text{Var}\left(E\left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \mid \Psi_t\right]\right) = \\ &= \frac{E(\sigma^2(\Psi_t))}{N} + \text{Var}(\mu(\Psi_t)). \end{aligned}$$

⁵ A képlet a torzításvariancia felbontása is egyben.

A képlet jobb oldalán lévő összeg első tényezője növekvő N esetén eltűnik, a második tényező azonban független N -től. Ez azt jelenti, hogy az élettartam-kockázat megléte esetén $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i$ nem válik kockázatmentessé, még akkor sem, ha N nagyon nagy. Vagyis, a várható érték, az $E(Y_i) = E(\mu(\Psi_i))$ nem lesz az annuitás fair díja.

2. Mortalitási modellek

Minden halálozási modell alapja a nyers (központi) mortalitási ráta, tehát az egy főre jutó halálozások száma, melyet a következőképpen definiálunk: $m_{x,t}^{(g)} = D_{x,t}^{(g)} / E_{x,t}^{(g)}$. A képletben a $D_{x,t}^{(g)}$ azoknak az x éves g csoporthoz tartozó embereknek a számát jelöli, akik a t . évben meghaltak, $E_{x,t}^{(g)}$ pedig az összes életévek számát takarja (az ún. kitettséget (exposure)), azaz az x éves g csoporthoz tartozó emberek megélt életéveinek a számát a t . évben. A központi halálozási rátákat tipikusan éves alapon figyelik meg ($t \in \{1, 2, \dots, T\}$) 0 éves kortól kezdve valamely maximális életkorig, például $x \in \{0, 1, \dots, 110\}$. A halálozások számát és a kitettséget nemzeti statisztikákból tudhatjuk meg, melyek közül az utóbbit általában becsülni szokás.

Az egyéves halálozási valószínűségek a mortalitási rátákból ($m_{x,t}^{(g)}$) származtathatók. E kettő mérték között meglehetősen bonyolult összefüggés van, ezért valamilyen feltételezéssel kell élnünk, hogy azt leegyszerűsítsük. Például, ha feltesszük, hogy a kitettség a kor lineáris függvénye, akkor a halálozási valószínűséget a következő formában írhatjuk:

$$q_{x,t}^{(g)} = \frac{m_{x,t}^{(g)}}{1 + \frac{1}{2} m_{x,t}^{(g)}}. \quad /8/$$

(Egy másik lehetőség azt feltételezni, hogy a központi halálozási ráta megegyezik a halálozási intenzitással, mely esetén a halálozási valószínűség: $q_{x,t}^{(g)} = 1 - \exp(-m_{x,t}^{(g)})$.)

A (dinamikus) halálozási modellek készítésének egyik módja, hogy az adatokra olyan mortalitási szabályt illesztünk, amelyben néhány, esetleg mindegyik paraméter

függ az időtől. Az így kapott időfüggő paraméterek sorát felhasználhatjuk, és megfelelő statisztikai és ökonometriai módszerekkel idősormodelleket illeszthetünk rájuk. Az utóbbiakat alapul véve pedig előrevehetjük a jövőbeli mortalitási rátákat, majd meghatározhatjuk az élettartam-kockázatot.

A Lee–Carter-modell

Lee és Carter amerikai mortalitási rátákat modelleztek (Lee–Carter [1992]), amely során egy extrapolatív módszert találtak ki és alkalmaztak. Modelljükben a halálozás három paramétertől függött: két determinisztikus kor- és egy sztochasztikus időparamétertől. Ennek a korábbi modellekhez képest nagy erénye az volt, hogy a halálozási ráták előrejelzéséhez egy egyszerű demográfiai modellt idősor-elemzési módszerekkel kombinált, anélkül, hogy a halálozási ráta változását befolyásoló orvosi, életviteli és egyéb tényezőket is magában foglalta volna. Később kiderült róla, hogy a gyakorlatban nagyon jól működik, és azóta a mortalitás előrejelzésének vezető statisztikai modellévé vált (Deaton–Paxson [2004]).

Lee és Carter csupán három paramétert tartalmazó modellje tehát a következő:

$$\ln m_{x,t}^{(g)} = \alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \kappa_t^{(g)} + \varepsilon_{x,t}^{(g)}, \quad /9/$$

amelyben $m_{x,t}^{(g)}$ egy x éves ember t . időszakra vonatkozó halálozási rátáját jelenti. $\alpha_x^{(g)}$, $\beta_x^{(g)}$ és $\kappa_t^{(g)}$ paraméterek, amelyeket becsülni kell, $\varepsilon_{x,t}^{(g)}$ pedig a hibtag.

A Lee–Carter-modell alkalmazása három lépésből áll: először a modell paramétereit becsüljük, aztán a modellezett halálozások számát a megfigyelt halálozások számához igazítjuk, végül pedig előrejelzést készítünk a mortalitási rátákra vonatkozóan.

Az első lépés során tehát a /9/ modellből az $\alpha_x^{(g)}$ -t, $\beta_x^{(g)}$ -t és $\kappa_t^{(g)}$ -t becsüljük, hogy modellezni tudjuk a mortalitási ráták logaritmusát: $\ln m_{x,t}^{(g)}$. A becslés során a reziduumok négyzetét szeretnénk minimalizálni, amihez kézenfekvőnek tűnik a legkisebb négyzetek módszerét választani. Bár az egyenlet jobb oldalán nincsenek megfigyelt magyarázóváltozók – csupán paraméterek –, ha feltételezzük, hogy a hibtagok független és azonos normális eloszlású változók, az $\ln(m_{x,t}^{(g)}) - \alpha_x^{(g)}$ mátrix sajátérték-felbontásával becsült paraméterek megegyeznek a maximum likelihood (ML-) becsléssel kapott paraméterekkel. A Lee–Carter-modellben rendszerint csak az első saját értéket használjuk, ezért a $\hat{\beta}_x \hat{\kappa}_t$ mátrix a sajátérték-felbontás első saját értékének ($\sigma_1^{(g)}$), első oszlopának ($u_1^{(g)}$) és első sorának ($[v_1^{(g)}]^T$) függvénye. Mivel azonban a sajátérték-

ték-felbontás végtelen lehetséges megoldást szül, Lee és Carter a következő két korlátot vezette be a paraméterek egyértelmű meghatározása érdekében:⁶

$$\sum_x \beta_x^{(t)} = 1 \text{ és } \sum_t \kappa_t^{(i)} = 0.$$

Ez utóbbi kikötés egyben azt is jelenti, hogy az x életkorra becült halálozási ráták logaritmusának várható értéke a megfigyelt mortalitási ráták átlaga, vagyis a korszpecifikus paraméter $\hat{\alpha}_x$. Ekkor a becült $\hat{\kappa}_t$ paramétert egy időfüggő látens folyamatként értelmezhetjük, amely a mortalitási ráták időbeli alakulását számszerűsíti. A $\hat{\beta}_x$ paraméter pedig azt fejezi ki, hogy melyik korszpecifikus ráta változik gyorsan vagy lassan a κ_t paraméter egy egységnyi változásának hatására.⁷ Az $\varepsilon_{x,t}$ a mortalitási ráták körüli véletlen szerepét jelöli.

Ha x -szel a modellezett életkorokat, T -vel pedig a modellezett éveket jelöljük, akkor a paramétereket a következő képletek alapján tudjuk becsülni:

$$\hat{\alpha}_x^{(g)} = \frac{\sum_{t=1}^T \ln(m_{x,t}^{(g)})}{T}, \quad /10/$$

$$\hat{\beta}_x^{(g)} = \frac{u_1^{(g)}(x)}{\sum_{x \in X} u_1^{(g)}(x)}, \quad /11/$$

$$\hat{\kappa}_t^{(g)} = \sigma_1^{(g)} v_1^{(g)}(t) \sum_{x \in X} u_1^{(g)}(x). \quad /12/$$

A második lépés során a $\hat{\kappa}_t$ paramétereket kiigazítjuk, hogy a megfigyelt és a modellezett halálozások száma minden egyes évben megegyezzen egymással. Erre

⁶ Könnyen belátható, hogy ha a , b és k megoldás, akkor $a-bc$, b és $k+c$ is az bármely c -re: $\tilde{a} - \tilde{b}\tilde{c} + \tilde{b}(\tilde{k} + \tilde{c}) = \tilde{a} + \tilde{b}\tilde{k}$.

⁷ $\sum_{t \in T} \log M(x, t) = \sum_{t \in T} (a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t}) = T a_x + \sum_{t \in T} \varepsilon_{x,t}$,

$$E \left[\sum_{t \in T} \log M(x, t) \right] = p a_x \Rightarrow a_x = \frac{E \left[\sum_{t \in T} \log M(x, t) \right]}{p},$$

$$\frac{dE \left[\sum_{t \in T} \log M(x, t) \right]}{dt} = b_x \frac{dk_t}{dt}$$

tulajdonképpen azért van szükség, mert a modell paramétereinek becslésekor a fiatal korok mortalitási rátái ugyanolyan súlyt kapnak, mint az idős korokéi, holott az előbbiek lényegesen kisebb mértékben járulnak hozzá az összes halálozás számához. Az eredeti $\hat{\kappa}_t$ -t helyettesítendő $\tilde{\kappa}_t$ -t a következőt egyenlőségből egyértelműen meghatározhatjuk:

$$\sum_x D_{x,t} = \sum_x \left[E_{x,t} \exp(\hat{\alpha}_{x,t} + \hat{\beta}_x \tilde{\kappa}_t) \right]. \quad /13/$$

A harmadik lépés során a mortalitási rátákat előrevetítjük a jövőbe, majd az így kapott értékeket felhasználva megbecsüljük a jövőben várható élettartamot. Az előrejelzés során az $\hat{\alpha}_x$ és a $\hat{\beta}_x$ paramétereket konstansnak tekintjük, míg a $\tilde{\kappa}_t = \left[\tilde{\kappa}_1^{(i)}, \tilde{\kappa}_2^{(i)}, \dots, \tilde{\kappa}_t^{(i)} \right]^T$ idősorát standard egyváltozós idősor-elemzési módszert használva extrapoláljuk. Végeredményben ezeket az extrapolált látens faktorokat helyettesítjük vissza a Lee–Carter-egyenletbe /9/, hogy megkapjuk a jövőbeli mortalitási rátákat, majd a valószínűségeket.

Lee és Carter számos autoregresszív integrált mozgóátlagos (ARIMA-) modellt teszteltek, de azt találták, hogy egy egyszerű véletlen bolyongás (random walk) modell illeszkedik legjobban az adataikra. Ugyan a szerzők rámutattak arra, hogy egyéb adatokra más modellspecifikáció alkalmasabb lehet, de a szakirodalomban és az alkalmazásokban szinte kivétel nélkül ezzel a modellel lehet találkozni. Cikkünkben ezért mi is követjük a Lee–Carter-féle modellformát, és az időparaméterek sorát a következőképpen modellezzük:

$$\tilde{\kappa}_t = \tilde{\kappa}_{t-1} + \theta + \delta_t, \quad /14/$$

$$\delta_t \sim N(0, \delta^2), \quad /15/$$

ahol a θ az ún. drift- (vagy trend-) paraméter, ami a mortalitás csökkenésének várható tendenciáját, mértékét ragadja meg. A δ_t hibagról normalitás eloszlást feltételezve a trendparaméter /16/, a hiba varianciájának /17/, valamint a trendparaméter standard hibájának /18/ ML-becslőfüggvénye a következő:

$$\hat{\theta} = \frac{\tilde{\kappa}_T - \tilde{\kappa}_1}{T-1}, \quad /16/$$

$$\hat{\delta}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} \left(\tilde{\kappa}_{t+1} - \tilde{\kappa}_t - \hat{\theta} \right)^2 \text{ és} \quad /17/$$

$$\text{Var}(\hat{\theta}) = \frac{\hat{\delta}}{T-1}. \quad /18/$$

A jövőbeli mortalitási ráták modellezéséhez a megfigyelt adatok utolsó évének mortalitási rátáit és egy úgynevezett változástényezőt (VF) használhatunk. Az utóbbi alkalmazását korábban már mások, például *Renshaw* és *Haberman* [2003] is javasolták. A modellezés ezen módja tulajdonképpen elkerüli, hogy egy hirtelen ugrás legyen az utolsó év megfigyelt és az első előre jelzett év mortalitási rátáinak értékei között. Más szóval, a becslési („modellillesztési”) hibát mesterségesen nullára állítjuk az utolsó megfigyelt évre vonatkozóan. Egy adott jövőbeli év ($T+s$) halálozási rátái pedig a megelőző évek halálozási rátáitól ($T+s-1$), valamint a változástényezőtől függenek. Vagyis egy $T+s$. évben x éves egyén előre jelzett mortalitási rátáját a következőképp írhatjuk:

$$\hat{m}_{x,T+s} = m_{x,T} \times VF_{x,T+s} + \hat{\varepsilon}_{x,T+s}, \quad /19/$$

melyben a változástényező extrapolált értékeit a

$$VF_{x,T+s} = \exp\left(\hat{\beta}_x \times \left(\tilde{\kappa}_{T+s}^{(i)} - \tilde{\kappa}_{T+s-1}^{(i)}\right)\right) \quad /20/$$

képlettel adhatjuk meg, ahol $\hat{\beta}_x$ a becsült β_x -t, $\tilde{\kappa}_{T+s}$ az előre jelzett látens mortalitási indexet jelöli $s \geq 1$ időszakkal $\tilde{\kappa}_T$ után.

$\tilde{\kappa}_{T+s}^{(i)}$ -nak a következő feltételes eloszlása van:

$$\tilde{\kappa}_{T+s} | \tilde{\kappa}_{T+s-1}, \hat{\theta} \sim N\left(\tilde{\kappa}_{T+s} + \hat{\theta}, \hat{\delta}^2\right). \quad /21/$$

Ha a $\hat{\theta}$ trendparaméter körüli bizonytalanságot is szeretnénk beépíteni az előrejelzéseinkbe, akkor a /21/ képletben a $\hat{\theta}$ -t $\hat{\theta} \sim N\left(\hat{\theta}, \text{Var}(\hat{\theta})\right)$ -tal helyettesíthetjük.

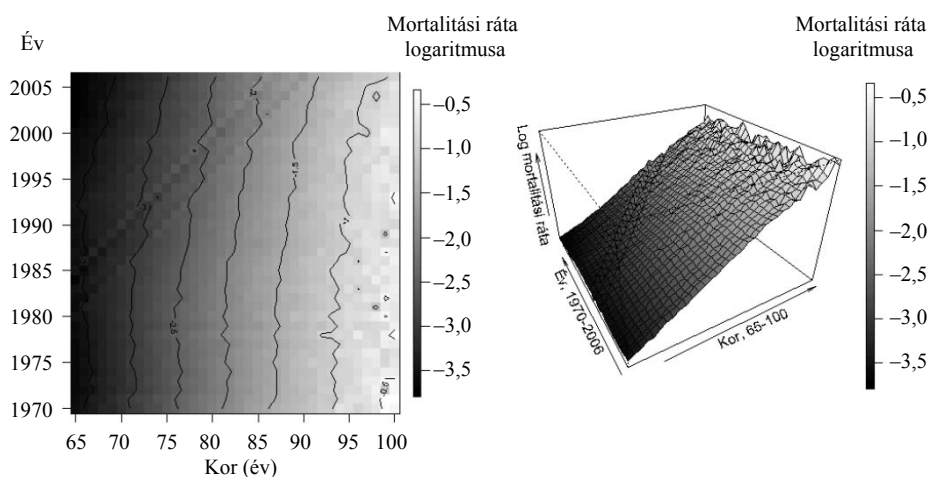
Az előrejelzés menete a következő: a /21/ képletben leírt eloszlás alapján számos, véletlen kappát szimulálunk. A szimulált kappákat visszahelyettesítjük a /19/ és /20/ képletbe, majd az előre jelzett mortalitási rátákat elmentjük, és a /8/ képlet szerint átalakítjuk egyéves halálozási valószínűséggé. Az utóbbi alapján ki tudjuk számolni a túlélési valószínűségeket, ebből kiindulva pedig modellezni tudjuk a jövőbeli várható élettartamot az /5/ képlet segítségével. Végül pedig számszerűsíthetjük a bizonytalanságot a jövőbeli túlélési valószínűségek és a várható élettartam körül, melyet tanulmányunkban három modellen keresztül teszünk. Először egy determinisztikus

szimulációt végzünk, mely során úgy kezeljük a mortalitási index jövőbeli értékeit, mintha azokat múltbeli adatok alapján biztosan ismernénk. A további két modellben a jövőbeli kappákat bizonytalannak vesszük. Az első esetben a becült trendet adott-nak, a mortalitási index jövőbeli alakulását bizonytalannak tekintjük, a második esetben a kappák jövőbeli alakulásának bizonytalansága mellett azt feltételezzük, hogy a becült trend maga is valószínűségi változó.

3. Alkalmazás

A Lee–Carter-modellt magyar adatokra alkalmazva modelleztük és előre jeleztük a mortalitási rátákat, valamint megbecsültük a jövőbeli várható élettartamot és az akörüli bizonytalanság nagyságát. A következőkben számos eredményt bemutatunk, melyek a modell becsléséhez és alkalmazásához köthetők. Számításainkhoz a 65 éves és annál idősebb, $x \in \{65, 66, \dots, 100\}$, teljes népesség körében megfigyelt mortalitási rátákat modelleztük 1970 és 2006 között ($T = 37$). Választásunk azért esett erre a korosztályra, mert szerepe a nyugdíjszámítás szempontjából meghatározó.

3. ábra. A 65 éves és annál idősebb teljes népesség körében megfigyelt mortalitási ráta logaritmusának alakulása 1970 és 2006 között

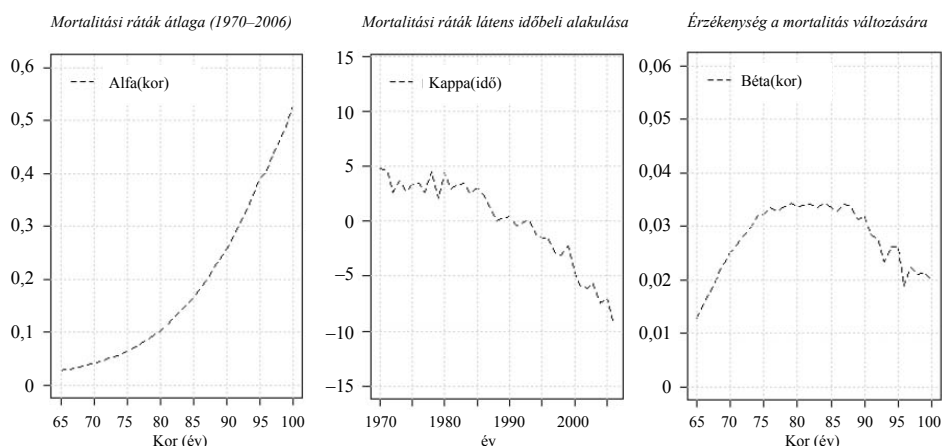


Megjegyzés. A mortalitási ráta logaritmusának $-3,5$ -es, valamint $-0,5$ -es értéke a mortalitási ráta körülbelül $0,03$ -os, illetve $0,6$ -es értékének felel meg.

A mortalitási rátákat a HMD-ből töltöttük le. Az adatbázis saját kalkulációk alapján publikál mortalitási rátákat és halandósági táblákat, valamint inputadatokat ez utóbbiak összeállításához. A halálozások számát a szakemberek elsődleges statisztikai adatokból nyerik, figyelembe véve a népszámlálási, valamint a születésszámra és a becsült népességszámra vonatkozó adatokat.

A 3. ábrán a halálozási ráták logaritmusát mutatjuk be két- és háromdimenziós formában, melyeknél annál világosabb szintet használunk, minél magasabb a jelölt mortalitás. A bal oldalon azt láthatjuk, hogy ugyanaz a mortalitási szint egyre magasabb életkorhoz tartozik a naptári évek előrehaladtával, vagyis a mortalitási ráták az idővel párhuzamosan csökkennek. A háromdimenziós részen két dolgot is szemléltetünk. Egyrészt azt, hogy a felszínen számos egyenetlenség látható, amelyek összessége nem más, mint a mortalitási ráták körüli – korábban már részletezett – zaj. Minél magasabb az életkor, az egyenetlenség annál látványosabb, vagyis abszolút értelemben annál nagyobb. Másrészt az is jól látható, hogy a mortalitási ráták logaritmusai jól közelíthető valamilyen lineáris modellel.

4. ábra. A Lee–Carter-modell becsült paramétere



A Lee–Carter-modell első lépése során a két kor- (α_x, β_x) és az időfüggő paramétert (κ_t) becsültük, melyeket a 4. ábrán szemléltetünk. A korszpecifikus halandósági ráták empirikus átlagát bemutató első grafikonon jól látszik, hogy az (átlag) mortalitási ráták exponenciálisan növekednek a kor emelkedésével. A középsőn a mortalitási szint időbeli alakulását ábrázoljuk, ami alapján jól kivehető, hogy e mutató csak 1990 után kezdett meredekebben csökkenni. 1970 és 1990 között nagyobb ingadozásokat tapasztalunk, ami tulajdonképpen nem mond ellent annak a megfigyelésnek, hogy a várható élettartam az utóbbi húsz évben erőteljesebben nőtt. Végül, a harmadik grafikonon azt mutatjuk, hogy az egyes életkorok mennyire érzékenyek a morta-

litási szint csökkenésére. Látható, hogy a 75 és 90 éves kor közötti értékek a legnagyobbak, vagyis ezek az életkorok azok, amelyek a leginkább hozzájárultak az időskori mortalitás csökkenéséhez 1970 és 2006 között.

A Lee–Carter-modell alkalmazásának második lépésében a középső grafikonon ábrázolt értékek idősorára ARIMA(0,1,0) modellt illesztettünk, ami nagyon jó illeszkedést, közel 92 százalékos R^2 értéket produkált. A becsült modell számokban a következő:

$$\tilde{\kappa}_t = \tilde{\kappa}_{t-1} - 0,359 + \delta_t ,$$

$$\sigma_{\delta} = 0,160 ,$$

$$R^2 = 91,93\% .$$

A Lee–Carter-modell előrejelzései alapján kétféleképpen számolt egyéves túlélési valószínűségeket hasonlítottunk össze. (Lásd az 1. táblázatot.) Az első esetben e valószínűségek a 2006-ban megfigyelt értékeket jelzik, melyeket tipikusan keresztmetszeti halandósági táblában használhatunk fel. Az ez alapján számolt várható élettartam azt fejezi ki, hogy átlagosan hány évet élnek az emberek x éves koruk után, feltéve, hogy az x éves embereknek a t . időpontban ugyanolyan túlélési valószínűsége lesz $x + 1$ éves korukban $t + 1$. időpontban (feltételezés), mint azoknak, akik $x + 1$ évesek a t . időpontban (valóság).

1. táblázat

Keresztmetszeti és kohorsz egyéves túlélési valószínűségek különböző életkorokban

Életkor (év)	Keresztmetszeti (2006) $p(t)^*$	Kohorsz (2006–2041)		
		Várható Érték** $E[p(t)]$	95 százalékos konfidenciaintervallum 1. modell	95 százalékos konfidenciaintervallum 2. modell
65	97,77	97,77	–	–
70	96,92	97,20	96,91 – 97,47	96,90 – 97,47
75	95,17	96,28	95,58 – 96,87	95,51 – 96,92
80	92,33	94,14	92,76 – 95,30	92,48 – 95,44
85	88,31	90,84	88,42 – 92,83	87,71 – 93,17
90	84,49	86,97	83,50 – 89,73	82,37 – 90,34

* Egyéves túlélési valószínűség, amely azt mutatja, hogy egy x éves személy életben lesz $x+1$ éves korában.

** Determinisztikus modellel (ami úgy tekint a mortalitási index jövőbeli értékeire, mintha azokat (múltbeli adatok alapján) biztosan tudnánk) kapott becslés.

Megjegyzés. Míg az 1. modell esetén a trendet adottnak és a mortalitási index jövőbeli alakulását bizonytalanak tekintjük, addig a 2. modellnél a mortalitási index jövőbeli alakulásának bizonytalansága mellett azt is figyelembe vesszük, hogy a trend szintén valószínűségi változó.

A keresztmetszettel szemben a kohorsz megközelítés nem tekinti időben állandónak a túlélési valószínűségeket, viszont feltételezéssel él azok jövőbeli alakulásával kapcsolatban. Tulajdonképpen ebben segít a modell, amelynek eredményeit felhasználva kaptuk az előre jelzett túlélési valószínűségeket. (Lásd az 1. táblázat jobb oldalát.) 97,20 például azt a túlélési valószínűséget jelzi, amellyel várhatóan a 70 (65 + 5) éves korúak fognak szembesülni 2011-ben (2006 + 5).

Megbecsültük továbbá, hogy milyen bizonytalanság övezi a jövőbeli túlélési valószínűségeket. Ehhez a Lee–Carter-modell két változatát is használtuk. Az első esetben úgy tekintünk az általános mortalitási szint jövőbeli értékeire (κ_{T+s}), mintha a jövőbeli trendet biztosan tudnánk, és a véletlen csak a tendencia értékeinek megvalósulásában játszana szerepet. A második esetben viszont már magát a trendet is valószínűségi változónak vesszük. Ez a jövőbeli túlélési valószínűségek körüli „több-letbizonytalanság” természetesen megjelenik a előrejelzésekben és emiatt az utóbbi modellel végzett becsléseinkben is.

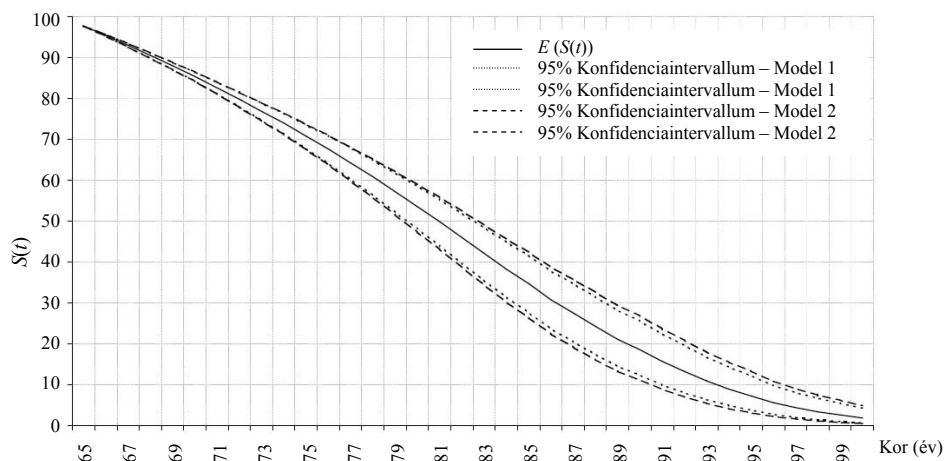
Az előre jelzett kohorsz túlélési valószínűségeinek várható értékei mindig nagyobbak a keresztmetszeti, 2006-ban megfigyelt túlélési valószínűségeknél. Ez annak az eredménye, hogy a halálozási valószínűségek idővel várhatóan csökkennek. Ugyanakkor minél későbbi időszakra próbáljuk előre jelezni a túlélési valószínűségi értékeket, annál nagyobb a bizonytalanság a prognózis körül. Míg például 2011-ben egy 70 éves személy túlélésének valószínűsége viszonylag pontosan megjósolható (az intervallum terjedelme 0,5–0,6 százalékpont), addig 2031-re egy 90 éves emberé már csak eléggé pontatlanul (8 százalékpont).

Az 5. ábrán azt szemléltetjük, hogy milyen halandósági viszonyok jellemzik a 2006-ban 65 évesek kohorszát. A grafikon a feltételes túlélési valószínűségeket mutatja, vagyis azt, hogy egy 100 fős kohorszból hányan élnék meg a 66., 67. stb. életévüket. Tulajdonképpen a bizonytalanság az egyes feltételes valószínűségek körül – mely eléggé tetemes az életpályák vége felé –, ami a nyugdíjbiztosítókat érinti. A legtágabb konfidenciaintervallum a 85–95 évesek körében tapasztalható.

A 2. táblázatban összehasonlítottuk a keresztmetszeti várható élettartamot a 2006-ban 65 éves kohorsz várható élettartamával, majd összevetettük, hogy milyen mértékben befolyásolják a különböző módon figyelembe vett túlélési valószínűségek a minden év elején 1 forintot fizető annuitás jelenértékét.

Míg a keresztmetszeti megközelítéssel számolt 65 éves korban hátralevő várható élettartam 2006-ban 15,39 év volt, addig a túlélési valószínűségek változását is figyelembe vevő kohorsz modell több mint egy teljes évvel magasabbra becsülte azt (16,43). Meg kell jegyezni azonban, hogy számottevő bizonytalanság övezi az utóbbi előrejelzést. Egy pesszimista scenárió (a 95 százalékos konfidenciaintervallum alsó határa) szerint marginálisan van esély arra, hogy a várható élettartam valamelyest csökkenni fog (15,12), ugyanakkor az optimista változat (a 95 százalékos konfidenciaintervallum felső határa) alapján a vártnál gyorsabb emelkedésre is számíthatunk (17,83).

5. ábra. Túlélési valószínűség 65 éves kor felett



2. táblázat

Várható élettartam és az azzal járó pénzügyi kockázat*

Várható élettartam				Annuitás jelenértéke			
Keresztmetszeti (2006) Várható érték	Kohorsz (2007–2042)			Keresztmetszeti (2006) Várható érték	Kohorsz (2007–2042)		
	Várható érték**	95 százalékos konfidencia- intervallum	95 százalékos konfidencia- intervallum		Várható érték**	95 százalékos konfidencia- intervallum	95 százalékos konfidencia- intervallum
		1. modell	2. modell			1. modell	2. modell
15,39	16,43	15,35–17,59	15,12–17,83	11,87	12,43	11,82–13,05	11,70–13,17

* 3 százalékos kamatlábat feltételezve.

** Determinisztikus modellel kapott becslés.

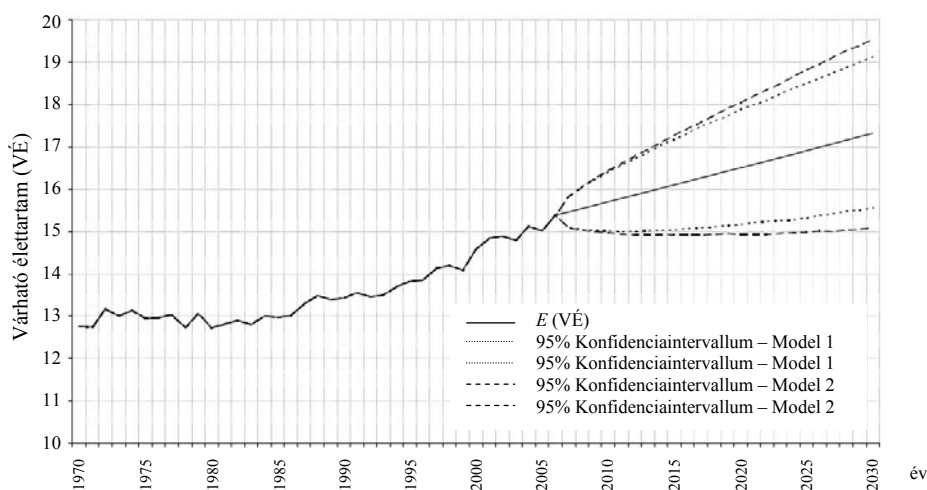
Megjegyzés. Míg az 1. modell esetén a trendet adottnak és a mortalitási index jövőbeli alakulását bizonytalanoknak tekintjük, addig a 2. modellnél a mortalitási index jövőbeli alakulásának bizonytalansága mellett azt is figyelembe vesszük, hogy a trend szintén valószínűségi változó.

Ami az annuitásfizetési kötelezettség értéke körüli pénzügyi kockázatokat illeti, 3 százalékos kamatláb mellett az annuitás jelenértéke 11,87 egység keresztmetszeti, míg 12,43 egység kohorsz halandósági táblával számolva. A várható élettartamoknak megfelelően ugyan van némi esély arra vonatkozóan, hogy az annuitás jelenértéke kisebb (11,70), mint a keresztmetszeti modellel számolt, de arra is, hogy a jelenérték lényegesen alulbecsült a valóshoz képest (13,17).

Természetesen az előző okfejtés nem jelenti azt, hogy a keresztmetszeti várható élettartam számítás semmire sem használható, csupán arról van szó, hogy a várható

élettartam pénzügyi kockázatának számszerűsítése során a kohorsz modellek jobban megragadják a problémát. Keresztmetszeti várható élettartamot minden ország statisztikai hivatala közzétesz, melynek időbeli alakulása az adott populáció (ország) egészségi állapotának egyik legfontosabb jelzőszáma. Ezért olyan indikátorként is felfogható, ami a populáció halálozási viszonyait összefoglaló mértékegységgel adja meg egy kiválasztott időszakra nézve. Ennek múltbeli és jövőre vonatkozó értékeit a 6. ábrán mutatjuk be.

6. ábra. Keresztmetszeti várható élettartam 65 éves korban 1970 és 2030 között



4. Összefoglalás

Tanulmányunkban áttekintettük a mortalitás csökkenésének szerepét a várható élettartam számításában, kifejtettük az élettartam-kockázatot, valamint annak jelentőségét. A Lee–Carter-módszerrel modelleztük az időskori várható élettartam jövőbeli alakulását, az akörüli bizonytalanság nagyságát, illetve annak pénzügyi vonatkozását, magyar adatokat alapul véve.

A bemutatott modellt és annak hazai alkalmazását alapvetően a várható élettartam növekedése körüli bizonytalanság szemléltetésére szántuk. Példánkban a férfiak és a nők összevontan szerepeltek, mivel a nyugdíjszámítás során a halandóság elemzése unisex mortalitási adatokon alapul. Az életbiztosítási gyakorlatban a két nemre külön modelleket is illeszthetünk, mivel ezek halálozási kockázatukban és annak időbeli alakulásában eltérnek egymástól. Ugyanakkor további felbontás is elképzelhető, hi-

szen közismert, hogy az iskolázottabb, magasabb társadalmi-gazdasági helyzetű csoportok, házasságban élő emberek tovább élnek, mint a rosszabb körülmények között vagy az egyedül élők.

Tanulmányunk nem az első, amely Lee–Carter-modellt illeszt magyar halálozási adatokra. Korábban *Baran* és szerzőtársai [2006] készítettek becsléseket arra vonatkozóan, hogy mekkora mortalitási rátákra számíthatunk a jövőben 0 és 100 éves kor között. A szerzők két időszakot vizsgálva modellezték ezek múlt- és várható jövőbeli értékeit, egyrészt az 1949 és 2003 közötti időszak halálozási viszonyaira építve, másrészt az 1989-től 2003-ig tartó éveket alapul véve. A megkülönböztetésre azért volt szükség, mert 1949 és 2003 között a magyar halálozási ráták alakulása az 1989 és 2003 közötti évekkal, valamint általában a nyugati országokkal ellentétben nem volt egyenletes. Ez különösen a középkorú magyar férfi népességre vonatkozóan igaz, amely az elmúlt 50 évben ebben a tekintetben hullámzó tendenciát mutatott. A Lee–Carter-modell klasszikus módszertanának eredeti formájában történő alkalmazása (lineárisan csökkenő mortalitás) az összes életkor együttes modellezésére legfőképpen ezért nem megfelelő. Az idő és a mortalitási indexek nemlineáris kapcsolatát más regressziós modellel (például nemlineáris idősorelemzési technikával) vagy kohorsz hatásokat is figyelembe vevő Lee–Carter-modellel lehetne kezelni (*Renshaw–Haberman* [2006]).

Jelen publikációnk több tekintetben is eltér a *Baran*-féle tanulmánytól, ezért az eredmények közvetlen összehasonlítása nem lehetséges. A legfőbb különbségek a modellezett múltbéli adatokban, az életkorokban, valamint a becsült modellben rejlenek. Velünk ellentétben *Baran* és társai három sajátérték-faktort használtak a jobb illeszkedés érdekében, illetve elhagyták a mortalitási indexek kiigazítását. A kezdeti feltételek különbségei megmutatkoznak az eredményekben is: míg tanulmányuk rávilágított arra, hogy a halálozási valószínűség nem minden korban csökkent egyenletesen, addig nekünk, csupán a nyugdíjkorhatár feletti népességre koncentrálna, ezzel a nehézséggel nem kellett szembenéznünk. Megjegyzendő azonban, hogy bármelyik modellezett időszakot alapul véve szerintük (is) alapvetően lineárisan csökkent az időskori halálozás. E tekintetben tehát az eredmények összhangban vannak egymással.

Egy másik magyar tanulmány az előbbiektől eltérő módszert alkalmazott (*Arató–Bozsó–Elek* [2009]). A szerzők a mortalitási trend becslésére kerestek alternatív megoldást és alapötletük, egyben feltételezésük az volt, hogy a magyar mortalitás várhatóan hasonlóan alakul a jövőben, mint ahogy egy másik, a jelenlegi magyar viszonyokhoz hasonló ország halandósága a múltban. Sajnos előre jelzett halálozási rátákat nem tettek közzé, így a két modell összehasonlítása ugyancsak nem volt lehetséges.

Az utóbbi 20 év során számos szerző javasolt módosításokat az eredeti Lee–Carter-modellen, többen a halálozási ráta helyett a halálozási valószínűséget modellezték. A modern Lee–Carter-típusú modellek a halálozást Poisson (*Brouhns–Denuit–Vermunt* [2002]) vagy binomiális (*Cossette et al.* [2007]) valószínűségi változóval írják le, de a

módszer kiterjeszhető olyan halandósági táblákra is, amelyekben több (egészségi) állapotot különböztetünk meg. Ekkor a mortalitási ráta helyett az átmenet-valószínűségeket modellezzük (Májér *et al.* [2011]). E modellek tudnának választ adni többek között arra a kérdésre is, hogy milyen módon változott a múltban és fog várhatóan változni a jövőben a munkaképes személyek várható életkora.

A számos kiterjesztési lehetőség tekintetében modellünk csupán a kezdő lépés és inkább leíró, a problémát szemléltetni kívánó alkalmazás, mintsem kiforrott, minden feltételnek megfelelő vállalkozás. Mindez azonban nem befolyásolja hitelességét, hiszen már egy ilyen egyszerű modell is jól jellemzi a mortalitást és az akörüli jövőbeli bizonytalanságot. Ezen kívül meg kell említenünk, hogy tanulmányunk csupán egy vékony szelete annak a szakirodalomnak és a vállalati szektorban alkalmazott módszertannak, amely felöleli az emberi élettartam változásának vizsgálatát a nyugdíj- és annuitás szektorokban, beleértve a mortalitás modellezésének és előrejelzésének más lehetőségeit, valamint aktuáriusi vonatkozásait és a kockázatok kezelését is. Egy átfogó és alapos összefoglalásra kíváncsi olvasónak pedig *Girosi–King* [2008] és *Pitacco et al.* [2009] nemrég megjelent könyveit hozhatjuk fel példaként.

Tekintve, hogy az egyre idősödő európai társadalmakban a nyugdíj és a nyugdíjkorhatár központi gazdasági és politikai kérdés már most is, cikkünk aktualitása egyre nagyobb. A legtöbb fejlett országban az állam a felosztó-kirovó elven begyűjtött járulékot osztja szét a nyugdíjasok között, így megkerülhetetlen annak elemzése, hogy a befizetett járulék és a kiosztott járadék egyéni és generációs szinten egyensúlyban van-e. A magyar adatok vizsgálata azért is nélkülözhetetlen, mert az 1950-es évek elején született nagyon népes Ratkó-generáció tagjai ebben az évtizedben elérik a nyugdíjkorhatárt. Feltételezhető, hogy ez a csoport tovább fog élni, mint a második világháború alatt vagy közvetlenül utána született kohorsz, tehát tovább részesül majd nyugdíjban. Ugyanakkor az őket követő kohorszok létszáma és gazdasági aktivitása kisebb, ezért nem hárítható teljes mértékben rájuk a nyugdíjkifizetések terhe (MeH [2010]). További hitelekből sem fizethető nyugdíj, hisz a törlesztés terhe is a fiatalabb népesség vállát nyomná. Az áttérés a szolgáltatással meghatározotról a befizetéssel meghatározott nyugdíjra megosztja a hosszú élet kockázatát a két generáció között, és ezáltal méltányosabban terheli a fiatalabb korcsoportokat. A névleges egyéni számlás rendszerre való átmenet kidolgozása, és bevezetésének megtervezése azonban nem végezhető el az élettartam-kockázat modellezése és ismételt becslése nélkül.

Irodalom

ARATÓ, M – BOZSÓ, D. – ELEK, P. [2009] Forecasting and Simulating Mortality Tables. *Mathematical and Computer Modelling*. Vol. 49. No. 3–4. pp. 805–813.

- BANYÁR J. – MÉSZÁROS J. [2003]: *Egy lehetséges és kívánatos nyugdíjrendszer*. Gondolat. Budapest.
- BARAN, S. – GÁLL, J. – ISPÁNY, M. – PAP, G. [2007]: Forecasting Hungarian Mortality Rates Using the Lee–Carter Method. *Acta Oeconomica*. Vol. 57. No. 1. pp. 21–34.
- BROUHNS, N. – DENUIT, M. – VERMUNT, J. K. [2002]: A Poisson Log-Bilinear Regression Approach to the Construction of Projected Lifetables. *Insurance: Mathematics and Economics*. Vol. 31. No. 3. pp. 373–393.
- CARNES, B. – OLSHANSKY, S. – GRAHN, D. [2003]: Biological Evidence for Limits to the Duration of Life. *Biogerontology*. Vol. 4. No. 1. pp. 31–45.
- COSSETTE, H. – DELWARDE, A. – DENUIT, M. – GUILLOT, F. – MARCEAU, E. [2007]: Pension Plan Valuation and Mortality Projection: A Case Study with Mortality Data. *North American Actuarial Journal*. Vol. 11. No. 2. pp. 1–34.
- DE WAEGENAERE, A. – MELENBERG, B. – STEVENS, R. [2010]: Longevity Risk. *De Economist*. Vol. 158. No. 2. pp. 151–192.
- DEATON, A. – PAXSON, C. [2004]: Mortality, Income, and Income Inequality Over Time in Britain and the United States. In: *Wise, D. A. (ed.): Perspectives on the Economics of Aging*. The University of Chicago Press. Chicago. pp. 247–285.
- GARSSEN, J. [2006]: *Will Life Expectancy Continue to Increase or Level Off? Weighing the Arguments of Optimists and Pessimists*. Statistics Netherlands. Voorburg, Heerlen.
- GIROSI, F. – KING, G. [2008]: *Demographic Forecasting*. Princetown University Press. Princetown.
- HÁRI, N. – DE WAEGENAERE, A. – MELENBERG, B. – NIJMAN, T. E. [2008]: Longevity Risk in Portfolios of Pension Annuities. *Insurance: Mathematics and Economics*. Vol. 42. No. 2. pp. 505–551.
- JANSSEN, F. – MACKENBACH, J. P. – KUNST, A. E. [2004]: Trends in Old-Age Mortality in Seven European Countries, 1950–1999. *Journal of Clinical Epidemiology*. Vol. 57. No. 2. pp. 203–216.
- LEE, R. [2001]: Predicting Human Longevity. *Science*. Vol. 292. No. 5522. pp. 1654–1655.
- LEE, R. D. – CARTER, L. R. [1992]: Modeling and Forecasting U.S. Mortality. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 87. No. 419. pp. 659–671.
- MÁJER, I. M. – STEVENS, R. – NUSSELDER, J. W. – MACKENBACH, J. P. – VAN BAAL, P. H. M. [2011]: *Modelling and Forecasting Health Expectancy; Theoretical Framework and Application*. Netspar Discussion Papers 01/2011-009. <http://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=113977>
- MEH (MINISZTERELNÖKI HIVATAL) [2010]: *Jelentés a Nyugdíj és Időskor Kerekasztal tevékenységéről*. Budapest.
- NUSSELDER, W. J. – PEETERS, A. [2006]: Successful Aging: Measuring the Years Lived with Functional Loss. *Journal of Epidemiology and Community Health*. Vol. 60. No. 5. pp. 448–455.
- OEPPEEN, J. – VAUPEL, J. W. [2002]: Demography. Broken Limits to Life Expectancy. *Science*. Vol. 296. No. 5570. pp. 1029–1031.
- OLSHANSKY, S. J. – CARNES, B. A. – DESEQUELLES, A. [2001]: Demography. Prospects for Human Longevity. *Science*. Vol. 291. No. 5508. pp. 1491–1492.
- OLSHANSKY, S. J. – HAYFLICK, L. – CARNES, B. A. [2002]: No Truth to the Fountain of Youth. *Scientific American*. Vol. 286. No. 6. pp. 92–95.

- PITACCO, E. – DENUT, M. – HABERMAN, S. – OLIVIERI, A. [2009]: *Modelling Longevity Dynamics for Pensions and Annuity Business*. Oxford University Press. Oxford.
- RENSHAW, A. E. – HABERMAN, S. [2003]: On the Forecasting of Mortality Reduction Factors. *Insurance: Mathematics and Economics*. Vol. 32. No. 3. pp. 379–401.
- RENSHAW, A. E. – HABERMAN, S. [2006]: A Cohort-Based Extension to the Lee–Carter Model for Mortality Reduction Factors. *Insurance: Mathematics and Economics*. Vol. 38. No. 3. pp. 556–570.
- VAUPEL, J. W. – CAREY, J. R. – CHRISTENSEN, K. – JOHNSON, T. E. – YASHIN, A. I. – HOLM, N. V. – IACHINE, I. A. – KANNISTO, V. – KHAZAELI, A. A. – LIEDO, P. – LONGO, V. D. – ZENG, Y. – MANTON, K. G. – CURTSINGER, J. W. [1998]: Biodemographic Trajectories of Longevity. *Science*. Vol. 280. No. 5365. pp. 855–860.

Summary

Over the last decades improving mortality conditions have resulted in increasing length of human life and subsequent population ageing in most western countries. The continuous rise of life expectancy is certainly welcomed; however, these developments have considerable consequences for the sustainability of two fundamental institutions of social security: health care and pensions. The concern is that health insurers and pension funds will have to provide health care and retirement income for however long the people live, whereas certain financial products (including pension annuity) are highly dependent on future life expectancy, which carries potential risks. The primary goal of the study is to model and forecast life expectancy and its uncertainty level in Hungary.

Időben változó együttthatójú ökonometriai modellek*

Varga Balázs,
az OTP Alapkezelő Zrt.
kvantitatív elemzője;
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: balazs.varga@uni-
corvinus.hu

A tanulmány bevezetést nyújt az időben változó együttthatójú lineáris ökonometriai modellek megoldási módozataiba és elemzi ökonometriai képességeiket. Elsőként az állapot-tér modellkeretben működő Kalman-szűrőt és a hozzá szorosan kapcsolódó (ám kevésbé ismert) rugalmas legkisebb négyzetek eljárást ismerteti, majd az alternatívaként használható Markov-típusú rezsimváltó modellt mutatja be. A szerző a két modelleszámítás képességeit és annak közönséges legkisebb négyzetek módszeréhez való viszonyát szimulációkkal illusztrálja.

TÁRGYSZÓ:
Lineáris modell.

* A kutatás az OTKA 73782. számú támogatása révén valósult meg. Jelen tanulmány a kutatási összefoglaló (http://unipub.lib.uni-corvinus.hu/307/1/wp_2010_4_varga.pdf) átdolgozott, szerkesztett változata. A szerző köszönettel tartozik *Darvas Zsolt*, valamint a magát megnevezni nem kívánó lektor tanácsaiért.

A XX. század közgazdasági összefüggéseinek túlnyomó többségét formálisan lineáris modellként fogalmazták meg. Ez a feltevés azért bizonyult univerzálisnak, mert ha a valós összefüggés mégsem lineáris (esetleg lineárisra alakítható), a folytonosság miatt, egy korlátozott tartományon még mindig közelíthető akként. Ennek megfelelően a lineáris modellt alapvetően két okból lehet elvetni: vagy olyan nemlineáris összefüggéssel állunk szemben, amely az általunk vizsgált tartományon nem tekinthető már lineárisnak, vagy a minta időbelisége miatt az összefüggés megváltozik, ami ugyancsak elrontja lineáris becslésünket. Mindkettőre számos példát találunk, hiszen egyrészt a közgazdaságtan sok összefüggése nemlineáris, kezdve a fogyasztók hasznossági függvényétől a modern neurális hálókig; másrészt a makroökonómiai idősorokban régóta keresnek strukturális töréseket, a híres Lucas-kritika pedig egyenesen intézményesítette a gazdasági szereplők viselkedésének időbeli változását.

Granger [2008] egyik utolsó írásában szembeállítja egymással a nemlineáris, valamint az időben változó együtthatójú modelleket, azzal érvelve, hogy utóbbiak jobban értelmezhetők közgazdaságilag, valamint könnyebben készíthető belőlük többidőszakos előrejelzés is. Gondolatsorának központi eleme a White-tétel, amely azt mondja ki, hogy tetszőleges véges és nem nulla várható értékű y_t idősor leírható olyan AR(1) modellel, amelynek együtthatója időben változik – pontosabban megfogalmazva létezik olyan β_t $t-1$. időszaki filtrációra (F_{t-1} -re) mérhető sorozat, és ε_t martingáldifferencia-idősor, melyekre

$$y_t = \beta_t y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad /1/$$

Granger ezzel a tétellel azt mutatja be, hogy bármilyen – akár nemlineáris adatgeneráló folyamatból származó – mintára illeszthető időben változó együtthatójú lineáris modell. Tudnunk kell azonban, hogy ez bizonyos formában fordítva is igaz: ha nemlineáris modellspecifikációkat kellően rugalmasra alakítjuk (például elég nagy fokszámú polinomot veszünk), azzal is tetszőlegesen jól le tudunk írni bármilyen folyamatot.

Tanulmányunk az időben változó együtthatójú modellek többféle becslési módját mutatja be, és szimuláció segítségével hasonlítja össze a képességeiket. Célunk egyrészt az, hogy ezekről a becslési eljárásokról átfogó képet nyújtsunk az Olvasó számára – rávilágítva az egyes eljárások közötti kapcsolatokra és különbségekre –, másrészt útmutatást nyújtsunk, hogy milyen helyzetben melyik módszer használata lehet a megfelelőbb. Az alapvető egyenlet, amellyel foglalkozunk, az /1/ összefüggés né-

miképp általánosított formája, ahol a jobb oldalon bármilyen exogén vagy késleltetett endogén (predeterminált) változók p elemű lineáris kombinációja állhat, a függő változónk az egyszerűség kedvéért skálár:

$$y_t = \beta_t' x_t + \varepsilon_t. \quad /2/$$

Ebben a keretben tehát β_t egy $p \times 1$ méretű oszlopvektor értékei, amelyeknek időbeli sorozataira vagyunk kíváncsiak. A klasszikusnak nevezhető megoldás *Kalman* [1960] nevéhez fűződik, aki elindította útjukon az időben változó együttthatójú modelleket, amelyek alkalmazásaikkal azóta is jelen vannak a közgazdaságtanban. Az egyenlet – mint később meg is mutatjuk – kiegészíthető állapot-tér modellé, amely becsülhető a Kalman-szűrővel, ami nagyon sok – főleg mérnöki – alkalmazásban bizonyított.

A Kalman-szűrő sikerének oka részint az, hogy feltevéseit tovább lehet lazítani az eredetileg megadottaktól, így például az eloszlási kitételek nagy részét ejthetjük. Ezen az alapon született meg 1988-ban *Kalaba* és *Tesfatsion* ([1988], [1989], [1990a]) jóvoltából az ún. rugalmas legkisebb négyzetek módszere (flexible least squares – FLS). Ez az eljárás gyakorlatilag bemutatja, hogy a Kalman-szűrő egyenleteit máshonnan kiindulva is levezethetjük, egyfajta négyzetes veszteségfüggvény minimalizálásaként. A szakirodalomban nem túl aktív, de hosszan tartó vita volt a két módszer közötti különbségekről, melyekre *Montana*, *Triantafyllopoulos* és *Tsagaris* [2009] tett végül pontot; cikkünkben összefoglaljuk ezen írás eredményeit is.

A Kalman-modellcsalád mellett egy másik megközelítés is használható időben változó együttthatójú folyamatok vizsgálatára. Megadhatunk az ismeretlen vektor egyes elemeinek véges sok állapotot – más néven rezsimit – is, amelyek közötti átmeneti valószínűségek segítségével minden időpontban becslést adhatunk az aktuális állapot valószínűség-eloszlására. Ez a Markov-típusú rezsimváltó modell (Markov switching model – MSW)¹ egy speciális esete, melyet a közgazdasági időszerelemzésben először *Hamilton* [1989] alkalmazott, miután adaptálta *Goldfeld* és *Quandt* [1973] keresztmetszeti rezsimváltó regresszióját. A Markov-modell jóval általánosabb annál, minthogy csak időben változó együttthatójú egyenleteket vagy állapot-tér rendszereket becsülhessünk vele, ugyanakkor több közös vonása van a Kalman-szűrővel, amint erre a későbbiekben rámutatunk.

A becslőeljárások bemutatása után természetesen felmerül a kérdés, hogy melyikük mennyire használható a gyakorlatban, illetve hogyan teljesítenek egy egyszerű OLS-becsléssel szemben. Ezért olyan modellt építünk, ahol a becslendő együtttható időben különböző jellegű pályákat fut be, miközben más, zavaró együtttható is jelen

¹ A Markov switching model elnevezés leginkább a közgazdasági alkalmazásokban terjedt el, más diszciplínákban, ahol egyébként jóval régebb óta ismert, Hidden Markov Model (HMM – rejtett Markov-modell) névvel és rövidítéssel illetik.

van. A rendszert ezután kellően sokszor szimuláljuk és az eljárásaink segítségével visszabecsüljük, végül pedig összehasonlítjuk a becslések hatékonyságát.

Írásunk további része a következőképpen szerveződik: bemutatjuk a Kalman-szűrőt, a rugalmas legkisebb négyzeteket, rávilágítunk a kettő közötti szoros kapcsolatra, ezután a Markov rezsímváltó modell kerül sorra, majd szimulációs módszerekkel illusztráljuk az eljárások képességeit, végül összefoglaljuk az eredményeket.

1. A Kalman-szűrő

Az általános állapot-tér modell egy olyan dinamikus, lineáris rendszer leírása, amelyben három változócsoporthoz jelenik meg: az u_t bemeneti, a ξ_t állapot-, valamint az y_t kimeneti vagy megfigyelési változók. A feltevések szerint a rendszer állapot-dinamikáját egy elsőrendű differenciaegyenlet írja le, melyben a bemeneti változók is szerepelhetnek; ez az ún. állapotegyenlet:

$$\xi_t = A\xi_{t-1} + Bu_{t-1} + \omega_t. \quad /3/$$

A megfigyelési egyenlet lineárisan összeköti az állapot- és kimeneti változókat, itt is megengedve az inputok hatását:

$$y_t = C\xi_t + Du_t + \varepsilon_t. \quad /4/$$

A bemeneti változók tehát mindkét másik csoportra – regresszoroknak is hívhatnánk őket – hatnak, az állapot- és kimeneti változókat pedig azért kell megkülönböztetnünk egymástól, mert az előbbieket nem feltétlenül tudjuk mérni. Ezek a modell rejtett, látens változói, amelyek értékéről csak közvetetten, a megfigyeléseken keresztül kapunk információt. A /3/ és /4/ egyenletpárban additív hibategyeket feltételezünk, ezekről szigorú feltevéssel kell élnünk: mindkét hibategyvektor rögzített korrelációs mátrixokkal rendelkezik, autokorrelálatlan, és a két vektor bármely tagjának bármely késleltetésre vonatkozó korrelációja is nulla. E két egyenlettel jellemzett állapot-tér modell diszkrét, mivel időben nem folytonos változóknak írtuk fel. A modellt leíró A , B , C és D mátrixok változhatnak az időben.

Az időben változó együtthatójú regressziót úgy tudjuk állapot-tér keretbe foglalni, hogy a β_t együtthatóvektort tesszük meg állapotvektornak, amelynek a dinamikája adja a rendszer állapotegyenletét. Például, ha az együtthatókról (állapotvektorokról) azt feltételezzük, hogy eltolás nélküli egységgyökfolyamatot követnek, akkor:

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \omega_t. \quad /5/$$

Az egyenletben az ω_t hibatag várható értéke nulla, kovarianciamátrixa V_ω . A megfigyelési egyenlet pedig nem más, mint maga a regresszió, amelynek hibavektora ε_t , nulla várható értékkel és V_ε kovarianciamátrixszal:

$$y_t = \beta_t' x_t + \varepsilon_t. \quad /6/$$

Figyeljük meg, hogy a /4/ egyenlet C mátrixának az itteni x_t regresszorok vektora felel meg, és mivel azok értéke időfüggő, így az állapot-tér rendszerünk is azzá válik. A hibatagokról az általános modellnek megfelelően fel kell még tennünk, hogy bármely késleltetésre mind az auto-, mind a keresztkorrelációik nullák, továbbá bármely t időpontra az értékük korrelálatlan a β_0 kezdeti állapottal. A Kalman-szűrő eredeti megfogalmazásában és bizonyításában (Kalman [1960]) szerepet kap a hiba-folyamatok normalitásának feltevése, azonban többen bizonyították már (Montana–Triantafyllopoulos–Tsagaris [2009], Eubank [2006]), hogy a továbbiakban itt leírt következtetésekhez ez nem szükséges.

Maga a szűrő nem más, mint négyzetes értelemben vett optimális, lineáris algoritmus az állapotvektor becslésére, amely lépésről lépésre frissül, ahogy haladunk előre az időben. A becslésnek alapvetően két része van: a predikció és a korrekció. Az előbbi során a $t-1$. időszakban már rendelkezésünkre áll az állapot szintén erre az időszakra vonatkozó $\beta_{t-1|t-1}$ becslése, így az állapotegyenletet használva kivetítjük azt egy időszakkal előre, képezve $\beta_{t|t-1}$ -t a t . időszaki érték becslését a $t-1$. időszakból. Esetünkben az állapotegyenlet egyszerűsége miatt

$$\beta_{t|t-1} = \beta_{t-1|t-1}. \quad /7/$$

A korrekció során beérkeznek a t . időpontra vonatkozó megfigyelési adatok, amelyek segítségével frissítjük az erre az időpontra vonatkozó becslésünket. Az algoritmus linearitása itt jelenik meg: az állapotvektor becslését a megfigyelés lineáris függvényében keressük. Ráadásul, mivel a megfigyelési egyenletünk lineáris, így abból kifejezhetjük az e_t megfigyelési hibát, miközben az állapotra vonatkozó becslés annak is lineáris függvénye marad. Megmutatható, hogy a keresett lineáris összefüggés konstansa éppen a frissítendő állapot lesz:

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t e_t, \quad /8/$$

ahol tehát a megfigyelési hiba összefüggése

$$e_t = y_t - \beta_{t|t-1}' x_t = y_t - y_{t|t-1}. \quad /9/$$

Annak igazolása, hogy a /8/ egyenlet konstansa épp a $\beta_{t|t-1}$ becslés lesz, egyébként abból fakad, hogy a becslés minimalizálni kívánja a megfigyelési hibák négy-

zetösszegét a teljes $1,2,\dots,T$ intervallumon. A keresendő K_t mátrix (ami esetünkben $p \times 1$ -es oszlopvektor) Kalman-erősítés (Kalman gain) néven ismert és abban az értelemben optimális, hogy minimalizálja az állapotvektor adott időszaki becslése és valódi értéke közötti négyzetes eltérések összegét. A levezetéseket itt is mellőzzük, viszont a képletek megértéséhez definiálnunk kell néhány újabb jelölést. Legyen a valódi β_t vektor és a $\beta_{t|t}$ korrigált becslés kovarianciamátrixa P_t , a β_t és a $\beta_{t|t-1}$ prediktált becslés kovarianciamátrixa pedig R_t , végül az $y_{t|t-1}$ időszakos becslés varianciája Q_t (esetünkben ez skalár). A következő két összefüggés könnyen látható, ha a rendszer állapot- és megfigyelési egyenleteit „kovarianciaegyenletbe” fordítjuk, ügyelve a korrelálatlansági feltevéseinkre:

$$R_t = P_{t-1} + V_\omega, \quad /10/$$

ez lényegében az állapotegyenlet kifejezése kovarianciamátrixokkal, és

$$Q_t = x_t' R_t x_t + V_\varepsilon, \quad /11/$$

ez pedig a megfigyelési egyenlet megfelelője. Most már tehát megadhatjuk az optimális erősítési mátrixot, ami nem más, mint

$$K_t = R_t x_t / Q_t, \quad /12/$$

aminek segítségével végül kifejezhetjük a P_t mátrix rekurzióját is:

$$P_t = R_t - Q_t K_t K_t'. \quad /13/$$

Készen állunk tehát a rekurzió egyenleteivel, hiszen ezek segítségével végig tudunk haladni az állapotvektor és annak P_t kovarianciamátrixa becslésén, ahogyan az új megfigyelések fokozatosan beérkeznek – persze, ha kezdetben megvannak a megfelelő $\beta_{1|0}$ és P_0 kiinduló értékeink.

Felépítése folytán a Kalman-szűrő alkalmas arra, hogy valós idejű alkalmazásokban működjön, hiszen az újabb állapotérték kiszámításához, a predikció és a korrekció előregörgetéséhez elegendő egyetlen újabb megfigyelt adatpont. Ezért az elmúlt fél évszázadban nagyon elterjedté vált különböző gyakorlati megvalósításokban, különösen a térben mozgó objektumok (repülőgépek, műholdak) helyzetének becslésében. A közgazdaságtanban is vannak területek, ahol jó kilátásokkal használhatjuk valós idejű alkalmazásként (gondoljunk a kereskedési stratégiákra, ahol az információhoz fokozatosan jutunk hozzá), viszont az ökonometriában jellemzőbb az a forma, ahol az adathalmaz már teljes egészében rendelkezésre áll, és nem csak a legutolsó (vagy aktuális) állapotvektor képezi az érdeklődés tárgyát. Ekkor alkalmazhatjuk a

Kalman-simító eljárást (Kalman-smoother), ami az adott adathalmaz összes pontját felhasználja. Pontosabban szólva könnyen belátható, hogy a t . időszaki simított becslés előállításához elegendő a $t+1$. időszaki simított becslés és a t . időszaki megfigyelés, így a simító eljárás nem más, mint egyfajta „visszalépdelés” az időben. Láthatjuk tehát, hogy ami összeköti a szűrt és simított becslött állapotvektorokat, nem más, mint az utolsó időszaki – azonos – érték.

Ez idáig semmilyen eloszlási feltevést sem tettünk, viszont a V_{ω} és V_{ε} kovarianciamátrixokat teljes mértékben ismertnek feltételeztük. Amennyiben szükségünk van ezek becslésére, a maximum likelihood (ML) módszert könnyen alkalmazhatjuk, miután persze specifikáltuk az ω_t és ε_t hibatagok eloszlását. Itt tehát már szükségünk van normalitási (vagy esetleg egyéb eloszlási) feltevésekre. A szimulációban vizsgálni fogjuk az így szűrt és simított becslés különbözőségét is.

A Kalman-szűrő irodalma óriási, használata a közgazdaságtanban az 1990-es évekre széles körben elterjedt, akár változó együtthatójú regressziókkal, akár bonyolultabb állapot-tér modellekkel. Ekkorra már a módszer elméleti és szimulációs tulajdonságait is megvizsgálták, ez azonban – a más tudományágbeli alkalmazások miatt – nem a közgazdászok érdeme volt (az időben változó együtthatójú regresszió különböző elméleti tulajdonságairól lásd például *Guo* [1990] cikkét és egyéb munkáit). A közgazdasági alkalmazásokról viszont kifejezetten ökonometriai könyvet írt *Harvey* [1989], valamint a szűrő és simító becslés szabatos matematikai levezetése megtalálható *Hamilton* [1994] idősoelemzés alapművében.

Végül a makroökonómiai alkalmazásokhoz – a teljesség igénye nélkül – igyekszünk némi irodalmat adni. Sok, korábban konstansnak feltételezett látens változót modelleznek Kalman-szűrővel, így a semleges kamatlábat (*Horváth* [2007]), a munkanélküliség természetes rátáját (*Driver–Greenslade–Pierse* [2006]) vagy a fiskális politika hatását (*Cimadomo–Garnier–Schalck* [2007]). A monetáris transzmissziót a kelet-közép európai országok viszonylatában *Darvas* [2009] elemezte időben változó együtthatójú strukturális vektor-autoregresszióval. Az időben változó inflációs perzisztencia vizsgálatát többváltozós (*Beechey–Österholm* [2007], *Dossche–Everaert* [2005]) és egyváltozós modellkeretben (*Darvas–Varga* [2010]) is megkísérelték Kalman-szűrővel. *Darvas* és *Simon* [2002] a potenciális kibocsátásra írt fel újszerű állapot-tér modellt.

2. A rugalmas legkisebb négyzetek módszere és kapcsolata a Kalman-szűrővel

Felejtsük el egy pillanatra az időben változó együtthatóvektort, és idézzük fel a közönséges legkisebb négyzetek módszerét! Az OLS-együtthatók becsléséhez

több kiindulási feltevésből (mint például a momentumok módszeréből) is eljuthatunk, a legtöbbször emlegetett négyzetes közelítés azonban nem más, mint a következőképpen definiált költség- vagy veszteségfüggvény felírása:

$$C(\beta) = \sum_{t=1}^T (y_t - \beta'x_t)^2 . \quad /14/$$

Ezt a célfüggvényt úgy is átfogalmazhatjuk, hogy feltevésünk szerint a függő változó valós és illesztett értéke közötti eltérés „közel nulla” kell legyen, amit jelöléssel akár így is írhatunk:

$$y_t - \beta'x_t \approx 0 . \quad /15/$$

Kalaba és Tesfatsion ([1988], [1989], [1990a]) éppen ezzel a formalizmussal jelezte azt, hogy a kifejezés bal oldalát négyzetes értelemben minimalizálja, viszont az általunk már jól ismert „véletlen eltérésváltozó” fogalmat egyáltalán nem kívánta bevezetni, az ugyanis eloszlási feltevésekkel járt volna. Az OLS-ről jól tudjuk, hogy mivel ott a megoldást ortogonalitási feltételek adják, annyit mindenképp fel kell tennünk, hogy az a bizonyos eltérésváltozó nulla várható értékű, valamint létezik a szórása. Ezen felül viszont nem kell konkrét eloszlást specifikálnunk neki, a pontbecslés jó tulajdonságait ez gyakorlatilag nem érinti.

A szerzőpáros tehát elutasította a konkrét eloszlási (például normalitási) feltevéseket,² és a közönséges legkisebb négyzetek módszerét (leas squares method – LSM) a bemutatottak szellemében terjesztette ki időben változó együtthatóvektorra. A /15/ illeszkedési feltevésben az együtthatók időfüggését bevezetve kapta az ún. regressziós (megfigyelési) priort, míg β_t dinamikájára simító feltevést tett, dinamikus prior néven.³

$$y_t - \beta_t'x_t \approx 0 , \quad /16/$$

$$\beta_t - \beta_{t-1} \approx 0 . \quad /17/$$

Vegyük észre, hogy e két egyenlet valójában nem más, mint a Kalman-szűrő állapot-tér modelljének új formalizmussal megadott felírása! A feltevések értelmében a

² Bármennyire is elutasították, a szerzőknek az FLS esetében is szükségük volt a kétféle eltérésváltozó nulla várható értékének, valamint véges szórásának feltételezésére, hiszen ugyanolyan négyzetes optimumot alkalmaztak, mint ahogyan az OLS teszi. Ebben az értelemben hívhatnánk az FLS-t „módosított momentumok módszerének” is.

³ A prior kifejezés az FLS szerzőinek értelmezésében előzetes feltevést jelent, nincs köze a bayesi statisztikában használt prior eloszláshoz.

közönséges négyzetes költségfüggvény is teljesen logikusan módosul, a két priornak megfelelő négyzetes költségösszegeket egy előre megválasztott $\mu \geq 0$ skalár súlyparaméterrel összesúlyozzuk:

$$C(\beta, \mu) = \sum_{t=1}^T (y_t - \beta'_t x_t)^2 + \mu \sum_{t=1}^{T-1} (\beta_{t+1} - \beta_t)' (\beta_{t+1} - \beta_t) \quad /18/$$

Kalaba és Tesfatsion a kifejezés első tagját mérési költségnek (measurement cost), a másodikat pedig dinamikus költségnek (dynamic cost) keresztelte. A szerzők értelmezésében tehát az FLS-feladat nem más, mint egy többszempontú dinamikus optimalizáció, ahol a felhasználó a súlyparaméter segítségével adja meg preferenciáit a mérési és dinamikus költségfüggvény-komponenssel kapcsolatban. Optimális β_t sorozat esetén csak úgy tudunk bármely költségösszetevőn javítani, ha a másikon közben rontunk – mindez egy Pareto-értelemben vett hatékonysági korlátot (residual efficiency frontier) eredményez a két hibakomponens szerint, melyet akár ábrázolhatunk is a síkban.

Figyeljük meg, hogy a paraméter szélsőséges értékeire két jól ismert speciális esetet kapunk vissza! Ugyanis $\mu = 0$ esetén teljesen eltűnik a dinamikus költség, azaz a β_t sorozat szabadon változhat időben, miközben a megfigyelések eltérésnégyzeteit minimalizáljuk: ekkor nyilván olyan eredményt kapunk, ahol az illetett y_t értékek megegyeznek a megfigyelésekkel, viszont az állapotok ennek megfelelően összevissza ugrálnak az időben. Másik szélsőséggént $\mu \rightarrow \infty$, ekkor az együttthatóvektor bármilyen időbeli változását végtelenül büntetjük, így az időben állandó lesz; a marginálisan, de megjelenő első tag pedig biztosítja, hogy ez esetben az OLS-megoldáshoz érkezzünk.

Az FLS-feladat megoldását vázolva, kezdetnek azt kell észrevennünk a költségfüggvényben, hogy lehetővé tesz egy $t=1$ -ből induló dinamikus optimalizálást. Ugyanis, ha $c(\beta_t, \mu)$ -vel jelöljük az $n-1$ időpontbeli optimális költségértéket β_t -re kondicionálva, a következő rekurzív összefüggést írhatjuk fel:

$$c(\beta_{t+1}, \mu) = \inf_{\beta_t} \left\{ (y_t - \beta'_t x_t)^2 + \mu (\beta_{t+1} - \beta_t)' (\beta_{t+1} - \beta_t) + c(\beta_t, \mu) \right\}. \quad /19/$$

Továbbá, ez az optimális költség a feltevések szerint négyzetes kell legyen az állapotváltozó aktuális értékében:

$$c(\beta_t, \mu) = \beta'_t S_{t-1} \beta_t - 2\beta'_t s_{t-1} + r_{t-1}. \quad /20/$$

Ezt a formát a /19/ egyenletbe visszahelyettesítve és a deriválást elvégezve lineáris összefüggés adódik az állapotvektor t . és $t+1$. becslései között – akárcsak a

Kalman-szűrő /8/ egyenletében. Az FLS-filter végül a következő három egyenlettel írható le. Elsőként maga az állapotbecslés:

$$\beta_{t|t} = (S_{t-1} + x_t x_t')^{-1} (s_{t-1} + x_t y_t), \quad /21/$$

ezután pedig az S_t mátrix és s_t vektor rekurzióinak összefüggése:

$$S_t = \mu (S_{t-1} + \mu I_p + x_t x_t')^{-1} (S_{t-1} + x_t x_t'), \quad /22/$$

$$s_t = \mu (S_{t-1} + \mu I_p + x_t x_t')^{-1} (s_{t-1} + x_t y_t). \quad /23/$$

Ezekben az egyenletekben I_p a $p \times p$ egységmátrixot jelöli, valamint természetesen kiindulásul meg kell adnunk az S_0 és s_0 kezdőértékeket. E mátrixoknak sajnos nem olyan könnyű értelmet találni, így a kezdőérték megadása esetlegessé válhat, a szerzők egyenesen kinullázzák őket. A simító eljáráshoz – melyet most nem részletezünk – ugyanezen kezdőértékek kellene, S_t és s_t görgetése is előre felé zajlik, csak a $\beta_{t|t}$ becsléseket származtatjuk visszafelé az időben.

A Kalman-szűrőhöz való elképesztő hasonlóság – azonos állapot-tér modell, négyzetes optimumok – nem csak az Olvasónak lehet feltűnő. A folyóirat hasábjain, ahol korábban az eredeti FLS-cikkek is megjelentek, már 1990-ben vita bontakozott ki a módszer új voltáról. *Tucci* [1990] könnyen bebizonyította, hogy a Kalman-szűrő eloszlási feltevéseit az FLS-ben megtéve a két módszer már teljesen azonos, a még ugyanabban a lapban megjelenő válasz (*Kalaba–Tsfatsion* [1990b]) továbbra is a többszemponúsági és eloszlás-függetlenségi érveket hozta fel. A támadó érve pedig nem volt erőtlen, de utólag már tudhatjuk, a „gond” nem az FLS, hanem a Kalman-szűrő oldalán volt: épp ez utóbbi az, amely tökéletesen működik eloszlási feltevések nélkül is (ahogyan korábban már utaltunk rá, de ezt akkoriban még nem feltételezték).

A két módszer közötti megfelelés további részleteihez lássunk egy tételt, amelyet a Kalman-szűrő eloszlási feltevésekes változatában már 1970-ben (!) bebizonyítottak (*Jazwinski* [1970]), *Montana*, *Triantafyllopoulos* és *Tsagaris* [2009] pedig később belátta, hogy az igazolás eloszlási feltevések nélkül is lehetséges. Az állítás szerint a Kalman-szűrő optimalizáló algoritmus a következő kifejezés $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_T$ szerinti minimalizálásával:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \beta_t' x_t)^2 + \sum_{t=1}^{T-1} (\beta_{t+1} - \beta_t)' V_{\omega}^{-1} (\beta_{t+1} - \beta_t) \quad /24/$$

Láthatjuk, hogy ez teljesen azonos az FLS /18/ költségfüggvényével, ahol a súlyparaméter és az állapotvektor (egyébként diagonális) kovarianciamátrixa között fennáll a

$$V\omega = \mu^{-1}I_p \quad /25/$$

összefüggés. Ezek szerint a μ súlyparaméter segítségével a becsült állapotvektor-sorozat megváltozásának varianciáját direkt módon állítjuk be. Jól látszik tehát, mi-ben különbözik az FLS: míg ugyanezt a Kalman-szűrőnél a teljes – bár diagonális – V_ω formájában tesszük meg, itt egyetlen szám áll rendelkezésre a teljes p tagú variancia leírására.

Összefoglalva tehát, az FLS annyiban korlátozóbb a Kalman-szűrőnél, hogy az összes állapotváltozó változási varianciáját az egyetlen súlyparaméterből eredezteti, így azok mind egyenlők lesznek. Ezen kívül a két módszer megegyezik egymással, egyformán jól működnek konkrét eloszlási feltevések nélkül is, az első és másodrendű momentumokat azonban explicit vagy implicit módon, de meg kell adjuk. Mind ezt az ML-módszerrel annyiban kiegészíthetjük, hogy a paramétereket – így akár μ -t is – meg tudjuk becsülni az eloszlásbeli feltevések meglépése után.

A kérdés mindezek után kettős: egyrészt, az FLS használata vajon egyszerűbbé teszi-e a becslést; másrészt pedig, a paraméterkorlátozása elfogadható-e a gyakorlatban? Az első kérdésre részleges választ ismét *Montana, Triantafyllopoulos és Tsagaris* [2009] tanulmánya ad: megmutatja ugyanis, hogy eredetileg mindkét szűrő-eljárás használ mátrixinverziót, ami viszont mátrixszorzásokkal ügyesen kiküszöbölhető, ezzel jelentősen gyorsítva az algoritmusokat. A cikk bizonyításaiából némi számolással az is adódik, ahogyan az FLS S_0 és s_0 kezdőértékei származtathatók a Kalman-szűrő megfelelő $\beta_{1|0}$ és P_0 kiinduló becsléseiből, így egyszerűség és használhatóság tekintetében gyakorlatilag mindegy melyik módszert használjuk. A paraméterrestrikció elfogadhatósága már nehezebb kérdés, erre a szimulációs részben igyekszünk választ adni.

Az FLS szakirodalma a közgazdaságtanban jóval könnyebben áttekinthető híresebb társáénál, hiszen sokszorta kevesebb elemzés készült a használatával.⁴ A már többször említett kezdeti bemutatkozó sorozat és vita (*Kalaba–Tsfatsion* [1988], [1989], [1990a], [1990b]; *Tucci* [1990]) idején *Tsfatsion* és *Veitch* [1990] alkalmazásban illusztrálták az FLS képességeit. A szerzők amerikai adatokra vizsgálták a Goldfeld-féle pénzkeresleti modellt, amely a pénzkeresletet a saját késleltetettje és egyéb exogén változók segítségével modellezi. A becsült együttthatókban időbeli vál-

⁴ *Leigh Tsfatsion*, az FLS egyik szülőatyja kitűnő irodalom- és programgyűjteményt hozott létre „az FLS honlapján”: <http://www2.econ.iastate.edu/tesfatsi/flshome.htm>

tozást mutattak ki, ráadásul az AR(1) együttható értéke jóval alacsonyabban ingadozott a szokásos OLS-becslésnél, ez a szerzők szerint alátámasztást szolgáltatott a pénzkeresletet korábban övező egységgyök-hipotézis megdöntéséhez.

Lütkepohl és Herwartz [1996] nagyon jól használható módon általánosították tovább az FLS-módszert. A minimalizálandó /18/ célfüggvénybe további, szezonális dinamikus összegeket vettek fel, mindemellett ők is észrevették az FLS „implicit” varianciarestrikcióját, így minden dinamikus tagba, a /24/-hez hasonlóan, előre megadott diagonális mátrixokat tettek. A módszerrel német szezonális makroidősorokon érték el eredményeket.

A kétezres években Kalaba és Tesfatsion eredeti munkáit olvasva többen fedezték fel a modellt, valamint összehasonlították a Kalman-szűrővel, annak ellenére, hogy a kapcsolat már korábban is egyértelmű volt. *Kladroba* [2005], valamint *Darvas és Varga* [2010] szimulációs vizsgálatokat folytatott, ahol mindketten belátták, hogy az FLS még a Kalman-szűrőnél alkalmazott ML-becslés ellenére is jobb lehet, ez azonban nem egyértelmű. Jogos a kérdés, hogy a szimulációban miért nem lett teljesen ugyanaz a két módszer eredménye. A válasz a részletekben rejlik: a tényleges azonossághoz el kell hagyni az ML-t, továbbá minden kezdőértéket és paramétert megfelelőre kell állítani. Az FLS-szűrő tulajdonságait *Morana* [2009] is vizsgálja, aki, bár leírja a megfelelést, az eloszlási feltevésekben különbséget lát. A teljes és részletes bizonyítást végül a már sokat hivatkozott *Montana–Triantafyllopoulos–Tsagaris* [2009] cikkben találjuk, ahol a szerzők egy valós idejű pénzügyi alkalmazást is bemutatnak. Egzotikus alkalmazásként még megemlíthetjük *Wood* [2000] munkáját, aki az elnöki népszerűséget modellezi FLS segítségével.

3. Markov rezsinváltó modellek

Ebben a részben röviden bemutatjuk az MSW-t, összefüggésben az időben változó együtthatójú regresszióval. Természetesen, akár csak az állapot-tér modell, ez is felírható jóval általánosabban, itt azonban az előző részhez hasonlóan ragaszkodunk a lineáris regressziós kerethez.

Kiindulásul be kell vezetnünk az /2/ lineáris regresszió β_t együtthatóvektorának véges sok lehetséges értékét. Rögzítsünk ilyenből N darabot, amelyek mindegyike legalább egy skalár elemében különbözik a többitől, ezeket felső indexszel fogjuk jelezni:

$$\beta \in \{\beta^1, \beta^2, \dots, \beta^N\}. \quad /26/$$

Mivel ezek az együttthatóvektor-értékek kölcsönös megfeleltetésben állnak a modell N darab állapotával, azokra nem vezetünk be külön jelölést. Azt feltételezzük, hogy az állapotok Markov-láncot követnek, azaz definíció szerint azok előrejelzéséhez a folyamat története nem releváns, kizárólag az utolsó időpontbeli állapot, formálisan

$$P(\beta_t = \beta^j | \beta_{t-1} = \beta^i) = P(\beta_t = \beta^j | \beta_{t-1} = \beta^i, \beta_{t-2} = \beta^k, \dots) = p_{ji}. \quad /27/$$

Mindennek megfelelően az állapotok közötti váltásokat két dimenzióban le tudjuk írni, az ún. átmenet- (vagy tranzíciós) mátrix segítségével. A Π átmenetmátrix $N \times N$ méretű, és i . oszlopának j . eleme megadja, hogy ha az előző időszaki állapotot a β^i együttthatóvektor jellemezte, és mekkora annak a valószínűsége, hogy a következő állapotot éppen β^j fogja:

$$\Pi = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{N1} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix}, \text{ ahol } p_{ji} = P(\beta_t = \beta^j | \beta_{t-1} = \beta^i). \quad /28/$$

Mivel az állapotok halmaza zárt, azaz bármelyikből csakis az N állapot valamelyikébe juthatunk (önmagát beleértve), könnyű látni, hogy az átmenetmátrix oszlopainak összege éppen egységnyi.⁵

Gondoljunk az előző részre: jól látható az állapotdinamikát leíró átmenetmátrix analógiája az állapotegyenlettel, hiszen mindkettő a számunkra nem megfigyelt együttthatóvektor időbeli alakulását adja meg. Vajon mivel írjuk le a megfigyelési egyenlet megfelelőjét? Olyan leképezés szükséges számunkra, amely a megfigyeléseket az állapotok függvényében adja meg, hiszen ez lesz számunkra a kulcs az állapotok identifikálásában az adott megfigyelés ismeretében. Az emissziós mátrix való erre a célra: minden állapotban megadja az egyes kimenetek valószínűségét (természetesen diszkrét véges számú kimenet esetében). Modellünkben azonban folytonos kimenetek vannak, ennek megfelelően az η_t emissziós vektort definiáljuk, amely az állapot függvényében megadja a t . időszaki megfigyelés feltételes sűrűségfüggvényét:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} p(y_t | \beta_t = \beta^1) \\ \vdots \\ p(y_t | \beta_t = \beta^N) \end{bmatrix}. \quad /29/$$

⁵ A szakirodalom nagyrészt éppen az általunk használt mátrix transzponáltját alkalmazza. Ekkor az összes többi vektor (emissziók, becslések) sorvektorra kell váljon, a Π -vel való szorzások sorrendjét pedig meg kell cserélni, ezen felül minden igaz lesz, amit itt írunk. A két felírás teljesen ekvivalens egymással, mi az oszlopvektorokat ez esetben kényelmesebbnek tartjuk.

Vegyük észre, hogy az emissziós vektor megadásánál válik az eloszlási feltevések bevezetése elkerülhetlenné, hiszen a feltételes sűrűségfüggvényeket meg kell adnunk, még ha paraméterezve is. Így például, ha lineáris regresszióink hibatagját normálisnak vesszük σ szórással, akkor y_t sűrűsége a β^i együtthatóvektort tartalmazó állapotot feltételezve nem más, mint

$$p(y_t | \beta_t = \beta^i) = \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_t - \beta^i x_t}{\sigma}\right), \quad /30/$$

ahol $\phi(\cdot)$ a standard normális eloszlás sűrűségfüggvényét jelöli. Ezzel a modellünknek megadtuk a „megfigyelési egyenletét” is, készen vagyunk a felépítéssel.

Ami most következik, az a rendszer predikció-korrektó algoritmus, az analógia alapján akár „Markov-szűrőnek” is nevezhetnénk. A kialakuló becsléseink azonban ezúttal nem közvetlenül az együtthatóvektor értékére vonatkoznak – hiszen azokat külön-külön ismerjük –, hanem az egyes együtthatóvektorokkal jellemzett állapotok valószínűség-eloszlására. Ezt az eloszlást ξ -vel fogjuk jelölni, és az alsó indexében a korábbiakhoz hasonlóan megmutatjuk, hogy melyik időszakban készült, illetve melyik időszakra vonatkozik. Így például a $\xi_{t|t}$ valószínűségeloszlás-vektor nem más, mint

$$\xi_{t|t} = \begin{bmatrix} P(\beta_t = \beta^1 | y_t) \\ \vdots \\ P(\beta_t = \beta^N | y_t) \end{bmatrix}, \quad /31/$$

természetesen a vektor oszlopösszege egységnyi. Ebből már könnyedén megkaphatjuk magára az együtthatóvektorra vonatkozó $\beta_{t|t}$ becslésünket, hiszen az egyes valószínűség-értékekkel kell súlyozni magukat a lehetséges együtthatóvektorokat:

$$\beta_{t|t} = E(\beta_t | y_t) = \begin{bmatrix} \beta^1 & \dots & \beta^N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P(\beta_t = \beta^1 | y_t) \\ \vdots \\ P(\beta_t = \beta^N | y_t) \end{bmatrix} = B \xi_{t|t}, \quad /32/$$

ahol B a lehetséges β^i oszlopvektorokból képzett $p \times n$ méretű mátrix.

A rendszer predikciója itt is az állapotdinamikából – azaz átmenetmátrixból – adódik és a Kalman-szűrőhöz hasonlóan igen egyszerű. Ha ugyanis megvan a $\xi_{t-1|t-1}$ korrigált becslésünk, azaz a $t-1$. időszaki állapotok valószínűség-eloszlása (illetve az összes megfigyelés eddig az időpontig), azt úgy tudjuk eggyel előre görgetni, hogy megszorozzuk magával az átmenetmátrixszal:

$$\xi_{t|t-1} = \Pi \xi_{t-1|t-1}. \quad /33/$$

E mátrixegyenlet egy sorának kifejtése igazolja az állítást, amely magukból a definíciókból adja magát. Ezután szokás szerint feltesszük, hogy beérkezik a t . időszaki megfigyelés, amiből az előbbieket ki tudjuk számolni az η_t emissziós vektort, majd a hiányzó becslésre felírjuk Bayes tételét:

$$P(\beta_t = \beta^i | y_t) = \frac{P(y_t | \beta_t = \beta^i) P(\beta_t = \beta^i)}{P(y_t)}. \quad /34/$$

Lássuk, mit takar az egyenlet jobb oldala! A számláló első tényezője az emissziós vektor i . eleme, a második tag pedig épp az imént kiszámolt $\xi_{t|t-1}$ becslés i . eleme (ne felejtjük el, hogy az egész egyenletet kondicionáljuk a $t-1$. időszakra). A nevező nem más, mint az y_t megfigyelés feltételes likelihood függvénye, amit könnyen megkaphatunk, ha minden i -re összeadjuk a számlálókat:

$$P(y_t) = \sum_{i=1}^N P(y_t | \beta_t = \beta^i) P(\beta_t = \beta^i) = 1'(\eta_t \odot \xi_{t|t-1}). \quad /35/$$

A második egyenlőség mindezt rövidített formában mutatja, az új operátor (\odot) az elemenkénti szorzást jelöli. A /34/ egyenlet tehát éppen a keresett becslést adja, amelyet zárásként átírunk vektoriális formába:

$$\xi_{(t|t)} = \frac{\eta_t \odot \xi_{t|t-1}}{1'(\eta_t \odot \xi_{t|t-1})} = \frac{\eta_t \odot \Pi \xi_{t-1|t-1}}{1'(\eta_t \odot \Pi \xi_{t-1|t-1})}. \quad /36/$$

A képlet eredménye még csak valószínűség-eloszlás, viszont az ismert lehetséges állapotok B mátrixával való /32/ összesúlyozással könnyen megkapjuk az aktuális állapot várható értékét. Ezzel az egyszerű szűrőalgoritmussal tehát a paraméterek ismeretében becslést adhatunk az ismeretlen együttthatóvektor sorozatára, miközben –

mintegy melléktermékként – az egyes megfigyelések likelihoodértékeit is kiszámoljuk. Nem kétséges tehát, a Kalman-szűrőhöz hasonlóan itt is használhatjuk az ML-módszert bármelyik paraméter megbecslésére, gyakorlatilag az egyetlen amit nekünk kell megadni, az maga a modellstruktúra (például, hogy éppen N darab állapot van vagy az eloszlások milyenségét stb.). Ráadásul, itt is lehetséges simított értékek számítása, melyet az korábbiakhoz hasonlóan nem részletezünk, az megtalálható a már említett *Hamilton* [1994] könyvben.

Így az állapot-tér rendszerekkel szemben a MSW-ben a lineáris regresszióknak együttműködőve csak véges sok értéket vehet fel, és feltétlenül szükséges eloszlási feltevésekkel élünk; még akkor is, ha nem alkalmazunk ML-eljárást, cserébe a rugalmassága óriási. Ezért általában olyan alkalmazásokban használjuk, ahol relatíve kevés, elmélet szempontjából is jól megkülönböztethető rezsim van, amelyek időben feltehetőleg változtatják egymást. Jó példát szolgáltatnak erre a részvénypiacok, ahol időben váltják egymást az optimizmus és pánik időszakai: előbbiben jellemzően felfele haladnak az árak, a beárazott volatilitás folyamatosan csökken és az egyedi részvények közötti korrelációk alacsonyak, míg az utóbbiban általában áresés, a volatilitás robbanásszerű emelkedése és megugró korrelációk tapasztalhatók.

Bár *Hamilton* [1989] eredeti cikke az üzleti ciklusokról szólt, a modell pénzügyi alkalmazásai gyorsan elterjedtek, klasszikus példát ad erre *Norden* és *Schaller* [1997], de érdemes *Dueker* [1997, 2007] munkásságát is végigkövetni, aki az eszközhozamokat rengeteg Markov-féle specifikációval modellezi. *Hamilton* és *Susmel* [1994] tanulmányának köszönhetően az ARCH-típusú modelleket is elérte a rezsimváltások feltevése, ugyanezzel idehaza *Darvas* [2001] foglalkozott: ő a forintkamatlábba illesztett „switching”, azaz rezsimváltó ARCH- (SWARCH-) modellt.

4. Szimulációs vizsgálat

Ebben a részben egy egyszerű szimulációt mutatunk be, ahol különböző környezetekben láthatjuk az eljárásainkat működés közben, valamint összemérhetjük azok képességeit. Az ML-paraméterbecsléssel kiegészített Kalman- és Markov-modellek mellé bevesszük az FLS-t is, hogy eldöntsük, milyen következményekkel jár a korábban már körüljárt varianciakorlátozás, illetve hogy megvizsgáljuk, mennyivel romlik a becslésünk, ha a μ súlyparamétert rosszul állítjuk be. „Kontrolleljárásnak” végül bevesszük az OLS-módszert, és mind a négy esetben a szűrő- és simítóeljárás eredményét is elkészítjük.

Célunk megvizsgálni azt, hogy különböző valós β_t sorozatok esetén hogyan becsli azokat vissza a módszerek szűrő- és simító algoritmusai. Ezért egy olyan reg-

ressziót szimulálunk, ahol a számunkra fontos β_t együttthatóra öt különböző feltevéssel élünk, miközben egy másik, γ_t zavaró együttthatót is beveszünk az egyenletbe, amely azonban minden kísérletnél ugyanaz: egy nulla átlagú autoregresszív folyamat. Összességében tehát a következő modellt szimuláljuk:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_t x_{1t} + \gamma_t x_{2t} + N(0; 0, 25), & /37/ \\ \gamma_t &= 0,25\gamma_{t-1} + N(0; 0, 05), \\ x_{1t} &\sim N(1; 0, 25) \text{ és } x_{2t} \sim N(1; 0, 25). \end{aligned}$$

Az első egyenlet adja magát a regressziót, a következő a második együtttható időbeli viselkedését írja le, végül a harmadik sorban láthatjuk, hogy az x_{1t} és x_{2t} regresszorok azonos normális eloszlásból kerülnek ki. A képletekben jelzett összes véletlen változó független egymástól, az eloszlásoknál pedig a várható értékeket és szórásokat tüntettük fel. Végül a β_t -re vonatkozó öt feltevés a következő:

- konstans együtttható,
- diszkrét törés az együttthatóban,
- lineáris trend az együttthatóban,
- szinuszoid mozgás az együttthatóban,
- az együtttható egységgyök-folyamatot követ.

A visszabecsléseket mindegyik módszernél a helyes specifikációval végezzük (tehát kétváltozós egyenletet teszünk fel). Az OLS-szűrő esetünkben olyan becslés, amely minden időpontban az aktuálisan rendelkezésre álló mintából számolja az együttthatókat a közönséges legkisebb négyzetek módszere segítségével,⁶ az OLS-simító pedig ennek megfelelően nem más, mint a teljes mintán számolt konstans együttthatójú becslés. A Kalman-szűrőnél az /5/ egyenlet értelmében az állapotokat egységgyök-folyamatként kezeljük és a szűrőt $\beta_0 = 0,5$ -ről indítjuk, amely egy „semleges” feltevés, mivel ez az együtttható időbeli átlaga az első négy feltevésnél és ebből a kezdőértékből indul a véletlen bolyongás az ötödik esetben. Az FLS-nél a kezdőértékeket a Kalman-szűrővel azonosnak állítjuk be, a μ súlyparaméter tekintetében pedig háromféleképpen járunk el, innét lesz majd a három FLS-becslésünk. Elsőként, az ismert β_t differencia szórásának ismeretében optimális μ -t számolunk,⁷ majd – megvizsgálendő μ félrespecifikálásának hatását – vesszük ennek egytizedét, valamint tízszeresét. Az optimális μ valós együttthatókból történő számítása illetéktelen előnyt jelenthet az FLS

⁶ A rögzített kezdőpontból induló OLS speciális esete az ún. rekurzív legkisebb négyzetek módszerének (recursive least squares – RLS), ahol megengedett az egyes megfigyelések súlyozása (például exponenciálisan csökkenő súlyozás az időben hátrafelé haladva).

⁷ A konstans, illetve lineárisan változó együttthatós esetén ez a módszer végtelen nagy súlyparamétert eredményez, ezért itt korábbi tapasztalatok alapján 10^3 -ban határozzuk meg az optimális μ -t.

számára, hiszen a többi módszer maga becsli a paramétereket, ez azonban várhatóan jóval kisebb előnyt ad, mint amekkora az együtttható-sorozatok különböző szórásából adódó hátrány. A Markov-modellnél végül két rezsimit feltételezünk, amelyekben mindkét együtttható más-más értéket vehet fel. Bár elég lett volna a számunkra fontos együtttható rezsimenkénti változásának megengedése, a modell szabadságát az „igazságosság” érdekében minél közelebb akartuk hozni a Kalman-szűrőéhez. A kezdő valószínűségeket itt 50-50 százalékra állítjuk a két rezsimben.

Azonos együtttható-sorozat mellett a szimulációt és visszabecslést ezerszer megismételtük a kétszáz megfigyelés hosszúságú adatsorokon, hogy az esetlegességet kiszűrjük; így tulajdonképpen egy Monte-Carlo-szimulációt végeztünk. A becsült sorozatok átlagát, valamint 5. és 95. percentiliséit véve konfidenciaintervallumot készítettünk, amelyeket – a valós folyamattal együtt – az 1. a)–5. a) ábrákon mutatunk be. Párhuzamosan, az 1. b)–5. b) ábrákon egy-egy véletlenszerűen kiválasztott esettel illusztráljuk tovább a becslést. Az ábráinkon a 3-3 FLS-szűrt és -simított becslést az olvashatóság megtartása végett kihagyjuk – ezek a becslések jellegükben nem térnek el a Kalman-szűrő becsléseitől, csupán különböző változékonysággal bírnak. Hasonlóan elhagyjuk az OLS-simított becsléseket is – értelemszerűen, hiszen azok időben állandók és leolvashatók az ábrákról, mint az OLS-szűrt sorozatok utolsó értékei.

A szimulált együttthatók differenciájának szórásai és a visszabecslések átlagos RMSE-értékei (százalék)*

Eljárás	Feltevés β_t -re				
	Konstans	Diszkrét ugrás	Lineáris trend	Színuszoid	Egységgyök
Δy_t szórása	6,0	6,4	6,1	7,2	5,9
$\Delta \beta_t$ szórása	0,0	2,8	0,0	0,7	4,8
FLS-szűrő $\mu_{opt}/10$	7,3	16,3	11,0	12,1	20,8
FLS-simító $\mu_{opt}/10$	5,8	12,0	8,2	9,0	15,4
FLS-szűrő μ_{opt}	2,9	11,7	13,6	15,4	13,8
FLS-simító μ_{opt}	2,7	9,2	10,3	13,2	11,1
FLS-szűrő $\mu_{opt} \times 10$	1,2	13,3	18,1	19,6	14,7
FLS-simító $\mu_{opt} \times 10$	1,1	11,2	16,0	18,4	13,7
Kalman-szűrő	3,6	9,9	9,0	9,5	12,5
Kalman-simító	3,1	8,0	7,3	6,7	10,3
Markov-szűrő	8,0	8,3	13,0	12,3	14,0
Markov-simító	8,4	7,1	13,1	12,1	13,5
OLS-szűrő	43,0	64,4	102,3	53,4	42,5
OLS-simító	4,3	21,1	21,3	22,2	18,5

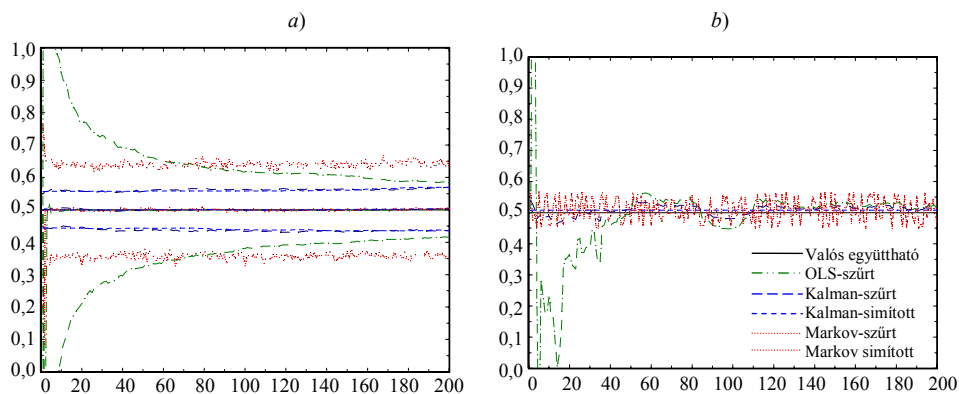
* A β_t együttthatóra vonatkozó öt feltevés, négyféle becslőeljárás szűrt és simított változata.

Azért, hogy számszerűen is áttekintést nyerjünk az egyes módszerek előnyeiről és hátrányairól, a táblázatban a valós és becsült sorozatok közötti átlagos négyzetes hiba (root mean squared error – RMSE) értékeit is közöljük, valamint feltüntetjük a szimulált együtttható-sorozatok differenciáinak szórásait is, ami az FLS szempontjából fontos.

A következőkben bemutatjuk az öt feltevést az együttthatóvektor alakulására vonatkozóan, és külön-külön megvizsgáljuk a kapott eredményeket.

– *Konstans együtttható.* A β_t értékét végig 0,5-ön tartjuk, ez egyfajta kontroll kísérlet. Az 1. a) ábrán látjuk, hogy a várható érték tekintetében minden eljárás sikerrel vette ezt az alapadályt, a bizonytalanság szempontjából viszont egyrészt a „hazai pályán játszó” OLS óriási intervallumról csökken le, másrészt pedig, a két Markov-algoritmus jóval nagyobb – bár végig konstans – bizonytalanságot produkál a Kalman-algoritmusoknál. Vajon miért? Az első kérdés megválaszolásánál azt kell észrevennünk, hogy induláskor az OLS-szűrő semmiféle segítséget nem kap az ismeretlen együtttható értékről, ellentétben a többi módszerrel. Ezért kezdetben a kis mintaelemszám miatt nagy a szórása, ami aztán exponenciálisan csökken – kellően sok megfigyelés esetén viszont a többi módszer szórása alá is kerülhet.

1. ábra. OLS-, Kalman- és Markov-becslések, időben konstans együtttható, $\beta_t = 0,5$



Megjegyzés. A bal oldalon ezer realizáció átlagos becslése látható 5 és 95 százalékos kvantilisekkel, a jobb oldalon egyetlen realizáció becslései.

A második kérdésre a tulajdonképpen technikai választ az 1. b) ábrán találjuk, ahol egyetlen kiragadott eset látható a szimulációkból: a Markov-modell itt valójában egy félrespecifikációval szembesül, hi-

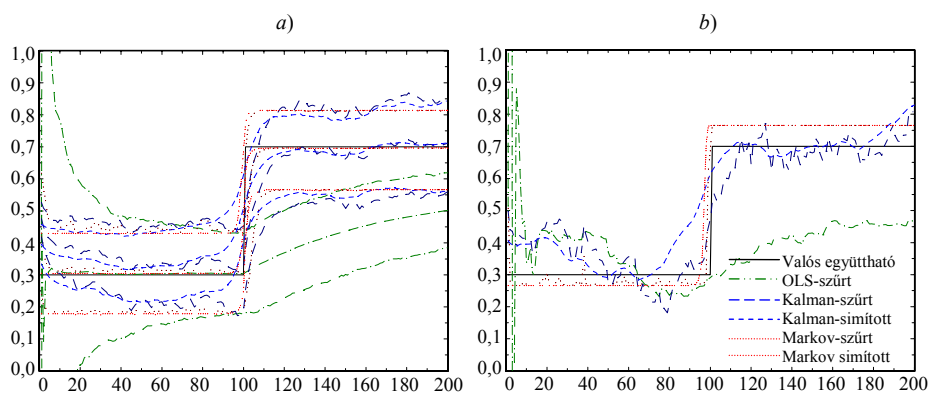
szen csak egyetlen β érték van a kettő helyett. Az ML-optimumban viszont aligha garantálható, hogy a két becült β egybeessen, valamekkora különbség mindig lesz közöttük a numerikus optimalizálás nem tökéletes volta és az aktuális minta egyenetlenségei miatt. A szűrő- és simítóalgoritmus viszont ettől „ugrálni” fog, mert az aktuális zajok miatt hol az egyik, hol a másik becült érték felé hajlik.

A Kalman-szűrő és -simító között is látunk különbséget, bár csak az 1. b) ábrán. Ez nem az aktuális eset specifikuma, hanem általános: a szűrő becslése mindig változékonyabb, hiszen csak a saját múltjából dolgozik, a simító – ahogy a neve is mutatja – a teljes környezetet figyelembe veszi (előre és hátrafelé is), így ez esetben is helyesen eltávolítja az együttható konstans voltát.

A szimuláció tanulsága tehát, hogy a Markov-modell becslésének bizonytalansága megnőhet, amikor hamisan túl sokféle állapotot feltételezünk és a becült rezsimek viszont túlzottan egybeesnek; ettől eltekintve az eljárások jól képesek követni a konstans értéket, ahogyan azt vártuk.

– *Diszkrét törés az együtthatóban.* Az értéke a minta felénél 0,3-ról 0,7-re vált. Ez az időbeli viselkedés a leginkább összeegyeztethető a Markov-modell feltevéseivel, hiszen a két értéket két különböző rezsimnek foghatjuk fel.

2. ábra. OLS-, Kalman- és Markov-becslések, diszkrét törés az együtthatóban, $\beta_t = 0,3(t \leq 100) + 0,7(t > 100)$



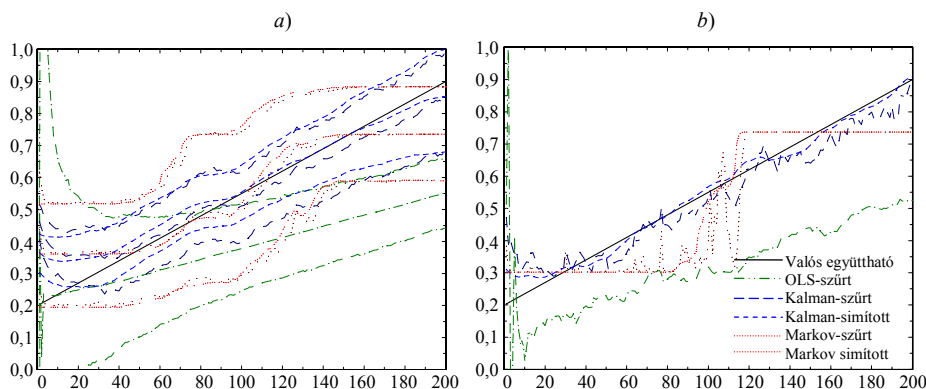
Megjegyzés. A bal oldalon ezer realizáció átlagos becslése látható 5 és 95 százalékos kvantilisekkel, a jobb oldalon egyetlen realizáció becslései.

A 2. ábrán mindez gyönyörűen visszaköszön, a Kalman-algoritmusok láthatóan rosszabbul alkalmazkodnak az ugráshoz, bár ezen kívül a két modell standard hibája közel azonos. A szűrők – érthetően – csak az ugrás után kezdenek alkalmazkodni, a simítók pedig átsimítják

az együtttható változását. Összességében, diszkrét váltásnál a Markov-modell gyorsabban reagál, de a Kalman-szűrő is használhatóan működik. Az OLS az előző esethez hasonlóan nagy bizonytalansággal kezd, jól követi a konstans 0,3-at, majd a váltás után fokozatosan – nagyon lassan alkalmazkodik. A simított OLS-becslés pedig jól láthatóan a két együtttható-érték átlagát adja, ami nem meglepő, hiszen a törés épp a felező időpontban következett be.

– *Lineáris trend az együttthatóban.* Értéke a mintában folyamatosan 0,2-ről 0,9-re változik. A 3. ábra tanúsága szerint az OLS képtelen követni a változást, hiszen kiátlagolja a múltbéli β_t -ket. A Kalman-algoritmusok ellenben alacsony bizonytalansággal pontosan képesek jó becslést adni a lineáris változásra. Figyeljük meg a szűrő alkalmazkodását a kezdő 0,5-ös értékről. A simító már jobban közelíti ezen a kezdeti szakaszon is az együttthatót, de az induló becsléshez való „húzás” itt is látszik.

3. ábra. OLS-, Kalman- és Markov-becslések,
lineáris trend az együttthatóban, $\beta_t = 0,2 + 0,7(t/200)$



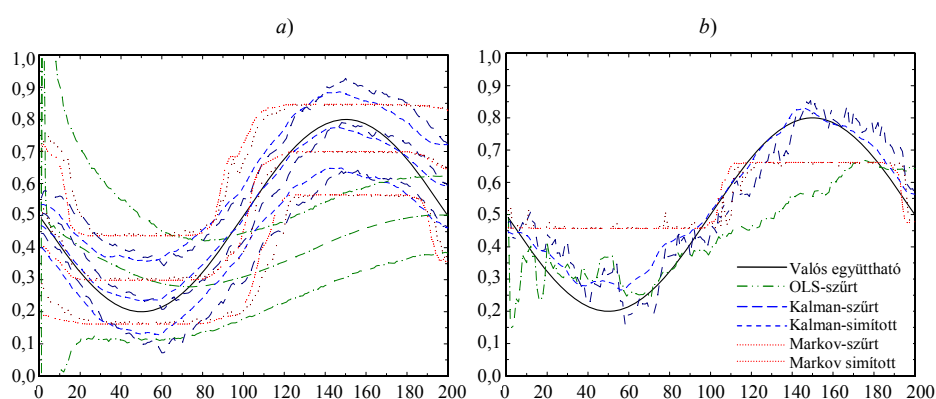
Megjegyzés. A bal oldalon ezer realizáció átlagos becslése látható 5 és 95 százalékos kvantilisekkel, a jobb oldalon egyetlen realizáció becslései.

A Markov-modellek itt már nehezebb helyzetben vannak, hiszen az ML-módszer két rögzített β állapotot tud csak kijelölni. Ezek az állapotok logikusan jelölődnek ki a növekvő lineáris szakasz első és harmadik negyedéhez, a szűrő és simító pedig – nagyjából középen – átvált a felső rezsimre, ezt láthatjuk a 3. b) ábrán. A másik panel szerint ez az átváltás eloszlik a minta közepén, így az egyedi eset hibája ellenére átlagosan jó becslést kapunk: egyrészt nagy standard hibával, másrészt pedig egyetlen becsléssel biztosan hibázni fogunk.

Ezt az esetet összefoglalva: a Markov-modell „lépcsősen” becsül különböző rezsimeket a folytonos váltás helyett, és a valószínűségek többnyire úgy alakulnak, hogy a súlyozott várható érték nem folytonosan, hanem hirtelen vált át egyik rezsimből a másikba. Lineáris és ehhez hasonló folytonos változás esetén tehát érdemes a nagyon jó követési tulajdonságokkal rendelkező Kalman-szűrőt választani.

– *Színuszoid mozgás az együtthatóban.* A β_t a mintában egy teljes periódusnyi szinusz hullámot végez, melynek középértéke és amplitúdója rendre 0,5 és 0,3. Ez az eset jellegében nagyon közel áll az előzőhöz, hiszen itt sem véletlenek az együttható változásai. Ennek megfelelően a megfigyelésünk is hasonló: a Markov-modell legfeljebb átlagosan ad jó becslést, az OLS kiátlagol, a Kalman-szűrő viszont helyesen követi az együttható mozgását.

4. ábra. OLS-, Kalman- és Markov-becslések, szinuszoid mozgás az együtthatóban, $\beta_t = 0,5 - 0,3 \sin(2\pi t/200)$

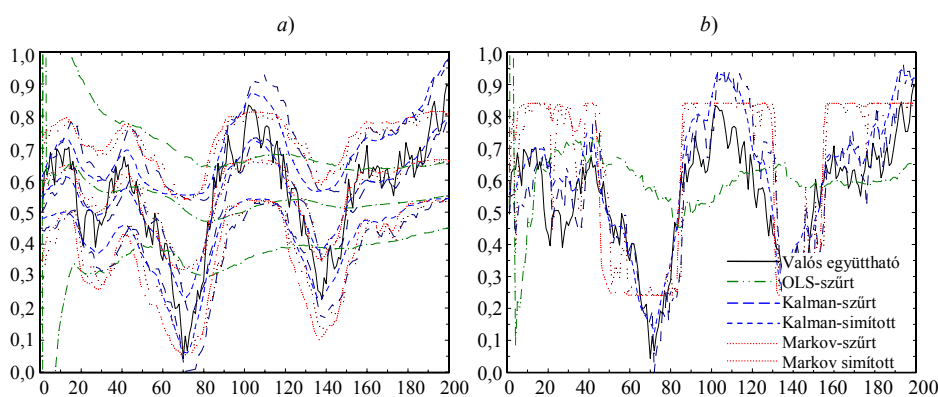


Megjegyzés. A bal oldalon ezer realizáció átlagos becslése látható 5 és 95 százalékos kvantilisekkel, a jobb oldalon egyetlen realizáció becslései.

Figyeljük meg a 4. ábrán (és akár az előző, lineáris esetről is), hogy a Kalman-szűrő várhatóan némi késéssel követi csak a mozgást; ez egy általánosan megfigyelhető jelenség, amelynek az oka az, hogy az algoritmus egyre csökkenő súllyal, de figyelembe veszi az elmúlt megfigyeléseket. A simító természetesen már nem esik ebbe a hibába.

– *Az együttható egységgyök folyamatot követ,* melynek kiinduló értéke 0,5. Ez az eset láthatóan a Kalman-szűrő terepe, hiszen tökéletesen megegyezik annak a feltevésével, míg a másik oldalon előre látható, hogy a Markov-modell vagy az OLS becslésének jósága itt esetleges, nagyban függhet a folyamat mintabeli alakulásától.

5. ábra. OLS-, Kalman- és Markov-becslések,
egységgyök az együttthatóban, $\beta_t = \beta_{t-1} + 0,05\varepsilon_t$, ahol $\varepsilon_t \sim N(0,1)$



Megjegyzés. A bal oldalon ezer realizáció átlagos becslése látható 5 és 95 százalékos kvantilisekkel, a jobb oldalon egyetlen realizáció becslései.

Az 5. ábrán levő realizációból az előző két esethez hasonlóra következtethetünk: bár a Markov-modell szabadsága jóval kisebb, itt is megfelelően választja ki a rezsimeket és vált közöttük.

A szimuláció összefoglalásául tekintsünk az átlagos négyzetes hibákat összegző táblázatra! Elsőként szögezzük le, hogy az OLS-szűrő produkálta a legrosszabb eredményt, ami részben a tényleges alkalmatlanságának, részben pedig a nagy kezdeti bizonytalanságának köszönhető. Az OLS-simító – azaz teljes mintás konstans együttthatós becslés – hibaszintjei viszont már nem kirívóan rosszak: ezek egyfajta etalont jelenthetnek, hiszen ezt tudjuk elérni az időben állandó, az együtttható-sorozatot valójában kiátlagoló becsléssel.

A Kalman- és Markov-modellek esetében megállapíthatjuk, hogy azokban az esetekben, ahol a feltevések megegyeznek az adott modell feltevéseivel, 1. a simítóeljárás jobb eredményt produkál a szűrőnél, 2. az adott modell jobban működik a másikkal. Az előzőekben részletesen leírtuk, hogy melyik eset melyik modell feltételrendszerének kedvez jobban, és mindezek a tapasztalt hibákban is visszaköszönnének, ami nem meglepő. Ahogyan az sem meglepő, hogy félrespecifikálás hiányában az a jobb eljárás, ami az adott pillanatban „jövőbe lát”, tehát ismeri az összes adatpontot. Ne feledkezzünk el viszont arról sem, hogy valós idejű alkalmazásban csak a szűrt eredmények állnak rendelkezésre!

Végezetül vizsgáljuk meg az FLS-becsléseket! Először is, az optimálisnak számított μ paraméter is láthatóan rosszabb eredményeket ad a Kalman-szűrőnél, amit a zavaró y_t folyamat különböző szórása okoz, ezt jól láthatjuk az utolsó, egységgyök-folyamatos esetben, ahol mind a szórásbeli, mind az RMSE-beli különbségek kicsik. Az eltérő szórású együtttható-sorozatok tehát némileg megzavarják az FLS-módszert.

A súlyparaméter beállítására való robusztusságot vizsgálva pedig azt kapjuk, hogy az eredmény μ megváltoztatásával bár romlik, még mindig összeegyeztethető az OLS-simító etalonjával.

5. Összefoglalás

Tanulmányunkban az időben változó együtthatójú lineáris regresszióra felírt Kalman-szűrőt, a rugalmas legkisebb négyzetek módszerét és a Markov rezsimváltós modellt hoztuk közös keretbe és hasonlítottuk őket össze elméletben és gyakorlatban. A Kalman-szűrő olyan algoritmikus frissítő eljárás az állapot-tér modell állapotváltozójának becslésére, amely négyzetes értelemben optimális mind a megfigyelések, mind az állapotvektor valódi értékektől vett eltérése szempontjából. A rugalmas legkisebb négyzetek módszere ugyanebben az állapot-tér keretben, ugyanúgy az állapotváltozó becslésére szolgál, a célfüggvénye azonban a közönséges legkisebb négyzetek módszerének egy logikus továbbgondolása: a „szokásos” eltérésnégyzetek mellett egy dinamikus tagot is tartalmaz, amely az állapotvektor időbeli változásának varianciáját kontrollálja. A célfüggvény az OLS-hez hasonlóan konkrét eloszlási feltevések nélkül optimalizálható, és az is igazolható, hogy néhány korlátozás figyelembevételével a Kalman-szűrővel azonos eredményre jut.

A Markov rezsimváltó modell alapjaiban hasonló az állapot-térhez, a látens állapotváltozó azonban itt diszkrét értékeket vehet fel, amelyeknek az egymásba való átmenete Markov-láncot alkot. A megfigyelések feltételes sűrűségfüggvényének ismeretében adhatunk szűrőeljárást az állapotvektor becslésére, itt tehát nem kerülhetjük el az eloszlási feltevéseket a megfigyelt változókra vonatkozóan. Mind a Kalman-, mind a Markov-szűrőt alkalmazhatjuk együtt a maximum likelihood módszerrel, amely a modellek gyakorlatilag bármely paraméterét tudja becsülni.

A tanulmány gyakorlati része regressziókat szimulált, majd becsült vissza a rögzített mintakezdőpontú OLS-, FLS-, Markov-modell és a Kalman-szűrő segítségével. Az eredmények szerint egyrészt az időben változó együtthatóra vonatkozó feltevéstől függően az a modell teljesített jobban, amelynek a feltételei közelebb állnak az együtthatóéhoz, másrészt a simítóeljárások jobb eredményt érnek el a szűrőeljárásoknál. Ezek alapján, ha a regresszió együtthatójában hirtelen ugrásokat feltételezünk, érdemesebb a Markov-modellt használnunk, míg ha folytonos változást, akkor inkább a Kalman-szűrőt vagy a rugalmas legkisebb négyzetek módszerét – bár bemutattuk, hogy a módszer teljesítményét rontja a restrikciónak nem megfelelő együtthatók jelenléte. Emellett, amíg nem valós idejű, „on-line” típusú becsléssel van dolgunk, a szűrőeljárások helyett érdemes simítókat alkalmaznunk.

Irodalom

- BEECHEY, M. – ÖSTERHOLM, P. [2007]: *The Rise and Fall of U.S. Inflation Persistence*. Finance and Economics Discussion Series. No. 26. Federal Reserve Board. Washington, D.C.
- CIMADOMO, J. – GARNIER, J. – SCHALCK, C. [2007]: *Time Varying Fiscal Policy Rules for Five OECD Countries*. 62nd ESEM Conference. August 27–31. Budapest.
- DARVAS ZS. [2001]: Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. *Statisztikai Szemle* 79. évf. 6. sz. 490–506. old.
- DARVAS, ZS. [2009]: *Monetary Transmission in three Central European Economies: Evidence from Time-Varying Coefficient Vector Autoregressions*. Tanszéki Tanulmány. 3. sz. Budapesti Corvinus Egyetem Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés Tanszék. Budapest.
- DARVAS ZS. – SIMON A. [2002]: A financiálisan fenntartható kibocsátás becslése a gazdaság nyitottságának felhasználásával. *Közgazdasági Szemle*. XLIX. évf. 5. sz. 361–376. old.
- DARVAS, ZS – VARGA, B. [2010]: *Time-varying Coefficient Methods to Measure Inflation Persistence*. Paper presented at the ECOMOD 2010 Conference. 7th–10th July. Istanbul.
- DOSSCHE, M. – EVERAERT, G. [2005]: *Measuring Inflation Persistence – A Structural Time Series Approach*. ECB Working Paper. No. 495. European Central Bank. Frankfurt am Main.
- DRIVER, R. – GREENSLADE, J. V. – PIERSE, R. [2006]: Whatever Happened to Goldilocks? The Role of Expectations in Estimates of the NAIRU in the US and the UK. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Volt. 68. No. 1. pp. 45–79.
- DUEKER, M. J. [1997]: Markov Switching in GARCH Processes and Mean Reverting Stock Market Volatility. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 15. No. 1. pp. 26–34.
- DUEKER, M. J. – NEELY, CH. [2007]: Can Markov Switching Models Predict Excess Foreign Exchange Returns? *Journal of Banking and Finance*. Vol. 31. No. 2. pp. 279–296.
- EUBANK, R. L. [2006]: *A Kalman Filter Primer*. Chapman and Hall. New York.
- GOLDFELD, S. M. – QUANDT, R. E. [1973]: A Markov Model for Switching Regressions. *Journal of Econometrics*. No. 1. pp. 3–16.
- GRANGER, C. W. J. [2008]: Non-Linear Models: Where do We Go Next – Time Varying Parameter Models? *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. Vol. 12. No. 3. Article 1.
- GUO, L. [1990]: Estimating Time Varying Linear Parameters by the Kalman Filter Based Algorithm: Stability and Convergence. *IEEE Transactions on Automatic Control*. Vol. 35. No. 2. pp. 141–147.
- HAMILTON, J. D. [1989]: A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*. Vol. 57. No. 2. pp. 357–384.
- HAMILTON, J. D. [1994]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton.
- HAMILTON, J. D. – SUSMEL, R. [1994]: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. *Journal of Econometrics*. Vol. 64. No. 1–2. pp. 307–333.
- HARVEY, A. C. [1989]: *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press. Cambridge.
- HORVÁTH, R. [2007]: *Estimating Time-Varying Policy Neutral Rate in Real Time*. IES Working Paper. No. 1. Charles University of Prague. Prague.
- JAZWINSKI, A. H. [1970]: *Stochastic Processes and Filtering Theory*. Academic Press. New York.

- KALABA, R. – TESHATSION, L. [1988]: The Flexible Least Squares Approach to Time-varying Linear Regression. *Journal of Economic Dynamics and Control*. No. 12. pp. 43–48.
- KALABA, R. – TESHATSION, L. [1989]: Time-Varying Linear Regression Via Flexible Least Squares. *Computers and Mathematics with Applications*. Vol. 17. No. 8–9. pp. 1215–1245.
- KALABA, R. – TESHATSION, L. [1990a]: Flexible Least Squares for Approximately Linear Systems. *IEEE Transactions on Systems Man and Cybernetics*. Vol. 20. No. 5. pp. 978–989.
- KALABA, R. – TESHATSION, L. [1990b]: A Further Note on Flexible Least Squares and Kalman Filtering. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 14. No. 1. pp. 183–185.
- KALABA, R. – TESHATSION, L. [1996]: A Multicriteria Approach to Model Specification and Estimation. *Computational Statistics and Data Analysis*. Vol. 21. No. 2. pp. 193–214.
- KALMAN, R. E. [1960]: A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *Transactions of the ASME – Journal of Basic Engineering*. Vol. 82. Ser. D. pp. 35–45.
- KLADROBA, A. [2005]: *Flexible Least Squares Estimation of State Space Models: An Alternative to Kalman-Filtering?* Working Paper. No. 149. Universität Duisburg-Essen. Duisburg, Essen.
- LÜTKEPOHL, H. – HERWARTZ, H. [1996]: Specification of Varying Coefficient Time Series Models via Generalized Flexible Least Squares. *Journal of Econometrics*. Vol. 70. No. 1. pp. 261–290.
- MONTANA, G. – TRIANTAFYLLOPOULOS, K. – TSAGARIS, T. [2009]: Flexible Least Squares for Temporal Data Mining and Statistical Arbitrage. *Expert Systems with Applications*. Vol. 36. pp. 2819–2830.
- MORANA, C. [2009]: An Omnibus Noise Filter. *Computational Statistics*. Vol. 24. No. 3. pp. 459–479.
- NORDEN, S. – SCHALLER, H. [1997]: Regime Switching in Stock Market Returns. *Applied Financial Economics*. Vol. 7. No. 2. pp. 177–191.
- TESHATSION, L. – VEITCH, J. [1990]: U.S. Money Demand Instability: A Flexible Least Squares Approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 14. No. 1. pp. 151–173.
- TUCCI, M. P. [1990]: A Note on Flexible Least Squares. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 14. No. 1. pp. 175–182.
- WOOD, B. D. [2000]: Weak Theories and Parameter Instability: Using Flexible Least Squares to Take Time Varying Relationships Seriously. *American Journal of Political Science*. Vol. 44. No. 3. pp. 603–618.

Summary

The study is a comprehensive introduction to the estimation methods of time-varying coefficient linear models. At first, the state space representation and the popular Kalman filter are reviewed, along with the very similar (and much less known) flexible least squares. The recently uncovered subtle differences between the two models are discussed. Then the author shows the alternative Markov switching method which can also be used for estimation of TVC models. The qualities of the two model families are illustrated with simulation experiments.

Beruházás, megtakarítás és nettó transzfer a világgazdaság térségeiben

Farkas Péter,
az MTA Világgazdasági
Kutatóintézet főmunkatársa
E-mail: pfarkas@vki.hu

A tanulmány az utóbbi évtizedekben elhanyagolt reálgazdasági folyamatok vizsgálatának fontosságát hangsúlyozza. Például a beruházási tendenciák alapján a 2008-ban kitört globális válság előre jelezhető lett volna (tehát nem csak ingatlanpiaci és pénzügyi okai voltak a recessziónak). A szerző kimutatja, hogy elsősorban a fejlett országokban a globális beruházási és megtakarítási ráta és ezzel összefüggésben a globális GDP növekedés üteme évtizedről évtizedre csökkent. A feltörekvő, közepesen fejlett országokban emelkedett a beruházási hányad és erősödött a növekedést generáló hatása. A szerző azokat a mélyebb okokat, folyamatokat is elemzi, melyek a beruházási és megtakarítási tendenciákat meghatározták az egyes országcsoportokban és térségekben. A tanulmány három évtizedre visszamenően bemutatja a beruházások és a konjunktúraciklusok viszonyát, kitér a jelenlegi válságra is. Kimutatja, hogy az elmúlt években, tendenciájában a gyengébben fejlett térségek finanszírozták a fejlett országokat, elsősorban az Egyesült Államokat (ez a „perverz tőkeáramlás”).

TÁRGYSZÓ:
Világgazdaság.
Beruházás.
Nettó transzfer.

Az elmúlt három évtized folyamán a gazdasági elemzésekben kevés szó esett a reálgazdasági folyamatokról, a tényleges gazdasági növekedést (az ipart, a mezőgazdaságot, a szolgáltatások új értéket teremtő részét) meghatározó hatótényezőkről. Ennek oka az uralkodó neoliberális szemlélet volt, mely a piac rendteremtő erejében vakon bízva a reáliák helyett a pénzpiaci összefüggésekre, árfolyamokra, a portfólióberuházásokra, tőkeáramlásokra, költségvetési hiányokra, az inflációra, a deregulációra stb. összpontosított. A közgazdasági főirányzatot a léggömb-elképzelések (például hitelből finanszírozott gazdaság) eufóriája lengte át. Ezek igen kedvezőtlen tendenciák voltak, és megakadályozták a közgazdászokat és a döntéshozókat abban, hogy a gazdasági mozgásokat, a hosszú távon meghatározó alapfolyamatokat és a fenntarthatatlan egyensúlyi zavarokat felismerjék. Ezért is volt váratlan a legtöbb hazai közgazdász számára a válság kitörése 2008-ban, bár a nemzetközi szakirodalomban sokan, néhányan itthon is bemutattuk, jeleztük a növekvő aránytalanságokat, s a Nemzetközi Valutaalap (International Monetary Fund – IMF) is figyelmeztetett.

Az elmúlt évtizedekben e léggömbgazdaság spekulatív árai egyre inkább torzították a hagyományos gazdasági mutatókat, köztük a GDP-t, s ez rontotta a tisztánlátást. A Sarkozy francia elnök által felkért Stiglitz-bizottság (Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress) anyagában többek között azt írják, hogy a 2004 és 2007 között bekövetkezett gyors gazdasági növekedés „csak délibáb volt, a profitok csak a léggömb révén emelkedő árakon alapultak... Talán túlzás azt kívánnunk, hogy olyan mutatószámrendszerünk legyen, mely előre jelzi a problémákat, hogy a kormányok időben intézkedéseket hozhassanak...” (Stiglitz–Fitoussi–Sen [2009] 9. és 11. old.).¹

Milyen mutatószámokról lehet szó? Például a jelen dolgozat tárgyáról, a nemzetgazdasági megtakarítások és beruházások (bruttó tőkeképződés) alakulásáról, hiszen hosszabb távon a beruházások (az általuk gerjesztett technikai haladás, termelékenység-növekedés) és a gazdasági növekedés között korreláció mutatható ki, bár e kapcsolat valóban gyengült az elmúlt évtizedekben a pénzügyi léggömb és a szolgáltató szektor bővülésének torzító hatásai miatt.² Mindazonáltal, mint látni fogjuk, a beruházási tendenciák már korán jelezték a közelgő recessziót.

¹ A tanulmány elsősorban a lakossági jövedelmek és az életszínvonal statisztikai torzításaival foglalkozik, de a bizottság kitért a munkálkodása közben bekövetkezett válság tanulságaira is. A bizottság munkájában Joseph E. Stiglitz mellett olyan közgazdász hatalmasságok is részt vettek, mint Amartya Sen, Jean-Paul Fitoussi, Kenneth Y. Arrow, Anthony B. Atkinson.

² Magam a hetvenes években még nagy biztonsággal prognosztizáltam az egyes országcsoportok várható növekedési ütemeit a beruházások és a GDP bővülési üteme között kimutatható, de országonként eltérő rugalmassági együttható segítségével.

Megtakarítás, beruházás és nettó transzfer a GDP arányában (1960–2009)

Ország, országocsoport	1960.	1965.	1970.	1975.	1980.	1985.	1990.	1995.	2000.	2005.	2008.	2009.
	év (százalék)											
Világ összesen												
Megtakarítás (bruttó)	22	24	26	24	24	23	23	23	22	22	21	19
Beruházás (tőkekepző- dés, bruttó)	23	24	26	24	25	23	23	22	22	22	22	19
Nettó (forrás) transzfer	-1	0	0	0	-1	0	0	1	0	0	-1	0
Magas jövedelműek*												
Megtakarítás (bruttó)	23	25	26	24	24	22	23	22	22	20	20	17
Beruházás (tőkekepző- dés, bruttó)	23	24	26	24	24	22	23	21	22	21	20	17
Nettó (forrás) transzfer	0	1	0	0	0	0	0	1	0	-1	0	0
Egyesült Államok												
Megtakarítás (bruttó)	20	21	18	18	20	18	16	17	17	14	12	11
Beruházás (tőkekepző- dés, bruttó)	19	20	18	17	20	20	18	18	20	20	17	14
Nettó (forrás) transzfer	1	1	0	1	0	-2	-2	-1	-3	-6	-5	-3
Japán												
Megtakarítás (bruttó)	34	34	41	33	32	32	34	30	27	25	24	21
Beruházás (tőkekepző- dés, bruttó)	33	32	40	33	33	29	33	28	25	24	24	20
Nettó (forrás) transzfer	1	2	1	0	1	3	1	2	2	1	0	1
Euróövezet												
Megtakarítás (bruttó)	28	24	22	21	23	22	23	22	23	20
Beruházás (tőkekepző- dés, bruttó)	29	25	25	22	23	21	22	20	22	19
Nettó (forrás) transzfer	-1	-1	-3	-1	0	1	1	2	1	1
Közepes jövedelműek*												
Megtakarítás (bruttó)	22	24	25	25	27	26	25	30	31	29
Beruházás (tőkekepző- dés, bruttó)	22	20	23	26	27	25	26	27	24	27	29	28
Nettó (forrás) transzfer	-1	-2	-2	0	1	-1	1	3	2	1
Alacsony jövedelműek*												
Megtakarítás (bruttó)	8	12	14	15	9	11
Beruházás (tőkekepző- dés, bruttó)	18	20	21	25	23	24
Nettó (forrás) transzfer	-10	-8	-7	-10	-14	-13

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Ország, országocsoport	1960.	1965.	1970.	1975.	1980.	1985.	1990.	1995.	2000.	2005.	2008.	2009.
	év (százalék)											
Kelet-Ázsia és Óceánia												
Megtakarítás (bruttó)	26	28	33	32	36	40	36	43	45	46
Beruházás (tőkeképző- dés, bruttó)	29	21	27	29	33	34	35	40	32	38	38	40
Nettó (forrás) transzfer	-1	-1	0	-2	1	0	4	5	7	6
Kína												
Megtakarítás (bruttó)	29	30	35	34	40	44	38	50	52	52
Beruházás (tőkeképző- dés, bruttó)	36	23	29	30	35	38	36	42	35	44	44	48
Nettó (forrás) transzfer	0	0	0	-4	4	2	3	6	8	4
Dél-Ázsia												
Megtakarítás (bruttó)	12	13	14	15	13	18	20	23	22	28	26	28
Beruházás (tőkeképző- dés, bruttó)	14	16	15	17	19	22	23	25	23	32	32	33
Nettó (forrás) transzfer	-2	-3	-1	-2	-6	-4	-3	-2	-1	-4	-6	-5
India												
Megtakarítás (bruttó)	12	14	15	18	15	21	23	25	23	32	29	32
Beruházás (tőkeképző- dés, bruttó)	15	16	16	19	19	23	24	27	24	35	35	36
Nettó (forrás) transzfer	-3	-2	-1	-1	-4	-2	-1	-2	-1	-3	-6	-4
Európa és Közép-Ázsia												
Megtakarítás (bruttó)	27	22	24	23	25	21
Beruházás (tőkeképző- dés, bruttó)	28	23	21	21	25	19
Nettó (forrás) transzfer							-1	-1	3	2	0	2
Oroszország												
Megtakarítás (bruttó)	30	29	39	34	35	26
Beruházás (tőkeképző- dés, bruttó)	30	25	19	20	25	19
Nettó (forrás) transzfer	0	4	20	14	10	7
Közép-Kelet- és Észak- Afrika												
Megtakarítás (bruttó)	..	20	20	24	20	18	18	22	26	30	33	..
Beruházás (tőkeképző- dés, bruttó)	..	21	24	30	30	26	29	25	24	25	28	..
Nettó (forrás) transzfer	..	-1	-4	-6	-10	-8	-11	-3	2	5	5	..

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Ország, országocsoport	1960.	1965.	1970.	1975.	1980.	1985.	1990.	1995.	2000.	2005.	2008.	2009.
	év (százalék)											
Szub-szaharai Afrika												
Megtakarítás (bruttó)	20	20	21	22	25	21	17	16	17	16	16	16
Beruházás (tőkeképződés, bruttó)	17	21	24	27	25	19	18	18	17	19	22	21
Nettó (forrás) transzfer	3	-1	-3	-5	0	2	-1	-2	0	-3	-6	-5
Latin-Amerika												
Megtakarítás (bruttó)	20	21	21	23	23	24	22	19	19	23	23	20
Beruházás (tőkeképződés, bruttó)	20	21	22	25	25	19	19	19	20	20	24	20
Nettó (forrás) transzfer	0	2	-1	-2	-2	5	3	0	-1	3	-1	0
Brazília												
Megtakarítás (bruttó)	20	22	20	23	21	24	21	17	16	20	21	16
Beruházás (tőkeképződés, bruttó)	20	20	21	27	23	19	20	18	18	16	21	17
Nettó (forrás) transzfer	0	2	-1	-4	-2	5	1	1	-2	4	0	-1

* A 2008. évi bruttó nemzeti jövedelem (gross national income – GNI) alapján számítva a magas jövedelműek 11 906 dollár/fő felett, a közepes jövedelműek 976-11905 dollár/fő, az alacsony jövedelműek 975 dollár/fő alatt.

Forrás: World dataBank <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do?Step=1&id=4> Letöltés dátuma: 2010. augusztus 7. és 2011. május 7.

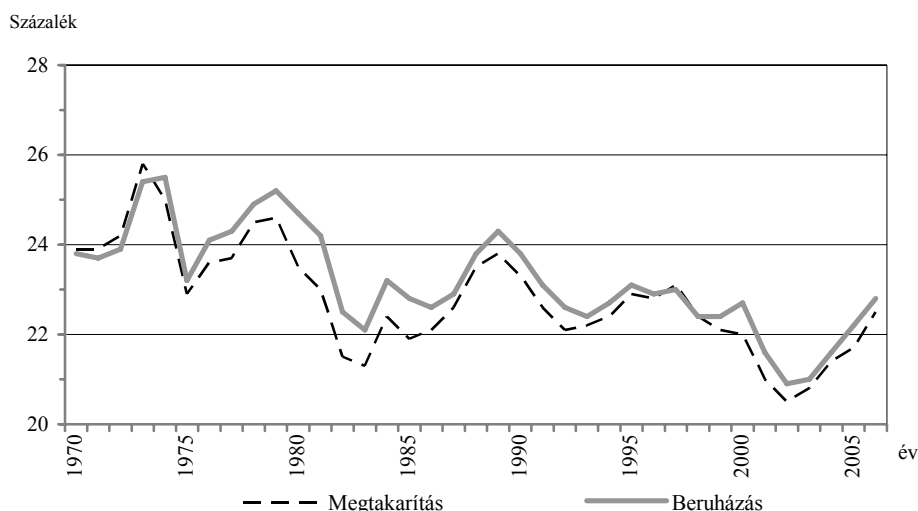
1. Több évtizedes megtakarítási és beruházási tendenciák: csökkenés a fejlett, növekedés a feltörekvő országokban

A táblázat³ első országocsoportjából (Világ összesen) világossá válik a globális tendencia: Földünkön az összesített megtakarítási és beruházási ráta a hetvenes évek elejéig növekvőben volt (1960-ban 22-23 százalék, 1970-ben 26 százalék/GDP), a globalizáció (a transznacionális kapitalizmus) korszakában pedig évtizedről évtizedre fokozatosan visszaesett (2000-ben 22 százalék, 2008-ben 21 százalék, 2009-ben, a válság során, már csak 19 százalék). Összességében a beruházások néhány tizedpontos meghaladták a megtakarításokat a GDP százalékában, ami sok országban az álla-

³ A táblázat részletes változata és a tanulmányban hivatkozott további táblázatok írásmintés Mellékletében található (www.ksh.hu/statszemle).

mi és vállalkozói adósságállomány növekedéséhez vezetett. Az 1. ábra jól mutatja a globális megtakarítások és beruházások csökkenő tendenciáját és a megtakarítási hiányt 1970-től.

1. ábra. Globális megtakarítási és beruházási tendenciák a GDP arányában 1970-től



Forrás: IMF (INTERNATIONAL MONETARY FUND) [2007]: *World Economic Outlook 2007*. April. 21. old.

Az általános trend azonban jelentős különbségeket takar. A megtakarítások és a beruházások globálisan csökkenő tendenciáját a fejlett országok határozzák meg (1960-ban 23, 1970-ben 26, a 2000-es évek közepétől már csak 20 százalékos volt a megtakarítási és beruházási rátájuk, hogy utána a válság legsúlyosabb évében, 2009-ben, 17 százalékra csökkenjenek). A közepes jövedelmű (ma jórészt felemelkedőnek nevezett) országokban azonban a beruházási ráta az 1970-es évektől hullámzásokkal, de gyorsan emelkedett, amiben a változó világgazdasági szerepük tükröződik (1960-ban és 1970-ben 20 százalék körül, 2008-ban már 29 százalék, s ez 2009-ben csak egyetlen százalékponttal csökkent). Az alacsony jövedelmű országokban pedig a kilencvenes évek elejétől kezdett növekedni a beruházási ráta (1990-ben 18 százalék, 2009-ben 24 százalék volt), amiben a világgazdaság vérkeringésébe való fokozott bevonásuk tükröződik. A két említett fejlettebb országcsoporttól eltérően, a gyengén fejlett országok megtakarítási rátája lényegesen (mintegy 10 százalékponttal) elmaradt a beruházási rátájuktól, ez a hiány a válság alatt tovább nőtt.

További bontásban még nagyobb különbségek kerülnek felszínre. Míg például a legfejlettebb OECD-országok összesített megtakarítási rátája (lásd az internetes Mellékletben az M1. táblázatot), hosszabb távon körülbelül egy százalékponttal marad el

a beruházási rátájuktól (ami nettó nemzetközi forrásbevonást jelent), addig a csoporton belül hatalmasak az eltérések. Az Egyesült Államok beruházási rátája sokáig 18-20 százalék között mozgott, a megtakarításai azonban az 1980. évi 20 százalékról 2008-ra 12 százalékra csökkentek, ami megmagyarázza az egyre hatalmasabb tőkeimportját (fizetésimérleg-hiányát). Nagy-Britannia hasonló cipőben jár, az igen alacsony (17 százalékos) beruházási arányát sem tudja hazai forrásból finanszírozni (a megtakarításai 14 százalékra estek vissza a GDP arányában). A 2009. évi válság során az Egyesült Államok és Nagy-Britannia beruházási és megtakarítási rátája egyaránt történelmi mélypontra esett (14, illetve 11 százalék). Az euróövezet azonban a kilencvenes évek elejétől 1-2 százalékpontos többletet termelt, ami nem kis eredmény az előbbi két országnál magasabb (22 százalékos) beruházási rátája mellett. Az euróövezeten belül Németország a legnagyobb megtakarító. Az utóbbi években 25 százalékgig növelte megtakarítási rátáját, miközben a kétezres években beruházási rátája 17-18 százalékra csökkent. (Lásd az M1. táblázatot.)

Mint ismeretes, a legmagasabb és leggyorsabban növekvő beruházási és megtakarítási ráták, valamint a legnagyobb nettó többletek Kelet-Ázsiára jellemzők, ezen belül pedig Kína határozza meg az alaptrendet. Kelet-Ázsia 1970-ben még nettó forrásbevonó volt, beruházási rátája 27, megtakarításai 26 százalékot tettek ki, Kínáé 29-29 százalékot. E térségben 2009-ben már a GDP 46 százaléka volt a megtakarított rész és 40 százalék a beruházott, Kínában pedig 52(!), illetve 48 százalék (!), ami további emelkedést jelentett a nagy válság évében, és kimagaslónak számít mind a szinteket, mint a megtakarítási többleteket tekintve.

Dél-Ázsiában a korábban igen alacsony (12-14 százalékos) megtakarítás és beruházás a hatvanas évektől folyamatosan emelkedett, és ez e folyamat – India jóvoltából – a 2000-es években felgyorsult. E régió megtakarítási mutatója 2000-ben 22, 2009-ben már 28 százalék volt. Beruházási rátája ugyanezen idő alatt még erőteljesebben, 23-ról 33 százalékra(!) nőtt. India esetében a megtakarítási hányad 2009-ben már 32 százalék volt (ez egy szegény ország esetében rendkívül magas), a beruházási ráta pedig elérte az ugyancsak jelentős 36 százalékot, ami az ország gyors gazdasági növekedésének megalapozója. A térség, és azon belül India tehát nettó tőkeimportőr.

Érdekesek a volt Szovjetunió utódállamainak adatai, ezek a szövegbeli táblázatban az Európa és Közép-Ázsia sorban szerepelnek. E térségben a korábban viszonylag magas megtakarítási és beruházási arány (1990-ban 27-28 százalék) jelentősen, 2005-re 23, illetve 21 százalékra csökkent, 2008-ig 25 százalékra emelkedett – majd 2009-ben visszaesett. Oroszország súlya jelentős ebben a térségben. Érdekes, hogy megtakarítási arányai mindvégig igen nagyok voltak és összességében a rendszerváltás óta emelkedtek (1990-ban 30 százalék, 2000-ben 39 százalék, 2008-ban 35 százalék, 2009-ben azonban csak 26 százalék). Eközben a beruházásai nem érik el a 20 évvel ezelőtti szintet (1990-ben 30, 2000-ben 19, 2008-ban 25 százalék, 2009-ben 19 százalékra zuhant).

Közép-Kelet- és Észak-Afrika térségéről meglepő adatok szerepelnek a Világbank adatbázisában. Arról tanúskodnak, hogy a térség olajtermelő országainak megnövekedett bevételei ellenére ez az országcsoport összességében növekvő mértékben nettó tőkeimportőr volt a hetvenes évektől egészen a kilencvenes évekig (például 1995-ben a megtakarítási rátájuk csak 18 százalékos volt, a beruházási pedig 29 százalékos). Ezen adatok szerint a térség csak a kétezres években vált nettó tőkeexportőrré (2008-ban a megtakarítási ráta 33, a beruházási 28 százalékos volt).

Fekete-Afrika megtakarítási és beruházási rátája 1980-ig 25 százalékra nőtt, utána azonban csökkent. A megtakarítás a kilencvenes évektől 16-17 százalékos szinten stagnált. A beruházási ráta azonban a 2000-es években emelkedni kezdett, és 2008-ban már 22 százalékot tett ki, ami növekvő nettó tőkebevonást jelent.

Latin-Amerikában a megtakarítási és beruházási ráták évtizedek óta együtt mozogtak, a 21-25 százalékos tartományban ingadoztak. Esetenként nettó tőkebevonó, más években tőkeimportőr volt a kontinens. 2009-ben az összesített megtakarítási és a beruházási rátája egyaránt 20 százalékos volt, ami az előző évhez képest 3-4 százalékpontos csökkenés. A kontinens legnagyobb országának, Braziliának fő tendenciái hasonlóak.

2. A beruházási trendek háttere

Megpróbáljuk összefoglalóan értelmezni a legfontosabb ismertett tendenciákat. Először a globális megtakarítási és beruházási ráták háború utáni emelkedésének és a hetvenes évektől bekövetkezett csökkenésének közvetlen okait vizsgáljuk meg.⁴ Több körülmény játszott közre.

A hetvenes évekig a háború utáni újjáépítés, infrastruktúra-fejlesztés és általában a korábbi (Jánossy-féle) trendvonalhoz való felzárkózás növelte a fejlesztési igényeket. Az egyre magasabb beruházási ráták kialakulásában nyilvánvalóan közrejátszott a jóléti állam koncepciója is, a keynesi keresletösztönző és anticiklikus állami gazdaságpolitika, a két rendszer rivalizálása és háborús készülődése.

A hetvenes évek első felétől megtörték az addigi trendek. Új helyzetet teremtett az 1973-74-es globális válság, a nyersanyagok, elsősorban a kőolaj drágulása, mintegy 150 ország eladósodása (inkább eladósítása) és korábbi iparosítási politikájának megtörése, a termelés egyes fázisainak kitelepítése a félperifériákra. Jelentős szerepe volt a neoliberais gazdaság szemléletnek is, mely a reálnövekedési (ér-

⁴ A következő, 3. pontban tárgyaljuk részletesebben a beruházások csökkenő növekedési hatásának okait. Ott további olyan, még mélyebb összefüggések is felszínre bukkannak, melyek a beruházási trendeket alakítják a fejlett és a feltörekvő országokban.

tétkeremtési) folyamatokkal szemben az értékpapír-gazdaság hozamait (a globális jövedelem-újraelosztást) állította a közgazdasági gondolkodás középpontjába. A világgazdaság látszólagos paradoxona, hogy a pénzügyi „túltengés” ellenére az értéktermelő tevékenységek finanszírozhatósága szűk volt. A paradoxon feloldása a következő: a gazdaságtörténetben először váltak jövedelmezőbbé a pénzügyi befektetések, mint a termelő és (reál)szolgáltató tevékenységek, ami természetesen fékezően hatott a reálberuházásokra. A neoliberais korszakban egyre kevésbé érvényesült, majd megszűnt a szocialista országok konkurenciája. Részben ezért, részben a profitszintek fenntartása és növelése érdekében, valamint a költségvetési bevételek elégtelensége miatt, napirendre került a lakossági jövedelmek, lakossági szolgáltatások és szociális kiadások visszaszorítása, ami ugyancsak csökkentette a beruházási igényeket.⁵

Ami a legfejlettebb országokat illeti, esetükben elég határozottan és korszakosan csökkent a beruházások aránya a GDP-ben. Ebben az eddig említetteken túl szerepe van a beruházási szerkezet átalakulásának (az infrastrukturális és szolgáltatásfejlesztő beruházások aránynövekedésének), esetleg ritka esetekben a környezetkímélő szándékoknak. A fejlett országok beruházási rátájának csökkenésének hátterében (a globalizáció körülményei között) azonban a legfontosabb hatóerő a termelő tevékenységek rohamos kitelepítése a közepesen fejlett országokba.

A fejlett országok egyensúlyi zavarai sokasodtak az elmúlt évtizedekben, ami részben abban nyilvánult meg, hogy megtakarításaikkal nem tudták követni beruházásaikat, ami több ország, köztük az Egyesült Államok nemzetközi fizetési mérlegének felborulásával, az egyre nagyobb költségvetési hiányokkal párosult. Ez arra mutat, hogy a globalizáció – a termelés nemzetköziesedése, a transznacionális társaságok tevékenységének globális optimalizálása, profitmaximalizálása – folytán még az egyensúlyi követelmények, az egyes országok politikusainak ellenérdekeltsége és törekvései ellenében is átalakul a nemzetközi munkamegosztás és részben átalakulnak a nemzetközi tulajdonviszonyok is. A közepesen fejlett feltörekvő országok beruházási rátájának növekedésében nagy súllyal vannak jelen a külföldi társaságok befektetései is. A gazdasági határok virtualizálódnak (de a profitjövedelmek – a saját tulajdon és más csatornák révén – erősebben koncentrálnak a legfejlettebb országokban, mint ahogy az a termelés növekvő térbeli szétterüléséből adódik).⁶

A legszorosabban összefügg tehát a fejlett országok beruházási rátájának csökkenése, és a közepesen fejlett, azon belül korábban az újonnan iparosodó ázsiai országok, manapság pedig különösen Kína, India és részben Brazília beruházási hányadá-

⁵ Ezen összefüggéseket már tíz évvel ezelőtt részletesen elemeztem (*Farkas* [2002] 112–114. old.). Az azóta összegyűlt tapasztalatok alapján azonban ma még határozottabban figyelembe veszem a globalizáció egyes hatásait, például a termelőtevékenységek áttelepülését a feltörekvő országokba.

⁶ Ezt a folyamatot erősíti a termelés és tulajdon nemzetköziesedésében érdekelt legfejlettebb országok és legnagyobb vállalkozók által képviselt neoliberális ideológia (az ún. washingtoni konszenzus), melyet a nemzetközi szervezetek visznek át a valóságba (*Farkas* [2002] 98–105. old.).

nak emelkedése. Ez utóbbi országok részben a közvetlen külföldi beruházások, részben persze saját megtakarításaik révén növelték beruházásaikat, mégpedig elsősorban a termelő és szolgáltató exportágazatok fejlesztésével.

3. A beruházások alakulása és a gazdasági növekedés ütemcsökkenése

A beruházások növekedése és a GDP emelkedési üteme közötti kapcsolat inkább csak egy-egy országra, országcsoportra érvényes, egymás közötti összehasonlításukra ebből a szempontból kevésbé van lehetőség. A beruházási ráta és a gazdasági növekedés kapcsolata (korrelációja) ugyanis jelentős mértékben a termelékenységtől, a műszaki színvonalától, tehát a történelmileg kialakult fejlettségi különbségtől függ. Az elmúlt két évtizedben az Egyesült Államok alacsonyabb beruházási ráta mellett magasabb növekedési ütemet tudott felmutatni, mint például Európa. Az adott ország vagy térség szerepe is közrejátszik a nemzetközi munkamegosztásban, hierarchiában. Ha a beruházások a termelésre, azon belül a termelékenyebb (nagyobb hozzáadott értékű) ágazatokra összpontosulnak, akkor nagyobb a beruházások növekedésgerjesztő ereje. Ezen alapvetés után nézzük a tényleges tendenciákat.

Az M2. táblázat (az elérhetőségét lásd a 3. lábjegyzetben) azt mutatja, hogy a hatvanas évektől a nyolcvanas évekig a gazdasági növekedés (GDP-emelkedés) üteme az összes országcsoportban évtizedről évtizedre csökkent. Ugyanez a tendencia a fejlett országban folytatódott a kilencvenes, majd a kétezres években (a hatvanas években 5,3 százalék volt az éves átlagos GDP növekedési ütemük, az ezredforduló utáni 8 év átlagában azonban csupán 1,96 százalék).⁷ A fejlődő és felemelkedő országok azonban többé-kevésbé felgyorsultak a kilencvenes, majd a kétezres években, sőt 2000 után a növekedési átlaguk – elsősorban a gyorsan iparosodó, feltörekvő, nagyterületű országoknak köszönhetően, másodsorban a nyersanyagárak emelkedése miatt –, lényegében elérte a hatvanas évek növekedési ütemét. A fejlődő országok növekedési átlaga a hatvanas években 5,9 százalék volt, a nyolcvanas években 3,8, a jelenlegi évtized első nyolc évének átlagában pedig 5,8 százalék.

A globális GDP-növekedést sokáig a nagy súllyal rendelkező fejlett országok határozták meg. 2000-ig a világátlag csak 2-3 tized százalékkal tért el (volt magasabb) a fejlett országok átlagánál. A fejlődő országok súlyának és növekedési szerepének ugrásszerű erősödése tükröződik abban, hogy 2001 és 2008 között a GDP-emelkedés

⁷ 2003 és 2007 között viszonylag gyors ütemű volt a gazdasági növekedés a fejlett országokban, elsősorban az Egyesült Államokban, de a 2000-es évek átlagát a 2001-2002. évi és a 2008-2010-es növekedési válság alaposan csökkentette.

világátlagos 1 százalékponttal meghaladta a fejlettekét, azok 2 százalékos növekedési ütemével szemben 3 százalék volt.

Bár az országok csoportosítása részben eltérő a beruházási tendenciákat (rátákat) mutató M1. táblázatban és a GDP növekedési ütemét tartalmazó M2. táblázatban, azért alkalmasak az általános összevetésre. (Lásd mindkét táblázatot a Mellékletben.) E két táblázat alapján megállapítható, hogy a fejlett országok gazdasági növekedésének átlaga sokkal gyorsabban csökkent, mint a beruházásaik aránya a GDP-ben. A beruházásaik átlagos növekedési hatása tehát gyengült: a fejlett országokban a növekedés beruházási rugalmassága (GDP növekedés/beruházási ráta) a hatvanas évekre számítva durván 0,22 volt, a 2000-es években már csupán 0,09.

Ami a fejlődő országokat – beleértve az iparosodó, feltörekvő országokat – illeti, mint láttuk, a beruházási rátájuk a hatvanas években 20-22 százalék volt, a kilencvenes évektől már 25-27 százalék, 2005-től elérte a 30 százalékot. A hatvanas években mutatott 5,9 százalékos, a nyolcvanas években megvalósult 3,8 százalékos, és a jelen évtizedben eddig produkált 5,8 százalékos növekedésükkel számolva, a GDP-növekedésük beruházási rugalmassága a hatvanas években durván 0,28, a nyolcvanas években mintegy 0,16, a 2000-es átlag 0,2 volt, tehát újra emelkedett, de elmaradt az „aranykorétól”.

A világgazdaság egészének tendenciáit korábban ebben az esetben is a fejlett országok csoportja határozta meg. A tárgyalt rugalmassági mutató globális értéke a hatvanas évekre ugyanúgy 0,22, volt, mint a fejlett országok esetében. A 2000-es években azonban a növekvő szerepű és súlyú feltörekvő országok erős hatására a növekedés beruházási rugalmasságának világszerte körülbelül 0,14 százalék volt (míg a fejletteké csak 0,09).

Miről tanúskodnak ezek a számok, mi van a számok háttérében? 1. A globális beruházási ráta „eleve” 4 százalékponttal csökkent 1970-hez képest, azaz a csökkent beruházási ráta növekedést generáló hatása eleve gyengébb. Ez a jelenség elsősorban a fejlett országokra volt jellemző. 2. A fejlett országok esetében a beruházások „növekedési hatékonysága” több ok miatt is visszaesett, de az egyik legfontosabb tényező az volt, hogy a transznacionális társaságok a legfejlettebb, munkaerőt kiszorító technikai fejlesztéseket, beruházásokat az anyaországaikban, vagy más fejlett országokban valósították meg. A relatív munkaigényesebb termelési fázisokat és részben az elavulóban lévő technikát telepítették a feltörekvő országokba. A kevesebb és korábban kisebb arányt képviselő, termelő tevékenységet folytató munkaerő viszonylag kevesebb realizálható hozzáadott értéket (értéktöbbletet) hozott létre. 3. Az előbbi folyamattal összefüggésben és párhuzamosan zajlik a beruházások szerkezeti változása, azaz a termelő, mégpedig az új érték létrehozását célzó termelő beruházások súlyának csökkenése az összes beruházáson belül. 4. Magyarán szólva, hogy a növekedés beruházási rugalmassága (a beruházások hatékonysága a növekedés szempontjából) miért erősebb a feltörekvő országokban, mint a fejlett országokban, s a közöttük levő különbség miért erősödött. Azokban a feltörekvő országokban, melyeknek világgazdasági szerepe rohamosan nő, a külföldi tőkebefektetések révén is emelkedett a termelő, növekedést gerjesztő beruházások, szektorok súlya a

gazdaságban. Tehát a feltörekvő országokban a beruházási ráta emelkedése és annak módosuló szerkezete is erősítette a növekedési potenciált. 5. Összességében a feltörekvő országok beruházásainak növekedésgerjesztő hatása az elmúlt két évtizedben újra erősödött, de ez az erősödés nem érte el a hatvanas években mutatott értékét. A feltörekvő országokban is hat tehát az, hogy korábbi önmagukhoz képest fejlettebb technikát alkalmaznak. Ennek következtében már egyes feltörekvő országokban sem nő tovább a termelő szektorokban a munkaerő létszáma, így – jelentős mértékben – a termelékenység emelkedése határozza meg a növekedés ütemét. Például elmondhatjuk, hogy Kínában, az elmúlt 10 évben már megállt a munkahelyek számának növekedése a termelésben, a legutóbbi két évben pedig (az exportszektorokban) csökkent is.

4. Beruházás és konjunktúraciklus

A *Statisztikai Szemle* honlapján megtalálható M3. táblázat, amely a konjunktúraciklusokhoz tartozó beruházási tendenciákat mutatja be, első ránézésre nem okoz meglepetést. Nagy vonalakban azt mutatja, amit várhatunk: a fellendülési szakaszokban globálisan a beruházások gyors ütemben nőnek, a világgazdasági válságok idején pedig csökkennek, esetleg stagnálnak. A részletekben azonban már sok a figyelemre méltó, esetleg meglepetést okozó jelenség és tendencia.

Az M3. táblázat szerint Földünkön a beruházások (bruttó tőkeképződés) a válságmentes években 4-5 százalékos ütemben bővültek, míg az 1974 és 1975-ös válságszakaszban évi 2,4 százalékkal estek vissza, 1980-1 és 1983 között évi 0,5 százalékkal mérséklődtek, 1991-1993-ban stagnáltak, 2001-2002-ben megint 0,5 százalékkal estek, 2008-ban stagnáltak, 2009-ben 7 százalékkal (!) csökkentek.

A fejlett országok csoportjában a válságszakaszokban a világtátlagnál erősebben visszaestek a beruházások, de különösen 2009-ben, amikor az Egyesült Államokban 19 százalékkal, az euróövezetben és Japánban 15 százalékkal zuhantak! Az utóbbi számokból is látszik, hogy ez a válság lényegesen erősebb volt a korábbiaknál. További kiemelendő jelenség, hogy a magas jövedelmű országok beruházásainak növekedési üteme évtizedről évtizedre csökkent: a hetvenes és nyolcvanas „békeévekben” 5 százalék felett volt, a kilencvenes években enyhén meghaladta a 4 százalékot, a 2000-es években 2008-ig pedig már csupán 3 százalékkal bővültek évente, és ez utóbbi átlagon belül is lassulás következett be.⁸

A fejlett országok trendjeit főleg az Egyesült Államok határozta meg, de ki kell emelni két dolgot. Az egyik, hogy „az új gazdaság” hevületében, a kilencvenes

⁸ Ráadásul a fokozottabb beruházási változékonyság a GDP növekedésiütemének nem lineáris csökkenését indukálja, ahogy ezt például a UN [2008] (x-xi és 9-15. old.) és UN [2010] (107–111. old.) is bizonyítja

években, évi 8 százalékkal nőttek a beruházásai, s a 2003-tól kezdődött új fellendülési időszakot is viszonylag lendületesen kezdte. Az Egyesült Államok beruházásai azonban már 2006-ban fékeződtek, 2007-től pedig csökkentek. Európa nagyjából az Egyesült Államok beruházási hullámzásait követte évtizedek óta, a kontinens országiban azonban az beruházások átlagos növekedési üteme szerényebb volt. Ennek lett bizonyos mértékben következménye az Európai Unió lassúbb gazdasági növekedése az elmúlt évtizedekben. Japán egyedi eset. A beruházásai a kilencvenes évek elejétől egészen 2002-ig csökkenőben voltak, azóta a válságig igen lassan, évi 1 százalékkal emelkedtek. Ez a legszorosabban összefügg a japán modell kifulladásával.

Érdekes következtetésekre ad okot a feltörekvő és a fejlődő országok adatainak elemzése. A legfeltűnőbb jelenség, hogy a válságszakaszokban nem estek vissza a beruházásaik, ha nem is szárnyaltak. Pontosabban, a kelet-ázsiai országok, azon belül főleg Kína beruházásai valóban szárnyra kaptak a nagyobb válságok idején (1974-75-ben évi 12, illetve 14 százalékkal, a nyolcvanas évek első három évében évi 9-9 százalékkal, 1991 és 1993 között 19, illetve 26 százalékkal, 2001-2002-ben 10, illetve 11 százalékkal, 2009-ben 19, illetve 23 százalékkal bővültek).⁹ Dél-Ázsia, azon belül India is növelte ilyenkor az investícióit (általában évi 4-6 százalékos ütemben, 2009-ben 16 százalékkal). A jelenség egyáltalán nem új. Már az 1930-as évek nagy válsága idején is gyors fejlődés indult be az akkori korszak fejlettebb félperiférikus országaiban, főleg Latin-Amerikában. Igaz, ennek oka nagymértékben az elzárkózás és a protekcionizmus volt. Napjainkban pedig a közepesen fejlett országok termelő beruházásaiban jelentős szerepre tettek szert a külföldi tulajdonú vállalatok, s a jelek szerint a félperiférián kevésbé vagy nem csökkentették beruházási aktivitásukat. A XX. évszázad végén és a XXI. század elején éppen Latin-Amerika és a posztszovjet térség követte a legfejlettebb országok beruházási hullámzásait (a visszaesést) a válságok során.

A 2000-es években (a válságig) különösen gyorsan növelte a beruházásait a négy BRIC-ország.¹⁰ Kína mintegy évi 12 százalékkal, India 14-15 százalékkal, Oroszország átlag 15 százalékos körül, Brazília pedig csak 2006-tól 2008-ig mutatott fel gyors ütemet, ekkor 12-14 százalékkal bővítette évi átlagban a beruházásait.

5. Nettó nemzetközi forrástranszfer

Az országok hagyományosan a saját megtakarításaikból finanszírozták a beruházásaikat. A nemzetközi működőtőke-export ugyan már a XIX. században nagyobb

⁹ Dél-Koreában is nőttek például a válságos években a beruházások, 1974-75-ben 12 százalékkal, a későbbi válságperiódusokban azonban már csak átlag 4 százalékkal.

¹⁰ A BRIC kifejezés a gyorsan fejlődő országok (Brazília, Oroszország, India és Kína) angol nevének kezdőbetűiből állt össze.

méreteket öltött (például Latin-Amerika felé), de GDP-ben mérve az aránya ritkán érte el az 1 százalékot, akár a donor, akár a befogadó országban. A második világháború után új jelenség volt, hogy az egyes országokban a tőketranszferek a GDP arányában mérve több százalékot is elérhettek.

A nyolcvanas évekig a jelentősebb arányú tőkemozgás, tőkebevonás mindenképp a gyorsan iparosodó, politikai okokból is támogatott ázsiai kistigrisekre volt jellemző. Az M1. táblázatban látszik, hogy például Dél-Korea évtizedekig a GDP-jének 9-10 százalékát kitevő tőkét importált. A statisztikák szerint nettó tőkeimportőr volt abban az időben Dél-Ázsia, Afrika, a hetvenes és nyolcvanas években Latin-Amerika is. A fő tőkeexportőr az Egyesült Államok és Japán volt, de a donor országokban általában 1 százalék alatt maradt a nettó tőke kivétel GDP-ben mért hányadosa (esetenként Japánban haladta azt meg).

A globalizáció korszakában még nagyobb nemzetközi tőke transzferek valósultak meg, s ezek struktúrája is egészen más jellegű lett. Elsősorban az Egyesült Államok gazdaságpolitikája teremtett új helyzetet: csökkenő belső megtakarításait egyre nagyobb mértékben a világpiacról bevont tőkével pótolta (pontosabban, csökkenő növekedési potenciálját ezzel ellensúlyozta). Láttuk, hogy a hazai megtakarítási rátája – 1980 és 2009 között 20-ról 11 százalékra csökkent, emiatt különösen a 2000-es években gyorsan növelte a tőkeimportját, ami a GDP-jének már a 6-7 százalékát is elérte (2008-ban 5, 2009-ben 4 százalék lett a fizetési hiánya). Ez példátlan a fejlett országok történetében. A GDP 3 százalékáig növekvő tőkebevonást valósított meg az Egyesült Államok legfőbb gazdasági szövetségese és modellmásolója, Nagy-Britannia, sőt az egész Európai Unió is nettó tőkeimportőr lett. Az elmúlt tíz évben a legszegényebb országok is külföldi forrásokat vontak be, egyre nagyobb méretekben India (2008-ban a nettó tőke transzfer mutatója már mínusz 6 százalék volt, 2009-ben –4 százalék) és Kelet-Közép-Európa átalakuló országai is. A nettó tőkeimportőr országok adósságai értelem szerűen gyorsan nőttek.

Kik finanszírozták a hiányt? Elsősorban Kína, mely egyre hatalmasabb export-többlete révén, a kilencvenes évek elejétől vált számottevő nemzetközi finanszírozó hatalommá. A nettó tőkeexportja 2008-ig fokozatosan elérte a GDP-jének 8 százalékát, ami hatalmas többletnek számít és óriási összeget jelent. Ennél is nagyobb mértékű többletet produkált Oroszország (egy-egy évben 15-20 százalék/GDP), ez azonban jórészt a tőkemenekítésből adódott. Az olajtermelő arab országok is előkelő helyet foglalnak el a finanszírozók között. A fejlett országok közül Japán változatlanul tőkét exportál a GDP-jének 1-2 százalékos mértékéig. Ami az euróövezetet illeti, a többség nettó tőkeimportőr volt a kétezres években, de ezt Németország növekvő tőke kivitele ellensúlyozta, ami 2008-ban már a GDP-jének 7 százalékát tette ki, 2009-ben csak az 5 százalékát. Sok más európai ország a nettó tőkebevonás és az eladósodás útját járta, ezért került nehéz helyzetbe például Görögország, Portugália, részben Spanyolország és Olaszország.

Két igen fontos tanulságot kell kiemelni. Az első a növekvő mérleghiányok és többletek kérdése, ami egyre nagyobb nemzetközi gazdasági aránytalanságokról, feszültségekről tanúskodott. Az IMF eredeti funkciója a második világháború után az volt, hogy örökdjék a nemzetközi fizetések egyensúlyán. Amennyiben például egy országba túlságosan sok tőke áramlik, és ezért eladósodna, akkor a saját kedvező feltételű kölcsöneivel és más gazdaságpolitikai eszközökkel (ideiglenes különvám, a valutaárfolyam egyszeri leértékelése stb.) helyreállítsa az egyensúlyt. A világgazdaság legnagyobb szereplőinek (a felesleges tőkék, az olajdollárok lekötésében rejtlők) érdeke azonban felmorzsolta az IMF-nek ezt a funkcióját, s a hetvenes évektől éppen a fejlődő országok és az akkori szocialista országok tőkebevonó–hitelfelvevő gazdaságpolitikájának, eladósításnak végrehajtója, vezetője lett. Sőt, a nemzetközi fizetések korábbi rendjének fellazulása új dimenziót kapott az Egyesült Államok és több más fejlett ország nettó tőkebevonásra és eladósodásra alapozott politikájával, külső egyensúlyuk felborulásával. A 2007-2008-ban indult globális válságnak ez volt az egyik előkészítő, mélyebb oka. A 2000-es évek közepére a helyzet már annyira feszült volt, hogy még az IMF is figyelmeztetett a nemzetközi fizetések fenntarthatatlan feszültségeire, arra, hogy az Egyesült Államoknak is helyre kell állítani a külső fizetési egyensúlyát. Ez nem következett be, és a jelenlegi helyzetben sem várható. A válságkezelő (összeomlást elkerülő) gazdaságpolitika, elsősorban a bankszektor megmentése, másodsorban a konjunktúraösztönző költségvetési politika, hatalmas tőkebefektetéseket igényelt világszerte, de különösen az Egyesült Államokban. Ebből következik, hogy – mivel a hazai megtakarítás csak nagyon lassan növelhető, hiszen a kereslet fenntartása is elsődleges fontosságú a válsághelyzetben –, továbbra is tőkeimportra szorulnak az erre berendezkedett országok, így az Egyesült Államok is. További összefüggés a kínai-amerikai kereskedelem és tőkekapcsolat (a kínai exporttöbblet és bevételeinek amerikai értékpapírokra váltása), mely erősen megmerevedett struktúrát jelent, és az amerikai gazdaság finanszírozási feltételévé vált. A válságkezelés (összeomlásmentesítés, növekedésösztönzés) és a világgazdaság kialakult szerkezeti merevsége fenntartja a nemzetközi tőkeáramlások és fizetési mérlegek korábbi feszültségeit, azok alig enyhültek a válság két és fél éve alatt.¹¹

A másik (jelenségeként már bemutatott) kiemelendő és részletesebb elemzésre érdemes összefüggés az, hogy a globális világgazdaság kialakult rendszerében nem a fejlett országok támogatják pénzügyileg a fejletlenebbek beruházásait. Bár minden országcsoportban bőven vannak kivételek, összességében egyre nagyobb mértékben a fejletlen országok és térségek finanszírozzák a fejletteket, s ez immár a nemzetközi

¹¹ A pénzügyi léggömb alig húzódott össze, továbbra is kipukkadhatnak a buborékok (például a nyersanyagárak, a kínai ingatlanpiac). Bizonyosan inflációt fog okozni a felesleges (túlfelhalmozott, spekulációs) tőkék jelenléte (például Kína és Oroszország már ezt szenvedte) és az államadósságok inflációs eliminálása (Nagy-Britanniában ez már megkezdődött).

statisztikákban is nyomon követhető. Az interneten található Melléklet 4. táblázata bemutatja a nettó pénzügyi transzfer nagyságát és irányát a fejlődő országok egyes földrajzi régióiban és az átalakuló – tehát a volt európai szocialista – országokban 1997-től 2009-ig. Kitűnik, hogy a kétezres években minden nagytérség, minden kontinens a fejlett országokat finanszírozta (2006 és 2008 között még a legszegényebb Afrika is). A fejlődő és feltörekvő világ a globális fizetésimérleg-adatok alapján 2009-ben a fejlett országokat 568 milliárd dollárral, azok GDP-jének mintegy 1,5 százalékaival „támogatták” (tulajdonképpen kénytelenek voltak támogatni), ugyanez az összeg saját GDP-jük 3,4 százalékaival volt egyenértékű. Ebbe az adatba azonban nincs beszámítva például az adósságtörlesztés kamata, amely a nemzetközi tőkeáramlási mérleg részét képezi, és önmagában a legtöbb adós ország GDP-jének 4-5 százalékat csapolja le mintegy örökjáradékként.

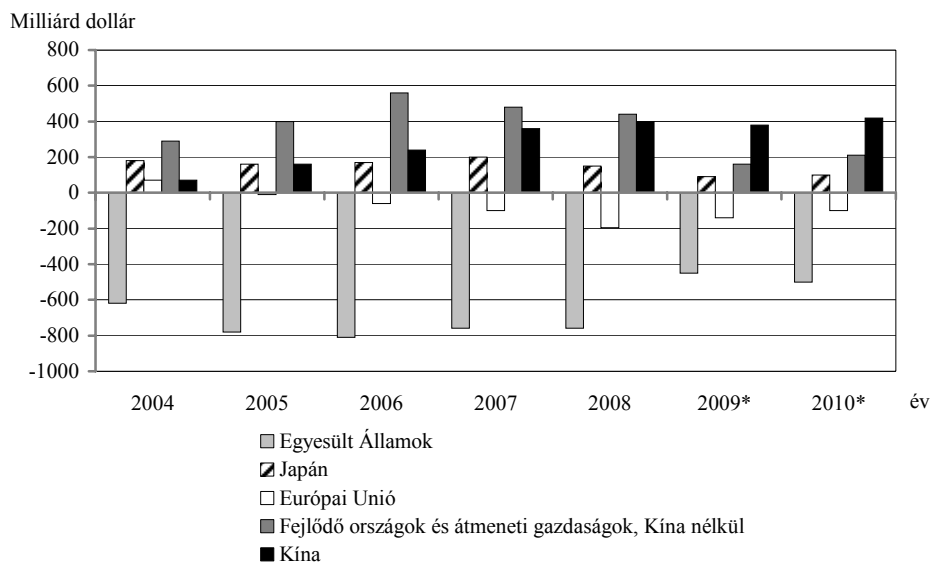
Ezt nevezi a szakirodalom perverz tőkeáramlásnak. Ugyanakkor azonban ne legyenek illúzióink: a tőkés társaságok a kapitalizmus minden korszakában a profitokért mentek a gyengébben fejlett országokba. A gyarmati és a posztgyarmati területekről hosszabb távon mindig több jövedelem áramlott ki, mint amennyi tőke oda beáramlott, ha számításba vesszük az adósságtörlesztést, a működőtőke repatriálásra kerülő profitjait, és az egyéb (portfolió) befektetések jövedelmét. Ez utóbbiak részben a nemzetközi fizetési mérlegekben (tőkemérlegekben) jelennek meg, részben más, nem legális módon távoznak, például az ún. belső vállalati elszámolási árak, vagy belső vállalati szolgáltatások felülszámlázása révén, esetenként pedig egyéb könyvelési manipulációk (a nyereség adóparadicsomokban történő kimutatása stb.) segítségével, vagy egyszerűen bóröndben.

Tehát korszakunk jelensége, hogy meghatározó fejlett országok és a fejlett országok összessége nettó tőkeimportőrré vált a gazdasági tevékenységek, a beruházások elsődleges finanszírozásában is. A 2. ábra mindezt szemléletesen mutatja. Azt ábrázolja, hogy a folyó fizetési mérlegek alapján Földünk mely térségei és milyen mértékben nettó forrásfelhasználók, és melyek és milyen mértékben a legfőbb finanszírozók. Világosan látható, hogy az elmúlt években az Egyesült Államok évi 7-800 milliárdos¹² és az EU évi 50-100 milliárdos hiányát elsősorban Kína (újabbán évi 400 milliárd dollárral), másodsorban az egyéb fejlődő országok (persze azon belül elsősorban az olajtermelő országok, bő 400 milliárddal), valamint csökkenő mértékben (100-200 milliárd dollárral) Japán finanszírozza.

A Mellékletben további ábrák mutatják be országcsoportonként és fontos országonként a nemzetközi fizetésimérleg-egyenleg (nettó pénzügyi forrásexport, illetve forrásimport) alakulásának több évtizedes tendenciáit, mégpedig a beruházási és megtakarítási rátákkal összevethető módon.

¹² Ez Földünk összesített GDP-jének 1,5 százaléka és – már említettük –, az Egyesült Államok GDP-jének 7-8 százaléka.

2. ábra. A legfontosabb gazdasági csoportok és országok folyó fizetési mérlegének alakulása
2004 és 2010 között



* Becsült, illetve prognosztizált.

Forrás: IMF (INTERNATIONAL MONETARY FUND) [2010]: *World Economic Outlook 2010*. Ápril. 8. old.

6. A jelenlegi válság és a beruházások alakulása

Ha a Mellékletben megvizsgáljuk a beruházások alakulásáról az elmúlt éveket, továbbá a negyedévi bontásban 2010 első negyedévéig szóló adatokat tartalmazó M5. táblázatot, a legfontosabb tanulság az, amit a jelen tanulmány bevezetőjében is leírtunk: a jelenlegi közgazdasági szakirodalom teljesen indokolatlanul szorította háttérbe a reálgazdasági összefüggéseket. A beruházási adatok alapján ugyanis nagy pontossággal előre jelezhető volt (lett volna) a válság.

Mint már látható volt, elsősorban az Egyesült Államok adatairól van szó, hiszen gazdasági ereje folytán már évtizedek óta vezetőszerepet játszik a konjunktúraciklusok alakulásában. 2003 és 2005 között még átlag 4,9 százalékkal növelte a beruházásainak volumenét (lásd az M3. táblázatot), 2006-ban csupán 2,5 százalékkal, 2007-ben pedig már 1,2 százalékkal csökkent a beruházásainak volumene (a bruttó állótöke képződés), 2008-ban 3,6 százalékos volt a visszaesés, s végül 2009-ben már 14,3 százalékos. Így a három év alatt mintegy ötödével csökkentek a reálin-

vesztíciók az Egyesült Államokban. Tehát nem csupán a 2008. szeptemberi növekedési válságba átmenő nyílt pénzügyi válságot követően csökkent a beruházási ráta az Egyesült Államokban, hanem már 2006-ban bekövetkezett a trendforduló, 2007-től pedig már visszaesett. Leegyszerűsítő tehát az a nézet, hogy a válság csak az ingatlanpiaci összeomlással, a felelőtlen hitelezéssel vagy csak az úgynevezett buborékokkal volna kapcsolatban. A beruházások ugyanis a profitkilátások általános visszaesése idején kezdenek csökkenni. Japánban nemkülönben: 2007-ben 1,2, 2008-ban 2,6, 2009-ben 14,1 százalékkal csökkentek a beruházások. Az Európai Unió azonban mint mindig, most is „késésben” volt, az állótöke-képződés 2007-ben még 5,8 százalékkal nőtt, ami 2008-ra 0,9, 2009-re 11,6 százalékos eséssé változott. Az OECD-országok összességében 2007-ben még mérsékelten növekvőben voltak a beruházások (2,5 százalékkal), 2008-ban már -0,9, 2009-ben -11,8 százalékkal lett a mutató értéke.

A beruházási válság mélypontja 2008 negyedik negyedéve és 2009 első negyedéve volt, ekkor az OECD-országok összességére -4,2, illetve -6,5 százalékos negyedév/negyedéves adat mutatkozott (ami évre átszámítva 20 vagy 30 százalékos zuhanás lenne). Ezután gyorsan javult a helyzet. Az Egyesült Államokban 2009 közepétől már lényegében stagnáltak a beruházások, Japánban a negyedik negyedévtől stabilizálódtak. Az EU azonban ezúttal is később reagált, itt még 2010 első negyedévében is csökkent az investíciók értéke. Az OECD egészében a harmadik negyedévtől már lényegében stagnáltak az állótöke-beruházások.

2010 második negyedévében végre fellendült a beruházási kedv, elsősorban az Egyesült Államokban, ahol negyedév/negyedéves alapon 4 százalékkal is bővültek, majd 2010-ben negyedévenként körülbelül 1 százalékos ütemmel nőttek tovább. Az Egyesült Államok tehát 2010 folyamán elérte a beruházási rátájának korábbi kedvező ütemét, bár a beruházások színvonala még nem érte el a válság előtti értéket. A második negyedévben Japánban 1 százalékos és az EU-ban 2,4 százalékos negyedéves növekedéssel ugyancsak beruházási boom mutatkozott. Ez a lendület azonban alábbhagyott, és 2010 negyedik negyedévében már (0,4, illetve 0,8 százalékos) csökkenés következett be, ami behatárolja 2011-es növekedési lehetőségeiket.

Az M5. táblázatban szerepel három BRIC-ország adata is. Brazíliában a beruházások visszaesése csak 2-3 hónapig tartott 2008 és 2009 fordulóján, de a zuhanás nagyon jelentős volt (két negyedév alatt közel 25 százalékos). Ezután rendkívül gyors kilábalás következett, 2009 közepétől, éves szintre átszámítva 30 százalékos volt a beruházások növekedése, 2010-ben aztán mérséklődött a növekedési ütem. Indiában voltak ugyan kisebb visszaesések, de a beruházások lassan bár, de 2009-ben is nőttek, mégpedig 3 százalékkal. 2007-ben még 16, 2008-ban 6 százalékos volt a növekedés, de a 2009. évi 3 százalékos bővülés is nagy eredmény. Oroszországban 2008 közepétől jelentős volt a beruházások visszaesése. Ezek 2009 harmadik negyedévtől stabilizálódtak, de negyedévről negyedévre ingadoztak. Kínában a beruházási ráta

folyamatosan nőtt, 2009-ben – az állami ösztönzőcsomag révén is – elérte a fantasztikus 48 százalékot. (Lásd a táblázatot.)

*

Sok veszteséget okozott az elmúlt évtizedekben a neoliberális modell és a realgazdasági makroelemzések elhanyagolása. Már korábban fel kellett volna figyelni a fejlett országok halmozódó egyensúlyi zavaraira, többek között arra, hogy összességében nem tudták követni hazai megtakarításaikkal a beruházásaikat. Ez szükségszerűen párosult a tőkebevonással, sok ország, köztük az Egyesült Államok nemzetközi fizetési mérlegének felborulásával, az állami eladósodással. Az is figyelmeztető volt, hogy részben a beruházási ráták vészes csökkenése, részben a beruházások növekedést generáló hatásának gyengülése miatt több százalékponttal csökkent a globális (világ összesített) GDP-növekedés üteme, azon belül különösen a fejlett országoké. A közepesen és egyes gyengén fejlett országok (részben a külföldi közvetlen beruházások által gerjesztett) ellentétes tendenciái csak mérsékelni tudták Földünk gazdasági növekedésének ütemcsökkenését, megtakarítási többleteikkel pedig a fejlett országok legjelentősebb finanszírozóivá váltak („perverz tőkeáramlás”). A vázolt beruházási tendenciák a jelenlegi válság időszakában felgyorsultak, s a fejlett országok belső finanszírozási (megtakarítási) hiánya csak kissé mérséklődött.

Újra ki kell emelni, hogy a jelenlegi világgazdasági helyzetben az Egyesült Államok és Japán beruházás rátája már 2007-ben zuhant, ebből a recesszió közeledte megjósolható lett volna (tehát nem egyszerűen ingatlan-, vagy pénzügyi volt a válság). Ugyanígy Európában és Japánban 2010 negyedik negyedétől, az Egyesült Államokban 2011 első negyedében újra csökkent némileg a beruházási aktivitás, ami előrevetítette a konjunktúra 2011 közepén bekövetkezett elbizonytalanodását.

Létfonosságú a reálmutatók, a kapitalizmusmodell vizsgálata, a makrostratégiai gondolkodás rehabilitálása.

Irodalom

- FARKAS P. [2002]: *A globalizáció és fenyegetései. A Világgazdaság és a gazdaságelmélet zavarai.* Aula Kiadó. Budapest.
- STIGLITZ J. – SEN, A. – FITOUSSI, J.-P. [2009]: Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress. http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf
- UN (UNITED NATIONS) [2008]: *World Economic and Social Survey 2008. Overcoming Economic Insecurity.* New York.
- UN [2010]: *World Economic and Social Survey 2010. Retooling Global Development.* New York.

Summary

The article emphasizes the importance of studying the proceedings of real economy that has been neglected in the past decades. For example, the global crisis of 2008 would have been forecasted on the basis of investment tendencies (consequently the recession grounded not only on real estate and money market reasons). The author proves that the global investment and savings rate, and as a consequence, the global growth rate of GDP decreased mainly in the developed countries from decade to decade. In the emerging countries the investment rate increased, and its growth-stimulating effect was affirmed. The paper also analyzes those deeper reasons and processes that determined the investment and savings tendencies in certain country groups and regions. Furthermore, it presents retrospectively for three decades the connection of investments and economic cycles and covers the recent crisis as well. The tendency of the recent years shows that the developed countries – primarily the US – have been financed by the less developed regions (this is the “perverse” flow of capital).

Ivan P. Fellegi,
a Kanadai Statisztikai Hivatal
ny. főstatisztikusa
E-mail: felliva@hotmail.com

A 2011. évi kanadai népszámlálás története és tanulságai*

Körülbelül 20 éve egy ENSZ-konferencián vettem részt, amelyet a statisztikai hivatalok vezetőinek szerveztek. A szovjet blokk épp akkor omlott össze, és mindenkit megállásra készítetett, hogy az ún. átalakulóban lévő országoknak sürgős segítségre volt szükségük a fejlett demokratikus országok normáihoz, illetve értékeihez való alkalmazkodáshoz. Valakinek az a ragyogó ötlete támadt, hogy foglaljuk írásba a mindannyiunk által elfogadott, nagy múltra visszatekintő, alapvető értékekkel kapcsolatos elveket. Ennek eredménye – miután az ENSZ elfogadta – „Hivatalos statisztikák alapevei” néven vált ismertté. Első reakcióm akkor az volt, hogy Kanadának biztosan nincs szüksége ilyenekre. Úgy véltem, hogy országtól függetlenül régen rossz, ha ezeket az alapigazságokat fehéren-feketén le kell írni. Azonban tudatában voltam annak is, hogy az „átalakulóban lévő országoknak” mindaddig nem volt idejük kialakítani azokat a széles körben elfogadott értékeket, amelyek a fejlett országokban már évtizedek óta a hivatalos statisztika alappilléreit jelentették. Így egyetértettem az elképzeléssel, és ténylegesen is aktív szerepet vállaltam a szöveg megfogalmazásában. Nem sok esélyt adtam volna annak, hogy húsz évvel később úgy fogok rájuk hivatkozni, mint olyan értékekre, amelyek mellett Kanadának újra el kell köteleznie magát.

1. Háttér

A kanadai statisztikai rendszer működését a statisztikai törvény szabályozza. Azonban Kanadában, csakúgy, mint máshol az angolszász világban, nagy különbség van a hagyomány és a törvény betűi között. Egyrészt a törvény elrendeli a Kanadai

* A szerző 1985 és 2008 között állt a Kanadai Statisztikai Hivatal élén. Az irányítása alatt működő hivatalt 1991-ben a *The Economist* című amerikai lap a világ legjobbjának találta. (*The Economist* [1991]: The Good Statistics Guide: Official Numbers. September 7)

A cikk alapjául szolgáló előadás 2010. október 14-én hangzott el a Statisztikai Világnap alkalmából a KSH, az MST és az MTA Statisztikai Bizottsága által közösen rendezett „A világ statisztikája – a statisztika világa” című ünnepi konferencián Esztergomban.

Statisztikai Hivatal nevű tárca létrehozását, valamint az azt irányító felelős miniszter és Kanada főstatisztikusának kijelölését, aki egyben a miniszter helyettese is. Másrészt, régre visszanyúló hagyomány szerint ténylegesen a főstatisztikus hozza az összes lényeges döntést a kormány által megszabott hivatali költségvetési kereten belül. Ez alól kivételt jelent, hogy népszámlálás esetén a *módszereken* kívül valamenyny *kérdést* jóvá kell hagyatni a kabinettel. Nagyon nyomós okai vannak annak (amelyekre később még visszatérek), hogy miért szükségszerű fenntartani a hivatalos statisztika nempolitikai függetlenségének ezt a hagyományát.

A 2011. évi kanadai népszámlálás története bizonyos szempontból már az 1970-es évek elején elkezdődött. Akkor – ösztönzésemre – a válaszadói terhek csökkentése érdekében Kanadában arról döntöttünk, hogy a népszámlálás kérdéseinek jelentős részét egy rendkívül nagy minta alapján fogjuk gyűjteni a teljes körű számbavétel helyett. Így attól kezdve, néhány más országhoz hasonlóan, népszámlálásaink során két különböző kérdőívet használunk: a népesség 80 százaléka egy ún. rövid kérdőívet kap, amelyen csak nyolc olyan alapvető kérdés szerepel, mint például a kor, a nem, a családi állapot, a háztartáson belüli rokonsági kapcsolatok stb., a többi kérdést pedig a népesség véletlenszerűen kiválasztott 20 százalékának tesszük fel az ún. hosszú kérdőív segítségével. Ez utóbbi a rövid kérdőív összes kérdését is tartalmazza, tehát a fő demográfiai információkat mindenkitől begyűjtjük. Az előzőekben említettek szerint a végső szót a kabinet mondja ki a népszámlálás kérdéseiről. Természetesen ezt a Kanadai Statisztikai Hivatal által megfogalmazott ajánlások alapján teszi, amelyek viszont különböző ügyfélcsoportokkal folytatott, helyi és országos szintű konzultációkra, meghallgatásokra és vitákra épülnek. Tehát a népszámlálás végrehajtásának módját, beleértve azt a negyven évvel ezelőtti alapvető döntést is, hogy a mintavétel legyen része az összeírás folyamatának, idáig mindig a Kanadai Statisztikai Hivatal határozta meg.

1.1. A közelmúlt eseményei

Ez a valamennyi szakmai témát régóta jellemző függetlenség 2010 nyarán ért fájdalmas véget, amikor a kabinet elhatározta, hogy a hosszú kérdőívet önkéntes alapon kell gyűjteni: a mintát véletlenszerűen választják ki, de csak azok válaszolnak, akik akarnak. Nem kell magyaráznom, hogy ezáltal az eredmények milyen mértékben torzulhatnak: közismert, hogy a védelemre szoruló csoportok (az alacsony iskolázottságú és jövedelmű emberek, az őslakók, a nemrég bevándoroltak, az egyedülálló idősök stb.) jelentősen kisebb arányban válaszolnak az önkéntes felmérésekre. De ugyanez vonatkozik a dolgozó fiatalokra, a nagyon magas jövedelemmel rendelkező emberekre és sok más csoportra is. Valójában a torzítás alattomos jellege – a mintavételi hibával szemben – pontosan abban áll, hogy előre, és az esetek nagy részében utólag sem lehet tudni, mely csoportok voltak érintettek és milyen mértékben. A tapasztalat csupán a legáltalánosabb támpontot adja.

Sokan használják a kanadai népszámlálásból származó eredményeket, amelyek országos képet adnak arról, hogy a különböző helyek és csoportok mennyire „boldogultak” a legutóbbi, öt évvel ezelőtti népszámlálás óta. Ebben az értelemben a kormányok demokratikus számadási kötelezettségét képviselik. Ezek alapján döntenek a városok arról, hogy hol létesítsenek új iskolákat, illetve hol zárják be a régiakat, hol hozzanak létre bevándorlókat segítő központokat, és hogyan tervezzék meg tömegközlekedési rendszereiket; választják ki a vállalkozások, hogy hová telepítsék különböző típusú kiskereskedelmi egységeiket, és mérik fel, hogy egyes telephelyeiken megtalálható-e a tervezett üzleti – például csúcstechnológiai – kezdeményezéseik támogatásához szükséges munkaerő-kínálat; határoznak a jóléti szervezeteik arról, hogy egyrészt milyen módon célozzák meg a kiválasztottakat pénzgyűjtő kampányaikkal, másrészt miképp és hol fejtsék ki tevékenységüket a sérülékeny kedvezményezett csoportjaik támogatása érdekében; illetve értékeli a szövetségi és tartományi kormányzatok, hogy szakpolitikáik mennyire voltak sikeresek vagy sikertelenek. De az építőipari cégek is a helyi lakosság demográfiai összetétele változásának és a lakásállomány állapotának függvényében kalibrálják tevékenységüket. Egyedül a népszámlálás ad részletes képet az egyes gazdasági ágakra jellemző foglalkozások köréről, útmutatásként szolgálva arra vonatkozóan, hogy foglalkozásonként mely szakképzettség tekintetében várható munkaerőtöbblet vagy -hiány – nagyon fontos adatokat biztosítva ezzel az oktatási intézmények számára. A listát vég nélkül folytathatnánk. A kormányzat közelmúltbeli beavatkozása két okból is veszélyezteti az összes előbb felsorolt felhasználási lehetőséget. Egyrészt, ahogy már említettem, a 2011-es népszámlásból származó adatok torzítani fognak, melynek nagyságát és irányát senki sem ismeri. Másrészt (és ez az előzőnél fontosabb) a módszertan alapvető változása törést okoz, ami lényegében hiábavalóvá tesz bármilyen összehasonlítást a 2011-es és a korábbi népszámlálásokról származó adatok között. Tovább rontott a helyzeten, hogy a miniszter utasította a Kanadai Statisztikai Hivatalt a nagyobb mértékű nemválaszolási miatt csökkenő mintanagyság kompenzálására a kiindulási mintavételi arány egyötödről egyharmadra növelésével – amely természetesen semmiképp sem növeli a minta reprezentativitását.

E kérdésben nem folyt konzultáció a Kanadai Statisztikai Hivatalon kívüli szereplőkkel: egyetlen (szövetségi kormányzaton belüli) ügyféllel, statisztikai módszertani szakértővel, de még a fő adatfelhasználóknak számító tartományi kormányzatokkal sem. A hivatal határozottan ellenezte a döntést, és rajta kívül természetesen komoly kifogásokat emelt mind a Kanadai, mind az Amerikai Statisztikai Társaság is. De valójában nem ezek a szakértői vélemények, hanem a közvélemény reakciója volt meglepő.

1.2. A közvélemény

Nem emlékszem, hogy mikor értett legutóbb egyet egy adott kérdésben ennyi jól informált ember, többek között az üzleti élet képviselői, a nagybankok, az önkéntes

szervezetek, a várostervezők, a tartományi kormányzatok, a kutatóközpontok, a szakmai egyesületek, a vallási csoportok stb., a politikai jobboldaltól a baloldelig gyakorlatilag mindenfajta véleményt képviselve.

A kötelező hosszú kérdőív szükségességét leginkább egy kutató, *Armine Yalnizyan* *The Hill Times* hetilapban megjelent cikke fejezi ki. Ebből idézek:

- „Ezen információ nélkül nem tudunk megalapozott döntéseket hozni arról, hogy hol tervezzük a tömegközlekedési hálózat következő bővítését, vagy mire fordítsuk a különböző típusú egészségügyi forrásokat.
- Egy egészségügyi járvány esetén leküzdhetetlen nehézséget fog jelenteni a sürgősségi válaszok sorrendjének meghatározása.
- Az oktatás mindenki jövőjének kulcsa, de nem fogjuk tudni, hogy hol születnek a legjobb oktatási eredmények kerületi, városi és tartományi szinten, és mi okozza az eltéréseket.
- A közösségek nem lesznek majd képesek meghatározni azt a területet, ahol a legnagyobb szükség van iskola utáni programra, a bevándorlók letelepedését segítő szolgálatra vagy gyermekgondozási központra.
- A rendőrség nem fog tudni olyan munkaerőt toborozni, amelyik a leginkább megfelel az általuk szolgálandó közösségeknek.
- A kanadai vállalkozók nem lesznek képesek meghatározni bevezetendő termékeik vagy új szolgáltatásaik legjobb célpiacait.
- A befektetők nem fogják ismerni a kereslet várható alakulását a piac demográfiai változásaira vonatkozó megbízható adatok nélkül.
- A jóléti szervezetek nem lesznek abban biztosak, hogy vajon a ma igényeivel vagy a holnap problémáival foglalkoznak.
- A politikusok számára nem állnak majd rendelkezésre azok az információk, amelyekre szükségük van, hogy nyomon tudják követni választókerületeik határainak változását.
- Nem lehetünk benne biztosak, hogy az új kanadaiak mai generációja mennyiben fog hasonlítani a korábban érkezettekhez, ami súlyos kérdés egy olyan ország számára, amely az elkövetkező években nagymértékben támaszkodik a bevándorlásra.
- Az anekdotákon kívül csak kevéssé fogjuk ismerni, hogy az első nemzetek, a méti és inuit közösségek miképp haladnak útjukon a gazdasági biztonság és az emberi fejlődés felé.
- Csak találgatni fogjuk a nagy válság következményeinek természetét: nőtt az egyenlőtlenség? Ha igen, hol és milyen mértékben? Kit érintett leginkább a visszaesés, és hatásai mennyire széleskörűek voltak?
- A népszámlálás a kerülettől kezdve egészen a települési, regionális és országos szintig pillanatképet ad arról, hogy kik vagyunk, mi van

változóban, és minek kell megváltoznia. Ez a kép azért pontos, mert a népszámlálás kötelező.

– Az ebből származó ismeretek képezik társadalmunk, egy olyan információs társadalom gerincét, amelynek ismernie kell és amely ismerni akarja önmagát.

Most Kanada egyik legnagyobb tekintélyű rovatvezetőjétől, *Jeffrey Simpsons*tól is idézek, aki a *Globe and Mail* újságírója. Azt hiszem, remekül ráérezett a közvélemény reakciójának „valódi ízére”:

„A kanadai demokrácia szép nyara volt ez.

Nem, nem a parlamenti demokráciáé, mivel a parlament nem ülésezett... Nem, azért volt szép nyár, mert a civil társadalom elsöprő többségben fellázadt azon értelem elleni támadás és tények feletti, tisztavirág-életű ideológiai győzelem ellen, ami a Kanadai Statisztikai Hivatal hosszú kérdőíves összeírásának Harper-kormányzat általi megsemmisítésében mutatkozott meg.

A Harper-kormányzat... megpróbált gyorsan kitérni a kanadaiak figyelméről. A hosszú kérdőív megszüntetését a nyár derekán, ráadásul egy pénteki napon jelentette be.

Bizonyára azt gondolták, hogy senki sem fog ügyet vetni rá, tehát akkor éreztethették a Kanadai Statisztikai Hivatal iránti ellenszenvüket, amikor senki sem figyelt – ellenszenvüket, amely azon a szűk látókörű vélekedésükön alapult, hogy a hivatal olyan adatokat gyűjt, amiket aztán több kormányzati hivatal és nagyobb kormányt kívánó – gyakran társadalmi aktivista típusú – érdekvédelmi csoportok használnak fel.

Képzeljük csak el! Minden vallási csoport ellenezte a Harper-támadást a gazdasági szervezetekhez – kezdve a Bay Streettől a mamás-papás boltokig –, az egyetemekhez, a szakszervezetekhez, a társadalmi csoportokhoz, az őslakókhoz, a kisebbségi nyelvet használó csoportokhoz hasonlóan – és még folytathatnánk a listát ...

Az értelem elleni támadásnak természetesen rövid távú, káros következményei is vannak. Az önkéntes válaszadáson alapuló, új módszertan nemcsak a következő mintavételt veszélyezteti, hanem tönkreteszi az adatok hosszú távú összehasonlíthatóságát is, ahogy azt minden kanadai statisztikus kiemelte.

Ami még rosszabb, egy olyan társadalomban, amelyik nem kérdőjelezi meg a Kanadai Statisztikai Hivatal adatait és így el tud jutni egy arról szóló vitához, hogy az elfogadott adatok alapján mit kellene tenni, az érvek ismét az adatok megbízhatóságának kérdésére térnek vissza ...

A népszámlálásról folytatott vita, amely oly provokatív és szükségtelen volt, csupán ideológiai igényeket szolgált, felébresztette a civil társadalmat, amit kevés döntésről lehet elmondani az elmúlt évtizedekben... A kanadai demokrácia – ebben a hosszú távú értelemben – győzedelmeskedett, mivel visszautasította az ideológia értelem fölé kerekedését. A hosszú kérdőíves összeírás egy nap vissza fog térni.”

A miniszter kezdetben pusztán a hosszú kérdőív feltételezett személyiségjogsértő jellege alapján védte a döntést. Amikor azonban világossá vált, hogy tíz év és két népszámlálás alatt adatbiztonsági okokból csupán három hivatalos panasz érkezett, és mivel a közvélemény reakciója egyre ellenségesebb és hevesebb lett, azt nyilatkozta, hogy az önkéntes hosszú kérdőívet a Kanadai Statisztikai Hivatal által felkínált lehetőségek közül választotta ki. Ráadásul, amellett, hogy tilos volt a hivatal alkalmazottai számára minden közvetlen médiakapcsolat, a miniszter a következőre emlékeztetett mindenkit: „a Kanadai Statisztikai Hivatal azt gondolja, hogy független, de nem az, nekem dolgoznak”. Bár ez a kijelentés igaz a törvény szó szerinti értelmében, teljesen szembemegy a több évtizedes, napjainkig minden kormány által őrzött hagyománnyal, a hivatal nempolitikai értelemben vett függetlenségével. Mindezekre tiltakozásképp Kanada főstatisztikusa lemondott.

2. A hivatalos statisztikákba vetett bizalom fontossága

A főstatisztikus nem az előbb részletezett, népszámlálásra vonatkozó döntés miatt, hanem azért távozott, mert – hozzám hasonlóan e poszt betöltésekor – a hivatalos statisztikába vetett közbizalom védelmét tekintette kötelességének. Úgy gondolta, szakértelmének köszönhető hírnevét ássák alá, ha elhítetik a közvéleménnyel, hogy a hivatal jóváhagyta, netán javasolta ezt a felháborító önkéntes népszámlálást. Átérezte a bizalom alapvető jelentőségét. De vajon miért fontos ez annyira, hogy egy felelős tisztviselő korhatár előtti nyugdíjba vonulását tartsa szükségesnek?

Először is, amint már korábban említettem, a hivatalos statisztika szolgáltatja a magunkról rendelkezésre álló mérhető információk legnagyobb részét. Ezért jelentős szerepet játszik abban, hogy a kormányok demokratikusan elszámoltathatók legyenek teljesítményükkel kapcsolatban.

Másodszor, nagyon fontos szerep hárul a statisztikai hivatalokra, mint „tisztességes információközvetítőkre”. A hivatalos statisztikákat ugyanis számtalan megállapodás során használják, amelyekben több milliárd dollár cserél gazdát: a munkaügyi szerződéseket és a nyugdíjakat a megélhetés költségeihez indexálják, a kibővített munkanélküli ellátások kifizetése a munkanélküliségi statisztikák alapján történik, a szövetségi kormányzat több tízmilliárd dollárt utal át ún. kiegyenlítő kifizetések formájában a tartományoknak azok részesedése szerint a közösen beszedett adókból – melyek alapját olyan összetett képletek képezik, amik hivatalos statisztikákból származó alapparamétereket tartalmaznak. A külföldi cégek a hivatalos statisztikákra építve döntenek el, hogy beruházzanak-e Kanadában, és a számításaikhoz használt kockázati prémiumot az ezekben való bizalmuktól függően határozzák meg. A lista hosszú, de van valami közös mindegyik példában: ha az emberek nem bíznak a hivatalos statisztikákban, nem is fogják használni őket, mivel azokat közvetlenül szinte senki sem ellenőrizheti. Társa-

dalmunk struktúrája jelentős mértékben megbomlana, ha a legcsekélyebb gyanú is felmerülne azzal kapcsolatban, hogy a Kanadai Statisztikai Hivatal a szövetségi kormányzat tetszése szerint befolyásolhatja a számadatokat.

3. A hivatalos statisztikák alapelvei

A bizalom kérdése visszavezet az ENSZ „Hivatalos statisztikák alapelvei” című dokumentumához, amelynek létrehozását a hivatalos statisztikák iránti bizalomkeltés igénye motiválta.

Preambuluma e statisztikák alapvető fontosságát hangsúlyozza „minden olyan társadalom számára, amely igyekszik megérteni magát és tiszteletben tartani tagjainak jogait”. Kiemeli azt is, hogy a bizalom rendkívül lényegbevágó a társadalom hatékony működéséhez.

A dokumentum ezt követően tíz alapelvet fogalmaz meg, melyek közül csak néhányat emelek ki.

Az első alapelv a pártatlanság iránti igényt hangsúlyozza, de nem nyújt útmutatást elérésének módjáról. A második már konkrétan: „A hivatalos statisztikák iránti bizalom megőrzése érdekében a statisztikai hivataloknak szigorúan szakmai szempontok – többek között tudományos alapelvek és a szakmai etika – szerint kell dönteniük a statisztikai adatok gyűjtésének, feldolgozásának, tárolásának és közzétételének módszereiről és eljárásairól.” Az üzenet kristálytisztá: a „módszerekről és eljárásokról” a statisztikai hivataloknak kell dönteniük (nem pedig a miniszternek) „szigorúan szakmai szempontok” alapján. A miniszter egyértelműen megszegte ezt az alapelvet, de a hivatal elhallgattatásával két másikat is: a harmadikat, miszerint a statisztikai hivatalok a *tudományos standardok alapján* kötelesek információt szolgáltatni a *statisztikai forrásokról, módszerekről és eljárásokról*; illetve a negyedik elvet, amely azt követeli meg, hogy szabadon fűzhessenek észrevételt a statisztikák hamis közlésére vonatkozóan.

Kanada az ENSZ tagja, így erkölcsileg kötik ezek az elvek – de természetesen nem kényszeríthető végrehajtásukra. Húsz évvel ezelőtt még biztos voltam afelől, hogy nincs szükség rájuk – végül is a hagyomány szerepe majdnem olyan erős az országban, mint a törvényé. De a 2011-es népszámlálással kapcsolatos kellemetlen eset miatt ma már egyáltalán nem lehetünk nyugodtak sem a Kanadai Statisztikai Hivatal nempolitikai függetlenségének roppant fontos kérdésében, sem pedig abban, hogy a főstatisztikus ezt a jövőben is meg tudja védeni.

4. Tanulságok

Bár e történet Kanadában még nem ért véget, szeretnék belőle néhány tanulságot levonni, amely más ország számára is fontos lehet. Az ellenzéki pártok közösen tá-

mogatták a kötelező hosszú kérdőívet (és általában a Kanadai Statisztikai Hivatalt). Kétlem, hogy csak a tényalapú döntéshozatalt pártoló, felvilágosult szemléletmódjuk miatt tettek így; nagyrészt a közvélemény átfogó támogatása volt az indok. Tehát az első számú tanulság: fontos ilyen pártfogást szerezni.

Erre nyilván az általunk közzétett, jó minőségű információk, a munkánkkal (beleértve a hibáinkat is) kapcsolatos folyamatos nyitottságunk és azzal tettünk szert, hogy a széles körben publikált elemzéseink az *eredmények* és nem csak az *adatok* kiemelése által segítették a nagyközönséget a statisztika fontosságának megértésében.

Meggyőződésem, hogy ha tisztában lett volna a kormány a közvélemény reakciójának mértékével és intenzitásával, nem a már ismert módon döntött volna. De így eltántoríthatatlanul ragaszkodott kezdeti szilárd állásfoglalásához egy figyelemre méltó kivételtől eltekintve. Amikor úgy tűnt, hogy kanadaiak egy csoportja győzelmet arathat a bíróságon, „szemet hunyt” és a csoport számára érdekes kérdéseket bethette a kötelező rövid kérdőívbe. Ezzel eljutunk a második számú tanuláshoz: ha hatékony biztosítékot akarunk a statisztikai hivatalok függetlenségére szakmai kérdésekben, nem elegendő a közvélemény támogatása, azon kell lennünk, hogy jogszabályi változások szülessenek. Néhányunk jelenleg is pontosan ezt próbálja elérni. A közvélemény masszív támogatása mozgósíthatja az ellenzéket a statisztikai törvény módosításának elfogadására, még ha a kormány ellenzi is azt, hiszen együttesen többségben vannak a parlamentben. Noha az alapvető biztosíték valóban jogszabályi lehet, a közvélemény erős támogatása mégis lényeges a siker elérésében.

Eljutottunk a harmadik számú tanuláshoz. Kanada egy általában véve felvilágosult ország, ahol jellemzően nagy tisztelet övezi a hagyományt és a jó kormányzást. Ha a bemutatott események ott megtörténhetnek, akkor bárhol máshol is.

5. Jogorvoslati lehetőségek

Végül felmerül a kérdés, milyen jogi biztosítékokra van szükség. Én a jelenlegi modellen kívül két lehetőséget tudnék elképzelni, melyek mindegyike jogilag kötelező garanciát jelentene a statisztikai hivatalok számára.

Az első alternatíva szerint a statisztikai hivatal közvetlenül a parlamentnek számolna be. Nem tudom, hogy Magyarországon létezik-e ilyen megoldás, de Kanadában több példa is van erre. Ilyen többek között a Főszámvevő Hivatala, ami a szövetségi tárcák munkáját nemcsak a pénzügyi feddhetetlenség, hanem az ún. „értéket a pénzért” elv szempontjából is ellenőrzi. Éves jelentései gyakran elég kinosak a kormány számára. Ehhez hasonlóan, a Parlamenti Költségvetési Hivatalunk független (szintén gyakran kellemetlen) becsléseket készít a parlament számára a főbb kormányzati programok várható költségéről. Egyértelmű okokból e szervezetek egyetlen miniszter irányítása alatt sem állhatnak. Bár nyilvánvaló függetlenségük határozottan

vonzó tulajdonság, néhány komoly negatívum miatt nem törekszem e lehetőség támogatására Kanadában. Először is nem jó ötlet független hivatalok egyikének lenni, mert ezek rendszeresen kellemetlen helyzetbe hozzák a kormányt, és emiatt gyakran élénk vita folyik beszámolóikról a politikai táborok között. Jóllehet a statisztikai hivatal időnként valóban készít olyan jelentéseket, amelyek nem nyerik el a kormány tetszését (és néha az ellenzéki pártokét sem), nem volna előnyös bármely pártot is arra készíteni, hogy megpróbálja a szigorúan semleges tényeknek tekintendő dolgokat politikai szemszögből nézni. E lehetőség második hátránya az, hogy a parlamentnek beszámoló hivatalok nem részei a „normál” tárcák között folyó rendszeres tanácskozásonak. Ez hosszú távon oda vezethet, hogy a statisztikai hivatalnak jóval kevesebb kapcsolata lesz – ami jelentőségének potenciálisan bénító hatású elvesztését jelenti. A függetlenség nyilvánvaló pozitívumát és az előbb említett két negatívumot minden országnak saját körülményei szerint kell mérlegelnie.

A második modellben a statisztikai hivatal egy független igazgatói testület irányítása alatt állna. Számos ún. „koronavállalat” létezik, amelyek így működnek, annak ellenére, hogy teljes egészében kormányzati finanszírozásúak. E lehetőség fő hátránya az, hogy az ilyen szervezetek ugyanúgy távol állnak a „normál” kormányzati tárcáktól, mint amit a parlamentnek beszámoló hivatalok tekintetében már vázoltam. Emellett felmerül egy további jelentős veszteség is. Lényeges, hogy az egyedileg azonosítható statisztikai kérdőívek bizalmas kezelése a legerősebb jogi védelmet élvezze – ami kétségtelenül így is van Kanadában. Azonban nem valószínű, hogy ez kiterjeszhető lenne a lényegében egy magánvállalat által vezetett nyilvántartásokra.

Kérelhetetlenül visszatérek tehát a jelenlegi *alapmodellhez*, amelyben a statisztikai hivatal a kormányzat rendes része, de feltétlenül szeretnék további védelmet beépíteni abba.

6. Két konkrét javaslat

Először is a nemzeti statisztikai hivatal nempolitikai függetlenségét pontosan meg kell határozni a róla szóló általános törvényben. Bár a hatályos magyar törvény világosan kimondja, hogy – idézem – a KSH „szakmailag önálló kormányhivatal” (és ez több, mint ami a kanadai törvényben szerepel), úgy gondolom, ez a megfogalmazás valamelyest homályos. Ennek az elvnek kevés jobb megszövegezésére tudok gondolni, mint ami az ENSZ által készített „Hivatalos statisztikák alapelveiben” szerepel. Legalább az előzőkben idézett második elvben szereplő gondolatok átvételét tanácsolom. Ezek egyike például pontosan meghatározza a statisztikai hivatalok – és nem a kormány – jogát és köteleességét, hogy az adatgyűjtésben, tájékoztatásban használandó módszereket, eljárásokat meghatározzák, még pedig szigorúan szakmai megfontolások szerint, tudományos elvek, illetve a szakmai etika alapján. Határozot-

tan javaslom, hogy a 4. elv lényege is a törvény erejével legyen felfegyverezve, tehát „a statisztikai hivatalok (legyenek) jogosultak észrevételt tenni a statisztikai adatok téves értelmezéséről és nem megfelelő használatáról” – beleértve természetesen az adatgyűjtéshez használt módszereket is. Önök tudják a legjobban megítélni, hogy Magyarországon megsértették-e valaha ezeket az elveket; de bármi is történt a múltban, tanuljanak Kanadától: a jövőben megtehetik.

Második konkrét javaslatom a főstatisztikusra (a KSH elnökére) és kinevezésére vonatkozik. Még ha sikerül is módosítani a magyar statisztikai törvényt a bemutatott szempontok szerint, a KSH élén álló személynek a hivatal becsületessége fő védelmezőjének kell lennie: végül is ő a hivatal „arca” a nyilvánosság felé, akinek ráadásul hatalma van az ott dolgozó szakemberek döntéseit felülbírálni. Mindig döntő fontosságú kiválasztása tehát még lényegesebbé válna – majdnem annyira, mint a nemzeti bank elnökéé. Emiatt néhány ország, köztük Magyarország is úgy rendelkezik, hogy a főstatisztikust (a KSH esetében az elnököt) meghatározott időtartamra kell kinevezni, mellyel függetlenebbé válhat az aktuális kormányzattól. Ugyanakkor mindannyian tudjuk, hogy a magyar statisztikai törvény rendelkezései ellenére a KSH elnökei kormányváltásoknál óraműpontossággal, rendszeresen cserélődtek. A jelenlegi elnököt több éve ismerem, és meggyőződésem szerint nagyszerű vezetője a KSH-nak, de ez nem garancia az utódjait illetően. A múltban ugyanis volt már néhány, nem ennyire kiváló kinevezés, és a jövőben még rosszabb is történhet.

Ezért (Kanadában is és Magyarországon is) nagyon sürgetném a statisztikai törvény olyan irányú módosítását, hogy az – e tisztség megüresedésekor – írja elő egy kiemelkedő személyekből álló csoport kinevezését, amely megfelelő jelölteket keresne, majd e személyek nevét tartalmazó rövid listát előterjesztené a kormánynak. E csoport tagjai között lehetnének Önöknél például a Magyar Tudományos Akadémia és a Magyar Statisztikai Társaság elnökei, valamint a Magyar Nemzeti Bank nyugdíjas elnökei stb. Nem ismerem elég jól a magyarországi helyzetet, hogy egy konkrét, tisztségeket tartalmazó listát javasoljak, de biztos vagyok benne, hogy az minden országban összeállítható lenne, és a rajta szereplő beosztásokat betöltő személyek rendelkeznének az ilyen jellegű feladathoz megkívánt hitelességgel. Bizonyos szempontból ez a második javaslat még az elsónél is fontosabb, mivel a megfelelő főstatisztikusnak hajlandónak kell lennie szükség esetén akár az állását is kockáztatnia – ami ugyan nem akadályozhatja meg a kormányt a nem megfelelő módon való beavatkozásban, de legalább biztosítja, hogy ne tehesse azt nyugodtan. Ez sokat ér egy demokráciában, bár igaz, hogy a jelenlegi kanadai kormány nem visszakozott a népszámlálással kapcsolatos döntését illetően, még a közvélemény óriási nyomásának ellenére sem. Ha viszont a megfelelő főstatisztikus áll a hivatal élén, az ország bármely jövőbeni kormánya valószínűleg kétszer meggondolja, hogy megpróbáljon-e ismét helytelen módon beavatkozni a statisztikai hivatal ügyeibe.

„Kommunikáció: a statisztikai kultúra javításának eszköze” című konferencia

A magyar európai uniós elnökség keretében a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) 2011. június 9–10-én Visegrádon nemzetközi konferenciát szervezett. A rendezvényt a Magyar Statisztikai Társaság támogatásával és a Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottságának közreműködésével készítették elő.¹

A konferenciát *Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke és *Laczkó Éva*, a KSH elnökhelyettese, az EU-elnökségi stáb vezetője nyitotta meg.

A nyitó-, plenáris ülésen *Walter Radermacher*, az Eurostat főigazgatója „A hivatalos statisztika mint közös nyelv a komplex világban” című előadásában arról beszélt, hogy világméretűvé váltak a kereskedelmi, környezeti, demográfiai, migrációs stb. hajtóerők, és a válságjelenségek is túllépnek az országhatárokon. A szupra- és multinacionális folyamatok, döntések nagyobb térségekre kiterjedő vagy globális hatásokkal járnak. Mindez azt eredményezi, hogy a döntési helyzetek egyre komplexebbek. A politikai döntések sok esetben túllépnek a nemzeti kereteken, például a klímavédelem vagy a Világkereskedelmi Szervezet (World Trade Organization – WTO) egyeztetett nemzetközi kereskedelmi szabályai is ezt bizonyítják. A megbízhatóság ebben a kapcsolatrendszerben új értelmet kap. Az Európai Unió összehangolt jogalapot és statisztikai hátteret ho-

¹ A *Statisztikai Szemle* magyar címmel ismerteti az elhangzott előadások összefoglalóit. A Központi Statisztikai Hivatal az angol nyelvű előadásokat teljes terjedelemben a „*Communication: A Tool to Enhance Statistical Culture*” című konferencia kiadványában adja közre.

zott létre a kölcsönös bizalmat erősítő átláthatóság érdekében, lépést tartva az említett változások nyomán kialakult igényekkel. A szupranacionális intézmény jó minőségű információkat vár el, ehhez megfelelő minőségbiztosítási rendszert alkotott, ami a tagállamok szuverén jellegét nem érintheti. A statisztikai adatgyűjtések napjainkban is nélkülözhetetlenek az állami funkciók, a működőképesség biztosítása érdekében. A statisztika üzenetei ún. „zajok” mellett érik el a befogadókat, ezek közé tartoznak a környezetből eredő, valamint a kulturális, a szemantikai (értelmezési), a szintaktikai (jelölési) zajok, az intézmény és szervezés zajai stb. Vizsgálni kell a statisztika készítői és felhasználói közötti kapcsolatokat, ahogy egymással – a zajok mellett – kommunikálnak. Kitértem ebben az információs kapcsolatban az államigazgatás és a kormányzat információigénye, bár világszerte elismert törekvés a statisztika szakmai függetlenségének megőrzése. A statisztika pártatlansága a demokratikus társadalmak egyik tájékoztatási elve. Az állam csak egy a felhasználók sorában, bárki elérheti a közléseket, információs szolgáltatásokat. Az információs társadalom alkalmazkodik a globális folyamatok felgyorsult változásaihoz. Ehhez gondos tervezés és biztos tudományos alapok is szükségesek, valamint olyan jogszabályok, amelyekkel a (kötelező jellegű) statisztikai célú adatgyűjtések végezhetők. A statisztika a közjavak egyike, és nemzetközi szinten is átfogja a gazdaság, a társadalom, valamint a környezet fontosabb területeit. A statisztika, mint közös nyelv alkalmazható a kommunikációs folyamatokban, eredmé-

nyei alkalmat adnak az összehasonlításokra. Ez a közös nyelv a tárgyalások alapja, például az EU bővítése során; általa figyelemmel kísérhető a vállalatok teljesítése, a közösségi források felhasználásának eredményei, és segítségével rendszeres felügyeleti beszámolók állíthatók össze. Az EU testületei figyelemmel kísérik a tagállamok fejlődését, és ha indokolt, eljárást indíthatnak a statisztikai adatsorok elemzése alapján.

Ezt követően négy szekcióban az Európai Unió, az ENSZ Európai Gazdasági Bizottsága (UN Economic Commission for Europe – UNECE), a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet (Organization for Economic Cooperation and Development – OECD), továbbá az Európai Központi Bank (European Central Bank – ECB) vezető statisztikusainak, valamint több európai partnerhivatal elnökének, vezető munkatársának előadásai hangoztak el.

1. szekció

Statisztikai műveltség és európai demokrácia

Elnök: *Pieter Everaers* (Eurostat)

Lidia Bratanova (UNECE) „Az adatok érthetővé tétele: hogyan legyen a statisztika felhasználóbarát?” címmel foglalta össze a kommunikáció útmutatóit tartalmazó kiadványsorozat rendeltetését és fontosabb megállapításait.² Az élet minden területén megtalál-

² UNITED NATIONS ECONOMIC COMMISSION FOR EUROPE [2009]: *Making Data Meaningful. Part 1: A Guide to Writing Stories About Numbers*. New York, Geneva. http://live.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/writing/MDM_Part1_English.pdf; UNITED NATIONS ECONOMIC COMMISSION FOR EUROPE [2009]: *Making Data Meaningful. Part 2: A Guide to Presenting Statistics*. New York, Geneva. http://live.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/writing/MDM_Part2_English.pdf; UNITED NATIONS ECONOMIC COMMISSION FOR EUROPE [2011]: *Making Data Meaningful. Part 3: A Guide to Communicating with the Media*. New York, Geneva. http://live.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/writing/MDM_Part3_English_Print.pdf

ható számok alkotják a statisztika lényegét, ezekkel írhatók le a gazdasági és társadalmi jelenségek. Azonban önmagában az adat nem sok információt nyújt, értelmezni kell, hogy a számokkal kifejezett üzenetek széles körben ismertek legyenek. Az UNECE rendszeres szakmai rendezvényekkel, a jó gyakorlat közreadásával is segíti a statisztikai tájékoztatás, kommunikáció fejlesztéseit. A világszervezet „Making Data Meaningful” című kiadványsorozata útmutatást ad a statisztikai szolgálatok számára, hogy az adatok közérthető elemzése, grafikus szemléltetése révén hogyan javítható a kommunikáció. A sorozat közeljövőben megjelenő negyedik része azt mutatja be, hogy miként érhető el a tájékoztatások kedvezőbb társadalmi fogadtatása. A felhasználók statisztikai műveltségét, érdeklődését is figyelembe kell venni, hiszen korunkban radikálisan új statisztikai közlési módok alakulnak ki, és a kommunikáció is alkalmazkodik ezekhez a technológiákhoz.

Luis Teles Dias (Banco de Portugal – Portugál Nemzeti Bank) és *Per Nymand-Andersen* (ECB) „A központi bankok statisztikájának érthetővé tétele a statisztikai és pénzügyi műveltség javítása érdekében” című előadása a felhasználók felkészítésének fontosságát emelte ki. A statisztikai műveltség része, hogy a felhasználó ismerje az elérhető adatforrásokat, adattartalmukat, azok összefüggéseit; képet alkosson a statisztika alapelemeiről, megértve a statisztikai elemzések mondanivalóit; értse, illetve közvetítse a fontosabb vizsgálati eredményeket. A pénzügyi műveltség elkísér az első bankművelettől a nyugdíjas korig. Bővül a fontosabb fogalmak ismerete, és ahogy fejlődik a gyakorlati alkalmazás készsége, úgy érzékelhető pénzügyi döntéseink következménye, felelőssége, valamint ezek révén a megszerzett információk jelentősége, megbízhatósága is. A fejlődő pénzügyi kultúra birtokában javítható a pénzügyi függetlenség, fokozható a versenyképesség,

jobban érthető a pénzügyi lehetőségek. A statisztikai, illetve pénzügyi műveltség összefügg a szakpolitikai folyamatokkal, azok kommunikációival is, ezért a központi bankok is szerepet vállalnak e műveltségi szintek növelésében, elsősorban az Európai Központi Bankok Rendszerének (European System of Central Banks – ESCB) kommunikációs projektjei révén. Jelenleg is sokféle információforrás érhető el a statisztikai és pénzügyi kultúra javításához, amit az Európai Statisztikai Rendszer (ESR) közeljövőben elérhető újabb tájékoztatási eszközei is tovább szélesítenek.

Gunilla Lundholm (Statistics Sweden – Svéd Statisztikai Hivatal) „Hogyan tegyük képessé a felhasználókat a statisztika megértésére és helyes használatára” című előadása az információk hasznosítását segítő kommunikációs módszereket mutatta be. A tények és azok statisztikai mutatóinak mind nagyobb része érhető el a világhálón. A megértésük feltétele a kellő statisztikai műveltség. Az adatok előállítóinak és felhasználóinak az információk korábbiaknál rugalmasabb, önszervező elérésére kell felkészülni, ezt ösztönzik a jogszabályok is. A szemléletváltást jellemzi, hogy a statisztikai információk szolgáltatás funkciója egyre inkább az elektronikus kommunikációhoz igazodik. Mind több felhasználó képes önálló adatkezelésre, és ezt segíthetik a statisztikai információforrás jellemzőit leíró, közérthető útmutatók. Fontos itt az adatok elérhetősége, a tájékoztatások világos üzenete, különösen a közérdekű kérdésekben. A statisztikai szolgáltatások feladata például a személyre szabott oktatás, valamint tanfolyamok szervezése, és hasznosak a tanulmányi látogatások is. Mindez segíti az adatok elérését, felhasználását. A vázolt új szemlélethez javítani kell a hivatali munkatársak felkészültségét, nyelvismeretét, informatikai jártasságát, ami ösztönzi és támogatja szakmai fejlődésüket.

Maija Metsä-Pauri (Statistics Finland – Finn Statisztikai Hivatal) „A statisztikai ada-

tok közzététele nem elegendő – a statisztikusok általi értelmezésük szintén elengedhetetlen” című előadásában az adatok értelmezését segítő korszerű technikákat ismertette, az európai gyakorlat felmérése alapján. Előnyös a hálózati megjelenítés, amely olvasmányosan, a figyelmet felkeltő módon és a párbeszédre is lehetőséget adva tájékoztat. Ilyen módon bemutatathatók az összetett gazdasági, társadalmi, környezeti folyamatok is, mint a válság, a globalizáció, a klímaváltozás, a migráció, a társadalmi kirekesztés, a jól-lét (well-being) stb. A finn statisztikai szolgálat sokféle gazdasági, környezeti, jóléti tárgyú statisztikai tájékoztatót magazinjellegű szerkesztéssel készít. Elektronikus és nyomtatott kiadványaik táblázatai, grafikus részei mellett a szöveges ismertetés fogalmazása is felkelti a figyelmet.³ Az ún. közösségi weboldalak (social media) szerepe növekszik, bár a hivatalos statisztika itt sem alkalmazhat „sztorizó” stílust, hangvétele inkább a mértékadó szaklapok (például *The Economist*) kommentárjaihoz áll közelebb.⁴

2. szekció

A statisztikusok felelőssége

és a statisztikafelhasználók felelőssége

Elnök: *Jaume Garcia Villar* (National Statistics Institute of Spain – Spanyol Nemzeti Statisztikai Intézet)

Marie Bohata (Eurostat) „A tényalapú politikai döntéshozatal elősegítésére alkalmas sta-

³ A finn hivatalos statisztikák elérhetőek az interaktív informatikai (eXplorer nevű) alkalmazással is, amely lényegében azonos az OECD, valamint a svéd, a dán, az olasz statisztikai tájékoztatási gyakorlattal.

⁴ METSÄ-PAURI, M. [2010]: *The use of Social Media at National Statistical Institutes*. Eurostat Dissemination Working Group Meeting 25–26 October. Statistics Finland. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/pgp_insight/insite_docs/fi/point12_socialmedia_presentation.pdf

tisztika (az adatok előállítóinak és felhasználóinak felelőssége)” című előadása a szakpolitikák információigényeit és a döntési helyzeteket mutatta be. Az EU döntéshozatala mind jobban támaszkodik az ESR-re a változó körülményekhez igazodó újabb és újabb adatigényekkel. A hivatalos statisztika hitelessége és megfelelő színvonala érdekében minőségbiztosítási rendszert dolgoztak ki, amellyel kapcsolatban több alapvető kérdés vár még tisztázásra, például a már kialakított minőségirányítás alkalmas-e arra, hogy a hivatalos statisztika minden lehetséges célnak megfelelhessen. Erősödik az Eurostat véleményező, felülvizsgáló szerepe, európai szintű monitorozási feladata. Ehhez igazodnak a különböző rendeltetésű statisztikákhoz kapcsolódó ún. szakpolitikai indikátorok. Az a helyes szemlélet, hogy a módszer, az eljárás, az eredmény megbízhatósága az európai statisztikák konkrét rendeltetésének megfelelő legyen. Az Eurostat koordinációja segíti a statisztikák, illetve az indikátorok meghatározását, összeállítását és az összehasonlítható tartalmú tájékoztatást. Megkülönböztethetők egymástól a hagyományos, standard alapstatisztikák, valamint a kísérleti szakaszban levők. Az Eurostat egyre több témakörben auditálásra is jogosított, speciális szakpolitikai célokhoz kapcsolódó jogosítványokkal, ilyen például a túlzott deficit eljárás (excessive deficit procedure – EDP). A statisztikai módszertanok előkészítésében a tudományos, szakmai, politikai álláspontok konszenzusa szükséges, ami a (szakpolitikai) felhasználók igényeinek világos meghatározásával erősíti az új, közös felelősséget. A párbeszéd tisztázza a mutatók összeállítóinak és felhasználóinak feladatait. A statisztikai műhelyek úgy értelmezik, érvényesítik a politikai célokat, hogy nyílt vitát is engednek a tudomány képviselőivel. Célzott sajtókapcsolatok indokoltak az itt vázolt fejlesztésekről, és a fejlesztések speciális szervezéseket is igényelnek. Szervezési felvétel például a felhatalmazó jogszabály, szakér-

tők részvétele, garancia az új mutatósorozatok átadására.

Mariana Kotzeva (National Statistical Institute of Bulgaria – Bulgária Nemzeti Statisztikai Intézete) „A 2011. évi bolgár népszámlálás – a kampányhírek erősítő szerepe...” című előadása ismertette a hivatal kiterjedt sajtókampányának tapasztalatait. A népszámlálás nagy médiaérdeklődést vonzott, olyan alapvető kérdésekkel, mint az elektronikus összeírás új lehetőségei, mi indokolja a részvételt a népszámlálásban, a lakosság hogyan működhet együtt a kérdezőkkel stb. A közösségi weboldalakat is felhasználták, hogy javítsák a népszámlálás lefedettségét, pontosságát, ösztönözzék az elektronikus összeírás választását. A kampány országosan, de a régiókban is erősítette a sajtókapcsolatokat. Az előkészítés többhetes időszakában fizetett hirdetések jelentek meg a nyomtatott és elektronikus médiumokban. A statisztikai program aktív résztvevői lettek az újságírók. A témafelelősök bemutatták a népszámlálás kérdéseit, az információk rendeltetését. Mintegy 2000 médiaesemény eredményeként 35 televíziós, 26 rádiós anyag, illetve 14 interjú jelent meg a népszámlálás tárgykörével, és 10 alkalommal közvetítettek a statisztikai hivatal épületéből. Az aktív kampány az etnikai kisebbségek, az idegen anyanyelvűek, a hajléktalanok előkészítésére is figyelmet fordított. A hivatal nem kerülte meg a kényes kérdéseket, a párbeszéd révén kétirányú kommunikáció alakult ki. Ehhez a kiadott vélemények, nyilatkozatok koordinálása is nagyon fontos volt, ez igazolta a statisztikai módszerek, intézmények felkészültségét, megbízhatóságát. A sajtójelenlét naponta értékelték, megfigyelve az egyes rétegekre gyakorolt hatását. A kampány értékeléséhez külső szakértők méréseit is felhasználták.

Csajbók Attila (Magyar Nemzeti Bank) „Nemzetközi adatok felhasználása a makroprudenciális elemzésekben Magyarországon” című előadása a fontosabb pénzintézeti statisztika

tikai információforrások alkalmazási tapasztalatait ismertette. A pénzügyi stabilitás feltételeinek megteremtéséhez elengedhetetlenek a szakszerű elemzésekkel megalapozott döntések. A pénzügyi stabilitásra vonatkozó elemzési keretrendszer a globális pénzügyi válságot követően radikális átalakuláson megy át. A korábbi, egyedi bankok stabilitására fókuszáló, ún. mikroprudenciális szemlélet mellett, a válság nyomán, jóval nagyobb hangsúlyt kap a pénzügyi rendszer egészének stabilitására, a rendszerkockázatra irányuló makroprudenciális megközelítés. A makroprudenciális elemzés adatigénye mind mennyiségében, mind a szükséges adatok típusát tekintve túlmutat a válságot megelőző gyakorlaton, jelentős kihívás elé állítva a területen dolgozó statisztikusokat. A bankrendszer összefonódottsága, a potenciális fertőzési hatások feltárása céljából például előtérbe kerül a hálózatelemzés, amely az eszközoldali kölcsönös kitettségek, finanszírozási függőségek és közös kockázatok azonosítására lehet alkalmas. A pénzügyi rendszerek globális integrációja miatt az ilyen adatbázisok előállítása és működtetése gyakran az adatgyűjtő hatóságok határokön átnyúló együttműködését teszi szükségessé. Ezen a téren egyelőre még gyakran szembesülünk jogi akadályokkal, például a banktitokra vonatkozó, országoként eltérő szabályozással. Az MNB döntéshozói számára rendszeres elemzések készülnek a pénzügyi stabilitási kockázatokról. Ezek információi a hazai pénzügyi rendszer statisztikai adatszolgáltatásain túl, saját rendszeres kérdőíves felmérésekből és mélyinterjúkból (a negyedéves „Hitelezési felmérésből”, az éves „Piactudás felmérésből”) származnak. Az elemzések egy része publikus, megjelenik a jegybank féléves „Jelentés a pénzügyi stabilitásról”, illetve a negyedéves „Hitelezési felmérés” című kiadványaiban. A hazai adatokon túl a jegybanki elemzések rendszeresen támaszkodnak a nemzetközi intézmények által szol-

gáltatott pénzügyi adatokra is, leginkább az ECB, a Nemzetközi Fizetések Bankja (Bank for International Settlements – BIS) és a Nemzetközi Valutaalap (International Monetary Fund – IMF) adatbázisai alapján.

Elspeth Maclean (UK Statistics Authority – Egyesült Királyság Statisztikai Hatósága) „A statisztikai kommunikáció javításának gátjai: a jártasság és a hajlandóság hiánya” című előadása azokat a szöveges közléseket mutatta be, amelyek segítik a kiadott adatok szakszerű és széles körű felhasználását. A valós tényeket helyes módszerrel, helytállóan bemutató hivatalos statisztika egyben kellő útmutatást, magyarázatot is szolgáltathat. Ez a támogatás javítja az adatok elérhetőségét, hatókörét, eredményességét, ami a hivatali kommunikáció fontos feladata. A brit statisztikai szolgálat gyakorlati kódexe az információk értelmezését segítő magyarázatok, értékelések, szakszerű elemzések közreadását írja elő, és ezzel is támogatható a hivatalos statisztika működésének, céljainak bemutatása. Felmérték a kommunikáció meglévő akadályait, amelyek leküzdése például a statisztikai, matematikai és informatikai felkészültség javításával érhető el. Ezek a gátló tényezők megfelelő útmutatók közreadását indokolják. A statisztikusokat ösztönözni kell a kommunikációra, szükség van a munkatársak ez irányú hajlandóságának növelésére, továbbá a jó gyakorlat megvitatására. A viszonylag szűkös erőforrások, a külső kulturális és más tartós hatások is alakítják a kommunikáció színvonalának javítására alkalmazott hivatali stratégiát. A megoldási folyamat iterációs jellegű lehet, és sok még a tennivaló, hogy javuljon a kommunikációs teljesítmény.

Costas Diamantides (Statistical Service of Cyprus – Ciprus Statisztikai Szolgálata) „Ciprus statisztikai szolgálatának tájékoztatói politikája” címmel mutatta be a statisztikai gyakorlati kódex kapcsán szerzett tapasztalatokat. A statisztikai munka kódexe irányadó, eszerint a sta-

tisztikai tájékoztatás (a törvény által szabott keretek között) átfogó információtartalmakkal legyen felhasználóorientált. Minden felhasználó azonosan, megkülönböztetés nélkül, egyidejűleg férhessen az adatokhoz. A tájékoztatás elérhető és független, a statisztikai módszerek szakszerűek, áttekinthetők legyenek. A rendszeres, megfelelő időzítésű kommunikáció, statisztikai kiadvány pontos adatokat tartalmazzon, az elemi adatok bizalmas kezelésével. Az adatok felhasználói sokfélék, ehhez igazodik a tájékoztatás elfogadott folyamata, például mind több adatot közölnek a világhálón és egyéb elektronikus kiadványban. Egyedi igények kielégítésére is van lehetőség, és fogadják a felhasználók véleményét is.

Gejza Dohnal (Czech Statistical Society – Cseh Statisztikai Társaság) „Hogyan befolyásolhatjuk (mi statisztikusok) a statisztika elismertségét” című előadása áttekintette a szakmai munka szerepét a statisztika hitelességének fenntartásában. A statisztikusok feladata, hogy leküzdjék a statisztika elismertségének rontását, a bizalmatlanságot. Ennek érdekében sok még a tennivaló, például érvényesíteni kell az egyéni szakmai felelősséget az adatgyűjtés reprezentatív jellegéért, az adatok pontosságáért, a pártatlan és mértékadó megállapításokért stb. A statisztikus feladata az alkalmas módszer, matematikai modell kiválasztása, a minőségbiztosítási feltételek teljesítése. A tájékoztatásban érintettek lelkiismeretük és felkészültségük szerint jutnak korrekt és elfogulatlan következtetésekre. A szakmai standardoktól való eltérést kerülni kell, mert azok be nem tartása következtében a teljes statisztikai szolgálatot és annak eredményeit fogadja bizalmatlanság. A hivatalos adatoknak el kell jutni a statisztikailag kevésbé felkészültekhez is, de a fő felhasználó a szakpolitika, ahol rendelkezésre állnak a megfelelő háttérismeretek. Szükség van a statisztikai eredmények magyarázatára, hogy minden felhasználó értelmezni

tudja az életét befolyásoló folyamatok mutatóit. A statisztikai műveltség alapjait már korai iskoláskortól építeni kellene a hivatalos statisztika részéről is, és ehhez aktívabb kommunikáció szükséges már az általános iskolákban is. Elkésettnek tekinthető, ha a kapcsolatfelvétel csak a felsőoktatás éveiben kezdődik.

3. szekció

Az EU-elnökségi trió

Elnök: *Vukovich Gabriella* (KSH)

Adolfo Gálvez Moraleda (National Statistics Institute of Spain – Spanyolország Nemzeti Statisztikai Intézete) „Az európai és a nemzeti statisztikák kommunikálása a széles nyilvánosság-nak” című előadása az összehangolt kommunikációt eredményező stratégia jellemzőit ismertette. Fontos törekvés, hogy a hivatalos statisztika szervezetei, megbízható információforrásként, növeljék a nemzeti és az európai statisztika elfogadottságát a felhasználók körében. Javítani kell a statisztikai intézmények nemzetközi kommunikációs hátterét, hogy a kiadott közérdekű információk eljussanak a széles nyilvánossághoz. A hálózatként szervezett kommunikáció hasznosíthatja azokat az újabb csatornákat, amelyek részletes bemutatását az ESR kommunikációs szakértői csoportja (Sponsorship Group on Communication) 2011. februárban elfogadott stratégiája is tartalmaz.⁵

Freddy Verkruyssen és *Stephan Moens* (Statistics Belgium – Belga Statisztikai Hivatal) „A statisztikák közlése: ötletek és fortélyok” címmel számolt be azokról a gyakorlati tapasztalataikról, amelyeket a 2010-ben tartott

⁵ *Forrás:* [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/pgp_insite/insite_news/insite_news_detail?id=84199467&pg_id=835&cc=ES_SPAIN, valamint http://www.europarl.europa.eu/RegData/docs_autres_institutions/commission_europeenne/comitologie/info/2011/CMTD\(2011\)0018/COM-AC_DI\(2011\)S013045-01_EN.pdf](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/pgp_insite/insite_news/insite_news_detail?id=84199467&pg_id=835&cc=ES_SPAIN, valamint http://www.europarl.europa.eu/RegData/docs_autres_institutions/commission_europeenne/comitologie/info/2011/CMTD(2011)0018/COM-AC_DI(2011)S013045-01_EN.pdf)

„Simply 2010” konferencia mutatott be.⁶ A világos, integrált kommunikációs politika segíti, hogy a statisztikát és nemzeti, illetve európai intézményeit általánosan elfogadják. A belga soros elnökség által szervezett nemzetközi konferencia résztvevői megállapították, hogy javítani kell a tájékoztatók összeállításán, a megjelenés csatornáin, formáin, nagyobb szerepet adva a profi tájékoztatás módszereinek és eszközeinek. Az intézmény vonzó képének kialakításához előfeltétel a magas szakmai színvonalú, hiteles tevékenység. A hivatalok közhasznú innovációi és kezdeményezései nagyobb nyilvánosságot érdemelnek, ide értve azokat a lényeges feladatokat is, amelyeket a kor színvonalán megoldottak. Legyen a sajtó a hivatalok partnere, proaktív munkakapcsolattal. Rendszeressé kell tenni a médiajelenlétet, törekedni kell a név szerinti említések gyarapítására, legyen azonosítható a hivatal arculata. A kommunikáció révén a statisztikai szervezet legyen megkülönböztethető más kormányhivataloktól, különösen az adóhivaltól. Az aktuális és mértékadó statisztikai információk jussanak el a címzettekhez, elsősorban a szakpolitikusokhoz. Ki kell alakítani a partnerekkel a baráti, konstruktív kapcsolatot. A tájékoztatás a jelentőségüknek megfelelően kezelje a lakosság, illetve a gazdaság szereplői számára fontos, hasznos statisztikai eredményeket, legyen lehetőség az egyéni igényeikhez igazodó adatszolgáltatásra is. Törekedni kell a kiadott anyagok jó minőségére, ehhez vonzó, tömör, egyszerűen áttekinthető tájékoztatások szükségesek, amelyek elérhetők a világhálón is. A kommunikációtól elvárják, hogy független, távolláságot tartó, konzisztens legyen és alkalmazza a korszerű technológiákat is.

Laczka Éva és Kruchina Vince (KSH)
„Ilyenek vagyunk – statisztikai kultúra, kommunikáció Magyarországon” című előadása a

⁶ Forrás: www.simply2010.be/papers_en.htm

kommunikáció alapvető kérdéseit tárgyalta nemzeti keretekben. A KSH több éve vizsgálja a felhasználók elégedettségét, 2003-ban külső véleménykutató mérte fel a hivatalról alkotott képet. Az OECD 2009-es kérdőívére Magyarországon 126 válasz érkezett a Statisztikai Világnap (2010. október 20.) alkalmával. Az imázsvizsgálat alapján értékelhető a lakosság bizalma, a statisztikai munka és intézményeinek ismertsége. A statisztikai adatok alkalmazására jellemző, hogy a válaszolók 16 százaléka gyakran, 41 százaléka alkalmanként használ ilyen információkat. A gyakran alkalmazott adatkörök között említették például a GDP, a foglalkoztatás, az infláció és a fogyasztói árindex mutatóit. A kérdőív alapján kedvező a KSH ún. bizalmi indexe, jobb mint például az Európai Unió, az ENSZ vagy a bíróságok helye a rangsorban. A KSH a kommunikáció javítása érdekében olyan eszközökkel élt, mint a statisztikai szellemi TOTÓ, a középiskolások Ki Mit Tud vetélkedője. A KSH honlapja rendszeresen közöl statisztikai érdekességeket.

Az előadók videón bemutatott interjúsorozata a statisztikai kommunikációról is fontos üzeneteket tartalmaz. A válaszoló makrogazdasági (monetáris) szakértő releváns, pontos, időszerű adatokat igényel a felelős döntések előkészítéséhez. Az egyetemi oktató, javasolta, hogy a következő nemzedékek kapjanak a mindennapi életükhöz hasznosítható információkat. Előfordul torzító sajtóanyag – a 17 éves válaszoló tanuló szerint –, és a statisztika nem megfelelő ábrái elfedhetik a valóságos viszonyokat. Ez is indokolhat helyreigazításokat, a hivatalos közlés utóéletének figyelemmel kísérése alapján. Az újságíró véleménye is megerősítette, hogy a politikai, gazdasági döntések ellenőrzésére, értékelésére alkalmas információk a médiapartnerek közvetítésével széles körhöz juttathatók el. A parlamenti képviselő szerint lényeges, hogy az összefüggéseket kevés „töltetékkel” mutassák be, az éppen vizs-

gált kérdéskör legfontosabb elemeire koncentrálni, és a tájékoztatás közérthető legyen.

4. szekció

Bizalom az intézményekben, bizalom a statisztikában, statisztikai kultúra

Elnök: *Freddy Verkruyssen* (Statistics Belgium – Belga Statisztikai Hivatal)

Aurel Schubert és *Per Nyman-Andersen* (ECB) „A statisztika szerepe a társadalmon belüli bizalom elérése érdekében – elengedhetetlen előfeltételek” című előadása a tények statisztikai felmérésével, bemutatásával összefüggő kérdéseket tárgyalta. A jó, megbízható statisztika előfeltétele a megfelelő minőségű alapadat, a helyesen megválasztott módszertan, a felkészült elemző és a politikai függetlenség. Az ECB szigorú minőségbiztosítási rendszert alkalmaz, rendezettek a kapcsolatok a statisztikáik, valamint a szakpolitikák adatigényei között. Ki kell küszöbölni az adatok manipulálását, a szándékos és nem szándékos félremagyarázást, ehhez ellenőrizhető adatokra, módszerekre van szükség. A közvéleményt formáló statisztikák nem szolgálhatják a politika (többnyire rövid távú) érdekeit, óvni kell a demokratikus értékeket a tájékoztatásban. A statisztikai anyagok jó minőségét azzal érik el, hogy a dokumentáció konzisztens, összehasonlítható adatokat, módszereket tartalmaz, ezzel a folyamatok átláthatók, elszámoltathatók és növelik a bizalmat. Az Eurobarometer 2010-ben tanulmányt adott közre a gazdasági (ezen belül a statisztikai) indikátorokkal kapcsolatos ismeretekről, véleményt kértek például a gazdaságstatisztika szükségességéről, politikai szerepéről, a statisztikával kapcsolatos bizalomról.⁷ A jó statisztika sokkal olcsóbb, mint a rossz döntés. A hivatalos statisztika kommuni-

kációjának javításához hasznosíthatók a felmérés eredményei, az előadásban hivatkozott fontosabb megállapításai.

Trevor Fletcher (OECD) „A statisztika érthetőbbé tétele a széles nyilvánosság számára” című előadása a grafikus megjelenítésre alkalmas *eXplorer* hálózati szolgáltatás gyakorlati tapasztalatait ismertette.⁸ Bemutatta a nemzetközi szervezet kiterjedt statisztikai adatbázisához kapcsolható vizuális megjelenítés funkcióit, például az idősor változásait szemléltető technikákat. Az eszköz alkalmas az elérhető nemzetközi mutatósorozatok értelmezésére, a szemléletes kommunikáció a széles közvélemény figyelmét is felkeltheti. Jelenleg a szakértők ezt a hálózati szolgáltatást alkalmazhatják, hogy magyarázatokat fűzzenek a statisztika közlési táblázataihoz és grafikonozataihoz. Az adatokat szemléltető háromdimenziós gyakorisági diagramok, nyilakkal irányítható folyamatábrák is összeállíthatók ezzel az alkalmazással, az OECD adattárházával összekapcsolva. A fejlesztők tárolhatják az újabb alkalmazásait, és azok a friss adatokkal ismételtelen felhasználhatók. Az OECD szakértői javaslatot tettek a programrendszer lehetséges alkalmazásaira.

Tomaz Smrekar (Statistical Office of the Republic of Slovenia – Szlovén Köztársaság Statisztikai Hivatala) „A hivatalos statisztikába vetett bizalom kiépítése és fenntartása – a Szlovén Köztársaság Statisztikai Hivatalának megközelítése” című előadása bemutatta a nemzeti statisztikai szolgálat feladatmegosztását. A központi bank állítja össze a fizetési mérleget, a pénzügyi és hasonló szakstatisztikákat; a pénzügyminisztérium készíti a kormányzati statisztikákat, a deficit és az adósság elszámolásait; a jogszabályban kijelölt kormányzati intézmények hatáskörébe tartoznak az egészségügyi, a munkaügyi, a nyugdíjbizto-

⁷ *Forrás:* http://ec.europa.eu/public_opinion/archives/ebs/ebs_323_en.pdf

⁸ A területi statisztika eszközeit ismertető útmutató: www.oecd.org/dataoecd/55/47/44084514.pdf

sítási és hasonló szakstatisztikák. A gazdaságstatisztikák egyes részeinek felelőse a statisztikai hivatal, és vannak modulok, amelyeket a szakigazgatás hatáskörrel rendelkező szervezetei készítenek. A statisztikai munka iránti bizalom megszerzése, megtartása olyan tényezőktől függ, mint az adatok minősége, szakszerű és bizalmas kezelése, a munkatársak felkészültsége, a minőségbiztosítás eredményessége. A felhasználók elégedettségét rendszeresen figyelemmel kísérik. A hivatal proaktív kommunikációt épített ki a munkáját irányító állami testülettel és a felügyelő bizottsággal, élő a kapcsolata a sajtóval, a kutatókkal, a könyvtárakkal, oktatási intézményekkel. A hálózaton elérhető információk javítják a széles közvélemény tájékoztatását is.

Leon Østergaard (Statistics Denmark – Dán Statisztikai Hivatal) „A statisztikába vetett bizalom megeremtése/fenntartása és mérése” című előadása kiemelte az előforduló adatjavítások szerepét a hivatali stratégiában. A kiadott adattáblák hibáinak felfedése, a helyesbített mutatók közlése rendszeres tevékenységet igényel, ugyanakkor fontos, hogy a minőségbiztosítási intézkedések kiküszöböljék az előfordult hiba adatkezelési, illetve módszertani stb. okait. A hitelességet kockáztathatják a rejtett hibák, ezért szükséges azok gyűjtése és elemzése, kezdve az adatszolgáltatásból eredő torzításokkal. A helyesbített adatok közlése része a hivatali kommunikációnak, ehhez ismerni kell a fontosabb célcsoportokat, az ott várható fogadtatást. Ki kell választani a megfelelő információs csatornákat a korrekciók megjelentetéséhez, egyrészt a bejegyzett körben, másrészt a széles nyilvánosságnak szóló tájékoztatásban. Előfordulhatnak az értelmezést nem zavaró elírások, ennél komolyabbak a korlátozott körű, valamint a súlyos hibák, amelyek egymástól eltérő intézkedéseket tesznek szükségessé. Amennyiben a hiba súlyosnak minősül, a tájékoztatóanyag nem maradhat

a hivatal portálján, annak helyén jelezni kell, hogy mikor jelenik meg a helyesbített adatsor. Más színnel jelzik, hogy hol történt javítás az eredeti anyagban, és keltezés is tartozik a változtatott adatokhoz. Kiemelt napi hír a hivatal portálján, ha a korábbi közlést helyesbítették. Címzett üzenetet kapnak azok az előfizetők, sajtópartnerek és hasonló véleményformálók, akik a korábbi tájékoztatót megkapták, és csatoltan a helyesbített tájékoztató is rendelkezésükre áll. A minőségbiztosítási rendszer részletes dokumentációt tartalmaz, amely ismerteti a hibás publikáció típusát, a hiba minősítését (három fokozattal), a hiba felfedezőjét és a bejelentés idejét, a hibáért felelőst, a hiba okait, a helyesbítés idejét, a kísérő intézkedéseket, a jövőben szükséges megelőző lépéseket.

A 2010 októberében végzett mintavételes véleménykutatás (985 válasz alapján) képet ad a 16–74 évesek hivatalos statisztika iránti bizalmának fontosabb tényezőiről. Ez megalapozza a középtávú hivatali stratégia céljait is.⁹

François Brunet (National Institute of Statistics and Economic Studies, INSEE France – Francia Nemzeti Statisztikai és Közgazdaságtanulmányi Intézet) „A statisztikába vetett bizalom tényezői Franciaországban” című előadása összefoglalta az INSEE véleménykutatásának eredményeit. A három célcsoport: a széles közvélemény, a statisztikai portál látogatói és a véleményformálók, például politikai, gazdasági stb. kérdésekben. Utcai megkérdezéssel alkalmanként ezer választ gyűjtöttek (2006-ban, 2009-ben és 2010-ben) az első csoportban. A statisztikai hivatal portáljára alkalmanként kétezer válasz érkezett (2009-ben és 2010-ben), és további 400 fő formált véleményt (2009-ben) a statisztikára és intézményeire vonatkozó több mint 20 kérdésre vonatkozóan. Megvizsgálták a bizalom hiányának fontosabb tényezőit, ezek a

⁹ Forrás: www.dst.dk/pukora/epub/upload/14870/strat.pdf

statisztika és a valóság közötti eltérés, valamint az informáltság hiányosságai. A francia hivatalos statisztika intézményeiről kedvező a kép. Az INSEE olyan védjegy, amely javítja a statisztikák hitelességét. A véleménykutatás eredményei alapján meghatározták a legfontosabb feladatokat: közelebbi tájékoztatás szükséges a hivatal tevékenységeiről (ez a „proximity” tényező), növelni kell a statisztika és a hivatal iránti bizalmat, ennek eszköze a statisztikai műveltség növelése (ez a „pedagogy” tényező), és a megállapítások igazolása (ez a „proof” tényező), amelyek a személyes és a szűkebb környezet valós feltételeit fejezik ki. Nem ad kellő információt például az átlagos jövedelem vagy fogyasztás, illetve megtakarítás; a felhasználók a mutatók megoszlásának információit is igénylik. Jobban hasznosítani kell a közösségi weboldalak kiváló lehetőségeit, az okos telefonokon elérhető kommunikációval is. Kapjon nagyobb szerepet a pedagógia, például oktató online statisztikai kurzusokkal. A hivatalos közlések értelmezése kommentárokat is igényel, itt a döntéshozók kapcsolódó megállapításai is közölhetők a fontosabb statisztikai indikátorokról. Érzékeny tájékoztatási feladat többek között a fogyasztói árindex és a munkanélküliség alakulásának közzététele, ezek fejlettebb kommunikációs eszközöket igényelnek az érvelést, az aktualizálást és a tálalást illetően.

Blagica Novkovska (State Statistical Office of the Republic of Macedonia – Macedón Köztársaság Állami Statisztikai Hivatala) „A hozzáadott érték mérési alapjainak kiépítése a hivatalos statisztikában” című előadása ismertette azokat a tényezőket, amelyek alapján értékelhető egyrészt a hivatalos statisztika alkalmazásának terjedelme, másrészt a statisztikai adatok, információk minősége. Mindkét tényezővel arányos a hivatalos statisztika felmért hozzáadott értéke (value added in official statistics). Az alkalmazás terjedelmének két összetevője mérhető: a regisztrált adatkérések

száma, továbbá a hivatalos statisztika portálját megtekintők száma. Macedónia statisztikai hivatalához 2008-ban 927, 2010-ben 672 adatkérés érkezett, ugyanakkor 807 ezerről 938 ezerre nőtt a hálózati kapcsolatok száma. Külön is értékelhető az egyes adatkörök megtekintésének éves mennyisége. Az adatminőség egyik mértéke, hogy a tömegtájékoztatás milyen arányban veszi át az elérhető statisztikai eredményeket. További minőségi jellemző az elérhető eredmények relevanciája a hivatalos statisztika felhasználóinak véleménye szerint. Befolyásolja továbbá a minőséget az egyéni bizalom a hivatalos statisztikában és az is, hogy milyen a potenciális felhasználók képessége a számadatok és matematikai elvek értelmezésére (numeracy, azaz műveltség a számok világában). Ezek a tényezők kijelölik a kommunikáció javításának alapfeladatait, például a tájékoztatás korábbi politikájának felülvizsgálatát, új adatállományok elérését, a véleményformálók célzottabb, jobb minőségű informálását, felhasználva a hozzáférés új lehetőségeit is. A kommunikáció része az oktatás segítése, elsősorban annak érdekében, hogy javítsák az adatok felhasználását. Ebben együttműködnek a felsőoktatási intézményekkel, szakmai szövetségekkel, helyi önkormányzatokkal, az újságírókat képző intézményekkel.

Philippe Bautier (Eurostat) „Kommunikáció a sajtóval és az intézmény hitelessége” című előadása példaként említi a kormányzati deficit és adósság hivatalos közléseit. A statisztikai szervezetek számára komplex feladat a kommunikáció. Kerülni kell a statisztikai zsargont a tömegtájékoztatásban, úgy, hogy a félreértelmezés kockázata minimális legyen. A statisztika, mint szaktudomány a nem szakértők számára gyakran nehezen érthető, bizonyos koncepciói bonyolult magyarázatot igényelnek. A lakosság legnagyobb része a tömegtájékoztatás révén szerez információkat, többek között a hivatalos statisztikai közlésekről is, ezért a média közvetí-

tő szerepe lényeges. Kétélű azonban ez a közönségkapcsolat, a céltévesztő, torzító nyomtatott vagy elektronikus sajtóközlés károsíthatja a bizalmat.

Az Eurostat több mint másfél évtizede fontos adatkörként kezeli az államháztartás hiányát, adósságát (a maastrichti kritériumok szerint értékelt konvergenciamutatókat). Kialakultak azok a jogosítványok, amelyek alapján az Eurostat fenntartását (express a reservation) fejezheti ki a kétségesnek minősített nemzeti deficit- és adósságmutatók felülvizsgálata során. Értékelései minden év áprilisában és októberében esedékesek, a 27 tagállam elszámolásai alapján. Az egyes országok adatai mellett az euróövezet és az EU összegzett mutatói is szerepelnek a tájékoztatásban, és az Eurostat szükség szerint korrigálhatja azokat a számításokat, ahol fenntartást fejezett ki. Több kiegészítés vált indokolttá az EU statisztikai hivatalának korábbi módszertani kézikönyvében, például a pénzüccal vagy a köz- és magánszféra partnerség ügyleteivel kapcsolatban.¹⁰ A szervezet lényegében felülbíráhatja a kormányzati elszámolások nem megfelelő tételeit, és ezzel a politikusok, a közzgazdászok, a döntéshozók fontos jelzéseket kaphatnak. Az Eurostat „örkutya” (watchdog) jellegű állásfoglalásai piaci következményekkel is járhatnak. Emlékezetes például a France Telecom esete, amely rontotta a hivatalos tájékoztatás hitelességét, a deficitmutatók ellentmondásos elbírálásából eredően. További nehéz döntésekkel járt a görög pénzügyi statisztika és intézményi háttere hiányosságainak kezelése, a 2005 és 2009 közötti konzultációk során, majd a 2010-es felgyorsult válságjelenségek szakszerű kezelésében. Az esetek rámutatnak a médiakapcsolatok jelentőségére is, hiszen a szervezet hitelét rontó híreket a sajtó világméretben terjeszti. Kérdés, hogy a hiva-

talos statisztika miként reagáljon a kényes ügyek feltárására, védhető-e magyarázkodással a hitelesség? Ajánlatos a tárgyilagos kommunikáció fenntartása a nehéz helyzetben is, ezzel igazolható a statisztikai intézmény átláthatósága, függetlensége, eloszlátva azokat a beállítódásokat, amelyek rontják a közbizalmat. A hivatalos állásfoglalásra alkalmat adhat például sajtókonferencia, internetes tájékoztatás, részletes adatok közzlése stb. Fontos a helyes cselekvési idő: nem szabad várni, amíg a sajtó növekvő nyomása érvényesülhet. Ajánlott belső hírháló kiépítése, amely az intézmény sajtóseit folyamatosan ellátja olyan információkkal, amelyek érdekelhetik a médiát, többnyire „érzékeny” minősítéssel. A görög eset konzultációi évekig elkerülték a sajtót, a robbanás jellegű következmények csak 2010 áprilisában, majd októberében jelentek meg az Eurostat kommunikációjában. A kapcsolatok kétirányúak, a statisztikai intézmény hasznos ajánlásokat kaphat a sajtósaitól, felkészülhet a hivatalról alkotott képet javító kommunikációra.

A szekciók előadásait öt nemzetközi szervezet és tizenöt országból érkezett hallgatóság kísérte figyelemmel, lehetőség volt hozzászólásokra és az előadók választ adtak a felvetett szakmai kérdésekre.

A nemzetközi konferencia tanulságait Vukovich Gabriella, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke összegezte. Az adatszolgáltatók és a felhasználók statisztikai felkészültsége, a statisztikai kultúra javítása napjaink egyik alapkérdése. Csak kellő szakmai, informatikai ismeretek birtokában várható a hivatalos statisztikák üzeneteinek követése, szakpolitikai, társadalmi és gazdasági mondanivalójuk értelmezése, rendszerezett felhasználása a döntések előkészítésére, hatásaik értékelésére.

A nemzeti statisztikai hivatalok és az Eurostat törekvése a statisztikai információk elérésének szélesítése, ami a korszerű elektronikus csatornák mellett azt is igényli, hogy

¹⁰ Forrás: epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-09-017/EN/KS-RA-09-017-EN.PDF

kellően vonzó és a gyakorlatban felhasználható tartalmakhoz jusson a közvélemény.

A statisztika jó kommunikációjának lényeges feltétele a professzionális szövegezés. A számsorok értelmezése a nem szakember felhasználók körében könnyíthető, például „történetmondó” (story-telling) kiegészítésekkel, grafikus szemléltetéssel, közvetlenséggel és párbeszéd megoldásokkal, a terjedő közösségi weboldalak lehetőségeinek jobb hasznosításával.

Akik a statisztikai tartalmakat a képernyő vagy mobil készülék útján érik el, elvárják, hogy két-három kattintás után eljussanak a keresett adatokig, ehhez fejleszteni és egyszerű-

síteni kell az informatikai hátteret, a kommunikációs folyamatokat.

Az előadások fő üzenete, hogy meg kell újítani a hivatalos statisztika kommunikációját. A nemzetközi konferencia képet adott az új stratégiák előkészítésének alapvető tényezőiről, a felismert akadályokról, a megoldásra váró közös és nemzeti feladatokról, ezen belül a bizalom, a minőség, a hitelesség javításának jó gyakorlatáról.

Nádudvari Zoltán,

a KSH ny. főtanácsosa

E-mail: Zoltan.Nadudvari@ksh.hu

Hírek, események

Jutalom. Közszolgálati jogviszonyban töltött idejük alapján 2011. június hónapban jubileumi jutalomban részesültek 25 éves szolgálatért: *Marton Róbertné*, KSH Győri Igazgatóság; 40 éves szolgálatért: *Milota Barnabásné*, KSH Debreceni Igazgatóság; *Soszték Józsefné*, KSH Veszprémi Igazgatóság.

Változás a KSH szervezetében. 2011. július 1-jei hatállyal a KSH elnökének közvetlen felügyelete alá tartozó Informatikai főosztályon a Rendszertechnikai osztályból kiválik az informatikai infrastruktúra üzemeltetéséért felelős osztály, IT-infrastruktúra osztály néven. Az Informatikai főosztály belső tagozódása így a következő: Adatgyűjtési rendszerfejlesztő osztály, Alkalmazásfejlesztési osztály, Gazdaságstatisztikai adatfeldolgozó osztály, IT-infrastruktúra osztály, Lakossági adatfeldolgozó osztály, Népmozgalmi és egészségügyi adatfeldolgozó osztály, Rendszertechnikai osztály, Tájékoztatási rendszerfejlesztő osztály.

Az MTA Statisztikai Bizottsága (SB) 2011. június 15-én tartott az energiastatisztika

kérdéseivel, különösen a háztartások energiafogyasztásával foglalkozó ülést a KSH Keleti Károly-termében. A tanácskozás elején a résztvevők egyperces néma felállással tisztelegtek a közelmúltban elhunyt *Nyitrai Ferencné dr.*, a KSH és az SB korábbi elnökének emléke előtt.

Ezt követően először *Elek László*, az Energia Központ Nonprofit Kft. statisztikusa „A Háztartási Energiafelvétel tanulságai”, majd *dr. Sugár András*, a Budapesti Corvinus Egyetem adjunktusa „A háztartási energiafogyasztás elemzésének módszertani problémái” címmel tartott előadást, amihez a résztvevők is hozzászóltak. Az SB-tagok egyetértettek az energiastatisztika jelentőségében, a nemzetközileg összehangolt, ajánlott, illetve kötelezően előírt standardok alkalmazásának fontosságában. Állásfoglalásuk szerint tovább kell folytatni az erőfeszítéseket *a)* a statisztikai eredmények hazai közzétételének gazdagítása; *b)* az adatokhoz kapcsolódó fogalmak, módszertani leírások publikálása; *c)* a különböző, energiastatisztikában érintett szervezetek összefogásának erősítése; *d)* a KSH és az egyes

szakstatisztikai területek közötti együttműködése; valamint e) az energiasztatisztikai adatok elemzési eredményeinek visszacsatolása érdekében. Ezek az alapokon pontosítható az adat-előállítás módszertana, javítható a statisztikai adatok konzisztenciája, ami még gazdagabb elemzési lehetőségeket teremt.

Később *dr. Laczka Éva*, a KSH elnökhelyettese rövid ismertetést adott a magyar EU-elnökség végén tartott visegrádi konferenciáról.

A tagok már korábban kézhez kapták az MTA IX. Osztálya elnökének értesítőjét az MTA határozatáról, miszerint a Statisztikai és a Jövőkutató bizottságok Jövőkutató és statisztikai bizottság néven összevonásra kerülnek, továbbá minden köztestületi tag csak egy bizottság munkájában vehet részt. Ezért az SB vezetősége arra kérte a tagokat, hogy a kapott levélnek megfelelően küldjék el nyilatkozatukat, hogy az összevont bizottság tagjai kívának-e maradni.

A tanácskozást *dr. Katona Tamás*, az SB alelnöke, a záró részt pedig *dr. Szép Katalin*, az SB titkára vezette.

(Dr. Sugár Andrásnak az elhangzott előadás témájában írt tanulmánya, „A hőmérséklet hatásáról a villamosenergia- és gázfogyasztás magyarországi példáján” címmel a *Statisztikai Szemle* 2011. áprilisi számában (379–398. old.) olvasható.)

Az Országos Statisztikai Tanács (OST) 2011. június 8-án tartott ülést az a KSH Keleti Károly-termében. A megbeszélésen a tagokon (illetve a képviselőket ellátó, tanácskozási joggal rendelkező személyeken) kívül *Csizmár Csabáné*, az OEP főosztályvezetője, *dr. Jóri András* adatvédelmi biztos távollétében *dr. Bártfai Zsolt*, az Adatvédelmi Biztos Irodájának főosztályvezető-helyettese, *dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke, valamint a szakfőosztályok meghívott vezetői és helyettesei vettek részt.

A tanácskozáson az elnök asszony először köszöntötte az egybegyűlteket és *dr. Soós Lőrinc*, a Magyar Statisztikai Társaság elnöke, a KSH gazdasági vezetője személyében javaslatot tett az OST titkárára. Ezt követően a tagság döntött a tanács elnöki tisztségéről: egyhangúlag megszavazta, hogy 2011. december 31-ig *Sándorné dr. Kriszt Éva* töltsse be e posztot.

Majd *dr. Probáld Ákos* előterjesztette „A vállalkozói adminisztratív terhek csökkentését célzó kormányzati programból következő feladatok áttekintése” című napirendi pontot. Ismertette az előzményeket és a kormányhatározat végrehajtásából adódó feladatokat. A hozzászólásokat követően *dr. Soós Lőrinc* a munkabizottságokkal kapcsolatos napirendi pontra tért rá. Elmondta, hogy korábban az OST-ben munkabizottságként a Gazdaságstatisztikai Szakmai Tanács, a Társadalomstatisztikai Szakmai Tanács, a Regiszter Munkabizottság és a Környezetstatisztikai Munkacsoport működött, melyek működése és hatékonysága megkérdőjelezhető volt. A vállalkozói adminisztratív terhek csökkentésére irányuló rövid és középtávú kormányzati programról szóló 1133/2011. (V.2.) Kormányhatározat kívánalmainak való megfelelés új munkabizottságok megalakítását teszi szükségessé, ezért az előterjesztő a régi munkabizottságok megszüntetését és a következő új munkabizottságok megalakítását indítványozta: 1. a hivatalos statisztikai szolgálat keretében végrehajtott adatgyűjtések közötti tartalmi átfedések elkerülését vizsgáló munkabizottság (tagságra javasolt: Nemzeti Erőforrás Minisztérium, Nemzeti Fejlesztési Minisztérium, Nemzetgazdasági Minisztérium, Vidékfejlesztési Minisztérium, Központi Statisztikai Hivatal, Magyar Agrárkamara, Magyar Kereskedelmi és Iparkamara, a Települési Önkormányzatok Országos Szövetsége (a Főpolgármesteri Hivatal képviselőivel); 2. az adminisztratív és hatósági nyilvántartások statisztikai célú felhasználását

elősegítő munkabizottság: a) 1. albizottság: az adminisztratív források és a statisztikai adatgyűjtések közötti átfedéseket feltáró albizottság; b) 2. albizottság: az adminisztratív források statisztikai célra történő felhasználhatóvá tételét (tartalmi és módszertani átalakítását, minőségbiztosítását) elősegítő albizottság (tagságra javasolt: Belügyminisztérium, Közigazgatási és Igazságügyi Minisztérium, Legfőbb Ügyészség, Nemzetgazdasági Minisztérium, Központi Statisztikai Hivatal, Országos Egészségbiztosítási Pénztár, Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság); 3. A hivatalos statisztikai szolgálat más szervezetei által végrehajtott statisztikai adatgyűjtések KSH részére történő átadásának lehetőségét feltáró munkabizottság (tagságra javasolt: Belügyminisztérium, Közigazgatási és Igazságügyi Minisztérium, Legfőbb Ügyészség, Nemzeti Erőforrás Minisztérium, Nemzetgazdasági Minisztérium, Nemzeti Fejlesztési Minisztérium, Vidékfejlesztési Minisztérium, Magyar Nemzeti Bank, Országos Igazságszolgáltatási Tanács Hivatala, Központi Statisztikai Hivatal); 4. A statisztikai kérdőívek elektronikus kitölthetőségének feltételeit feltáró munkabizottság (tagságra javasolt: Közigazgatási és Igazságügyi Minisztérium, Nemzeti Fejlesztési Minisztérium, Magyar Kereskedelmi és Iparkamara, Központi Statisztikai Hivatal); 5. A statisztikai adatszolgáltatás terheinek mérésére alkalmas módszertan kidolgozására létrehozott munkabizottság (tagságra javasolt: Nemzetgazdasági Minisztérium, Vidékfejlesztési Minisztérium, Országos Érdekegyeztető Tanács Munkaadói Oldal képviselője (Hajdú Volán Közlekedési Rt.), Országos Érdekegyeztető Tanács Munkaadói Oldal képviselője, Központi Statisztikai Hivatal). Emellett kezdeményezte, hogy minden új munkabizottság elnöke a KSH munkabizottságban részt vevő szakembere legyen. A javaslatokat az OST egyhangúlag elfogadta.

Ezt követően dr. Vukovich Gabriella tartott előadást az európai jogi környezetről, különös tekintettel az Európai Statisztikai Rendszerre. A történelmi gyökerek áttekintése után az Európai Statisztikai Rendszer jelenét, intézményeit, illetve az azokat segítő szervezeteket ismertette. Majd a rendszer jogszabályban rögzített alapelveiről, a statisztika európai integrációjának új korszakáról és a változások főbb következményeiről beszélt.

Utolsó napirendi pontként Varga Zoltán, a KSH főosztályvezetője az Európai Statisztika Gyakorlati Kódexéről tartott előadást. Bemutatta annak felépítését, tartalmát, céljait, eszközeit, a normarendszer betartásának felügyeletét és tájékoztatta a résztvevőket a KSH-ban ezekkel kapcsolatban született intézkedésekről, megtett lépésekről, valamint a Kódex tervezett módosításának főbb céljairól, elemeiről is.

Konferencia. A Központi Statisztikai Hivatal a Magyar Statisztikai Társaság támogatásával és a Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai Bizottságának közreműködésével rendezett 2011. június 9-én és 10-én konferenciát Visegrádon „Kommunikáció: a statisztikai kultúra javításának eszköze” címmel a 2011. I. félévi magyar EU-elnökség keretében.

A konferenciáról részletes beszámolót jelen számunk 869–880. oldalain közlünk.

Halálozás. 2011. június 2-án elhunyt dr. Bercsényi Zoltán, a KSH Bács-Kiskun Megyei Igazgatóságának nyugalmazott igazgatója. A szakembert a hivatal saját halottjának tekinti.

Éltető Ödönt 80. születésnapja alkalmából köszöntötték munkatársai. A Központi Statisztikai Hivatal Keleti Károly-termében 2011. július 6-án 14 órakor tartott ünnepségen Vukovich Gabriella, a hivatal elnöke mondott

szeretetteljes üdvözlőbeszédet az ünnepelel tiszteletére. Ezt követően *Havasi Éva* statisztikai főtanácsadó, *Marton Ádám* ny. osztályvezető, *Szép Katalin* főosztályvezető és *Vita László* ny. egyetemi tanár méltató és köszöntő szavai hangzottak el.

Éltető Ödön 1958 óta kötődik a hivatalhoz. Nevéhez fűződik a reprezentatív jövedelmi felvételek megteremtése. Neve a nemzetközi és a hazai szakirodalomban két mutató kidolgozása kapcsán vált ismertté, ezek: az ÉKS- (Éltető–Köves–Szulc-) index, amely jelenleg is a nemzetközi összehasonlítások hivatalosan ajánlott eszköze, valamint a *Frigyes Ervin*nel közösen kidolgozott jövedelemegyenlőtlenségek mérésnek átlaghányados-mutatója, a HIM (Hungarian Inequality

Measure), amelyet Éltető–Frigyes-indexként szoktak emlegetni.

Az ünnepelel statisztikus jelentős szerepet játszott a KSH reprezentatív mintavételeiben, az Egységes Lakossági Adatfelvételi Rendszerben, a Háztartási Költségvetési Felvétel mintájának módszertani kidolgozásában és a nemzetközi statisztikai közéletben is. Szakmai tapasztalatára, tudására mind a mai napig számíthat és támaszkodhat a hivatal.

A *Statisztikai Szemlében* számos írása jelent meg; legutóbbi publikációjáért 2010-ben Havasi Évával, aki az utóbbi másfél évtizedben szinte állandó szerzőtársa volt, megkapta a folyóirat Gyulay Ferenc nívódíját; sok évig volt és 2011-ben ismét a szerkesztőbizottság tagja lett. A folyóirat ezúton köszönti Éltető Ödönt.

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

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

Sřnderborg, Dánia. 2011. augusztus 1–5.

„Új határok az alkalmazott valószínűség-számításban” című konferencia Sřren Asmussen tiszteletére. („*New Frontiers in Applied Probability*” Conference in Honour of Sřren Asmussen.)

Információ: *Oddbjřrg Wethelund*, Thiele Centre, Aarhus University, Denmark.

Szervezők: *Thomas Mikosch* elnök (Koppenhága), *Peter W. Glynn* (Stanford), *Tomasz Rolski* (Wrocław) *Reuven Rubinstein* (Haifa).

Telefon: (+45)-8942-3515

E-mail: oddbjorg@imf.au.dk

Honlap: www.thiele.au.dk/asmussen

Vancouver, Kanada. 2011. augusztus 4–6.

Az ISSAT (Nemzetközi Tudományos és Alkalmazott Technológiai Társaság) 17. konferenciája a tervezés megbízhatóságáról és minőségéről. (17th ISSAT (International Society

of Science and Applied Technologies) International Conference on Reliability & Quality in Design.)

E-mail: rqd@issatconferences.org

Trier, Németország. 2011. augusztus 11–13.

Az IASS (Survey Statisztikusok Nemzetközi Szövetségének) kisterületi becslésről szóló satellit konferenciája az ISI 2011. évi Statisztikai Világkongresszusához kapcsolódóan. (*IASS (International Association of Survey Statisticians) Satellite Meeting on Small Area Estimation to the 2011 ISI World Statistics Congress.*)

E-mail: <http://sae2011.surveystatistics.net/>

Reykjavik, Izland. 2011. augusztus 15–18.

A SARMA/TIES (Regionális Adaptációs Éghajlatmodellek Statisztikai Megközelítésé-

vel foglalkozó Északi Hálózat/Nemzetközi Környezetmetriai Társaság) műhelykonferenciája a klimatikus adatok megjelenítéséről. (*SARMA/TIES (Nordic Network on Statistical Approaches to Regional Climate Models of Adaptation/The International Environmetrics Society) workshop on visualization of climate data.*)

Honlap: <http://www.nrcse.washington.edu/NordicNetwork/visual.html>

Coventry, Egyesült Királyság. 2011. augusztus 16–18.

„Használjunk R-t!” című konferencia. (*UseR! conference.*)

E-mail: useR-2011@R-project.org

Honlap: www.R-project.org/useR-2011

Koppenhága, Dánia. 2011. augusztus 17–19.

A Bernoulli Társaság „Dinamikus statisztikai modellek a Statisztikai Kiválóság Program keretében; statisztikai módszerek összetett és nagyméretű modellek esetén” című szatellit konferenciája az ISI 2011. évi Statisztikai Világkongresszusához kapcsolódóan. (*„Dynamic Statistical Models in the framework of the Statistics Program of Excellence; Statistical methods for complex and high dimensional models” Bernoulli Society Satellite Meeting to the 2011 ISI World Statistics Congress.*)

Információ: IAOS 2011, NI Statistics & Research Agency, McAuley House, 2–14 Castle Street, Belfast, BT1 1SA

Honlap: <http://statistics.ku.dk/isi-satellite/>

Krakkó, Lengyelország. 2011. augusztus 18–19.

Az ISI 2011. évi Statisztikai Világkongresszusához kapcsolódó, „A statisztikai rendszerek világszintű tökéletesítése – kapacitásbővítés” elnevezésű szatellit konferencia. (*„Improving Statistical Systems Worldwide – Building Capacity” Satellite Meeting to the 2011 ISI World Statistics Congress.*)

Honlap: http://www.isi2011satellite-krakow.com/prog/prog_0_6.php

Dublin, Írország. 2011. augusztus 18–19.

Az IASE (Nemzetközi Statisztikaoktatási Szövetség) statisztikai oktatásról és szolgáltatásnyújtásról szóló szatellit konferenciája az ISI 2011. évi Statisztikai Világkongresszusához kapcsolódóan. (*IASE (International Association of Statistics Education) Satellite Meeting on Statistics Education and Outreach to the 2011 ISI World Statistics Congress.*)

Honlap: <http://isi-web.org/root/wsc2011-call-abstracts-iasae>

Krakkó, Lengyelország. 2011. augusztus 19–21.

ISI Fialat Statisztikusok ülése – az ISI 2011. évi Statisztikai Világkongresszusához kapcsolódó szatellit konferencia. (*ISI Young Statisticians Meeting – Satellite Meeting to the 2011 ISI World Statistics Congress.*)

Honlapok: www.isi2011.ie/content/sat-meetings/ysi.html; www.scss.tcd.ie/conferences/YSI2011/

Dublin, Írország. 2011. augusztus 21–26.

Az ISI 58. Statisztikai Világkongresszusa. (*58th ISI World Statistics Congress.*)

Információ: ISI Permanent Office, P.O. Box 24070

2490 AB The Hague, The Netherlands.

Telefon: (+31)–70–3375737

Fax: (+31)–70–3860025

E-mail: isi@cbs.nl

Honlapok: <http://www.isi2011.ie/>

Ottawa, Kanada. 2011. augusztus 21–25.

A Nemzetközi Klinikai Biostatistikusok Társaságának 32. éves konferenciája. (*32nd Annual Conference of the International Society for Clinical Biostatistics.*)

Információ: *Tim Ramsay* (+613)–737–8899x79380; (+613)–739–6266)

Honlapok: www.ohri.ca

Limavady, Egyesült Királyság. 2011. augusztus 27–29.

A SCORUS (Regionális és Városstatisztikai Állandó Bizottság) szatellit konferenciája az ISI 2011. évi Statisztika Világkongresszusához kapcsolódóan. (*SCORUS (Standing Committee on Regional and Urban Statistics) Satellite meeting to the 2011 ISI World Statistics Congress.*)

Honlap: business.ulster.ac.uk/scorus/index.html

Eindhoven, Hollandia. 2011. augusztus 29–30.

Az EURANDOM (a Statisztika, a Valószínűség-számítás, a Sztochasztikus Operációkutatás és Alkalmazásai Európai Intézetének) biztosítási és pénzügyi alkalmazásokról szóló szatellit konferenciája az ISI 2011. évi Statisztika Világkongresszusához kapcsolódóan. (*EURANDOM (European Institute for Statistics, Probability, Stochastic Operations Research and its Applications) Satellite meeting to the 2011 ISI World Statistics Congress focusing on insurance and financial applications.*)

Honlap: <http://isi-web.org/root/wsc2011-eurandom-satellite-meeting>

Baia delle Zagare, Olaszország. 2011. szeptember 1–2.

A Nemzetközi Környezetmetriai Társaság 2011. évi Európai Regionális Konferenciája „Térbeli adatokkal kapcsolatos módszerek környezeti és ökológiai folyamatok esetén” címmel. (*„Spatial Data Methods for Environmental and Ecological Processes” 2011 European Regional Conference of The International Environmetrics Society.*)

E-mail: spatial@unifg.it

Honlap: www.unifg.it/spatial

Coimbra, Portugália. 2011. szeptember 4–8.

Az Európai Üzleti és Iparstatisztikai Hálózat 11. éves konferenciája. (*11th annual conference of the European Network for Business and Industrial Statistics.*)

Információ: *Marco P. Seabra dos Reis*
Department of Chemical Engineering,
University of Coimbra Polo II, Rua Silvío Lima
3030-790 Coimbra, Portugal

E-mail: enbis11@enbis.org

Honlap: www.enbis.org

Lisszabon, Portugália. 2011. szeptember 5–9.

Az Európai Fiatal Statisztikusok 17. Ülése. (*17th European Young Statisticians Meeting.*)

Információ: *Paulo Canas Rodrigues*

Telefon: (+351)–936–110–338

E-mail: paulocanas@fct.unl.pt

Honlap: <http://www.fct.unl.pt/17eysm/>

Leuven, Belgium. 2011. szeptember 6–9.

Az IASC–ERS (Statisztikai Számítások Nemzetközi Szövetsége Európai Regionális Szekciójának) „Robusztus módszerek összetett adatstruktúrák esetén” elnevezésű nyári iskolája. (*„Robust Methods for Advanced Data Structures” IASC-ERS (International Association for Statistical Computing – European Regional Section) Summer School.*)

Honlap: wis.kuleuven.be/Events/IASC2011/

Neuchâtel, Svájc. 2011. szeptember 12–14.

2. Európai Létesítménystatisztikai Műhelykonferencia. (*2nd European Establishment Statistics Workshop.*)

Információ: *Paul-André Salamin*

E-mail: info@enbes.org

Honlap: www.enbes.org

Jaca, Spanyolország. 2011. szeptember 13–16.

Pireneusi statisztikai, valószínűség-számítási és operációkutatási nemzetközi műhelykonferencia és nyári iskola. (*Pyrenees International workshop and summer school on Statistics, Probability and Operations Research.*)

Honlap: metodosestadisticos.unizar.es/~jaca2011/

Lisszabon, Portugália. 2011. szeptember 19–21.

Statistikai elemzés a Lexis-féle diagramban: kor-időszak-kohorsz-modellek. (*Statistical Analysis in the Lexis Diagram: Age-Period-Cohort Models.*)

Információ: Ana Luisa Papoila
Telefon: (+351)–21–880–3052
Fax: (+351)–21–750–0120
E-mail: ana.papoila@fcm.unl.pt
Honlap: www.ceaul.fc.ul.pt/seeevent.html?id=206

München, Németország. 2011. szeptember 19–21.

A CEQURA (Mennyiségi Kockázatelemzési Központ) 2. konferenciája a pénzügyi és a biztosítási kockázatmenedzsment újdonságairól. (*2nd CEQURA (Center for Quantitative Risk Analysis) Conference on Advances in Financial and Insurance Risk Management.*)

Szervező: Stefan Mitnik
Fax: (+49)–(0)–892180–5044
E-mail: riskconference@cequra.lmu.de
Honlap: www.cequra.uni-muenchen.de

Lipcse, Németország. 2011. szeptember 19–23.

A DStatG (Német Statisztikai Társaság) éves ülése (szeptember 20–23.) és műhelykonferenciája fiatal statisztikusok számára. (*The Annual Meeting of the DStatG (German Statistical Society) (September 20–23) and the DStatG-Workshop for Young Statisticians.*)

Honlap: <http://www.statistische-woche.dstatg.de>

Berg en Dal, Hollandia. 2011. szeptember 25–29.

Ötödik Nemzetközi Kemometriai Kutatási Ülés. (*Fifth International Chemometrics Research Meeting.*)

Honlap: www.icrm2011.org

Bécs, Ausztria. 2011. szeptember 25–30.

„Optimális kísérlettervezés – elmélet és alkalmazás” című nemzetközi konferencia. (*„Optimal Design of Experiments – Theory and Application” International Conference.*)

Információ: Dieter Rasch professor

E-mail: dieter.rasch@boku.ac.at

Helyreigazítás. Előző számunkban megjelent „A fenntartható fejlődés és környezet számokban” című konferencia ismertetéséből tévedésből kimarad a következő lábjegyzet: „A környezettudatosságra nevelés feladatait tartalmazza a KSH Könyvtár projektje (azonosító: TÁMOP-3.2.4-09/1/KMR-2010-002)”. Elnézést kérünk a hibáért.

Könyvszemle

Salkind, N. J.:

Statisztika olyanoknak, akik (azt hiszik) gyűlölik a statisztikát

Statistics for People Who (Think They) Hate Statistics. (2nd Edition) Sage Publications, Inc. Thousand Oaks, London, New Delhi. 2004.

Ez a tankönyv azzal a céllal íródott, hogy megismertesse (ha már megszerettetni nem tudja) a statisztika alapfogalmait, fő gondolatiságát olyan – elsősorban társadalomtudományi, magatartástudományi – hallgatókkal, akiknek ez a diszciplína távolinak és ijesztőnek tűnik, ám valamilyen szinten szükségük van rá. A kiadvány voltaképpen nem egyedülálló, műfaja sem új: évtizedek óta felbukkan az angol, német, olasz és nyilván más nyelvű szakirodalomban olyan mű, amely mindennapos példákon keresztül akar statisztikát magyarázni köznapis embereknek. Statisztika könnyen, gyorsan, nehézségek nélkül, matematika nélkül, formulák nélkül... A szlogen ismerős, ám a magyar nyelvű szakirodalomban tudomásom szerint ilyen kiadvány még nem jelent meg, ezért talán érdemes egy kicsit részletesebben megismerni a tartalmát.

Ez a kötet tehát nem lóg ki a sorból, legfeljebb annyiban, hogy már-már a tökéletességig viszi azt a koncepciót (aminek eredményét divatos szóval e-booknak neveznek), miszerint készítsünk olyan kiadványt, amelynek jópofa a szövege, tele van ábrákkal, karikatúrákkal (majdnem olyan, mint egy képregény). A mondanivaló lényegesebb részei több szinten, kétszer-háromszor ismétlődnek, a különféle elemeket jól látható ikonok mutatják, és a nehe-

zebb gondolatokat szellemes vagy annak szánt okfejtésekkel, történetekkel kerekítik le. Már az eddigiekből is kitűnhet, hogy az ismertető írójaként nem értek teljesen egyet ezzel az elgondolással. Az oktatónak úgy hiszem nem az lenne a feladata, hogy idomuljon a környezet igénytelenségéhez, hanem oktassa, nevelje, tanítsa meg a hallgatókat tanulni, dolgozni. Ebből az e-book koncepcióból annyi racionális magot természetesen elfogadok, miszerint egy oktatási anyag lehetőleg kerülje az öncélú tudálékoskodást, próbáljon meg világosan, célratorően, tömören, a rendelkezésre álló technika adta lehetőségek maximális kihasználásával magyarázni, de ne sugallja azt, hogy kevés munkával is el lehet jutni komoly tudásig. Tudomásul kell venni, hogy a tanulás (a hatékony tanulás) igen nehéz (egyesek szerint a legnehezebb) szellemi munka. Az egyetemi hallgatóknak a társadalomban elfoglalt kiváltságos helyzete mögött az van, hogy a társadalom tudomásul veszi ezt a nehéz munkát. Félő, hogy az ilyen és hasonló – a tudás látszatát biztosító, valójában áltudást adó – könyvek visszaélnek ezzel, és meggyőződéseim szerint hosszú távon jelentős károkat okoznak a fiatal generáció fejlődésében és általában az oktatás társadalmi megítélésében.¹

¹ Annak bizonyítására, hogy az itt kifejtett kemény gondolatokat a magam számára is komolyan veszem, megemlítem, hogy a Budapesti Corvinus Egyetem alapképzésében használt tankönyvünket (HUNYADI L. – VITA L. [2008]: *Statisztika I–II*. AULA Kiadó. Budapest.) a kiadó e-book formára szerezte volna átdolgozni. A kifejtett okokból kiindulva az ehhez való hozzájárulást – a kétségtelen anyagi előnyök ellenére – szerzőtársammal teljes egyetértésben, határozottan megtagadtuk.

Az eddig elmondottak alapján talán érthető, hogy a kiadvány ismertetését a lényegesebb, formai elemekkel kezdem. Mint említettem, a könyv szinte minden rendelkezésre álló eszközt (a színek kivételével – hiszen a színes nyomás alighanem komoly költségtöbbletet jelentett volna) felhasznál annak érdekében, hogy egyszerűen, kevés munkával, a valódi nehézségek szőnyeg alá söprésével eleget tegyen kitűzött céljának. Ezekből az eszközökből pedig akad bőven. A kötet fejezetenként egységes szerkezetű, ami természetesen helyesíthető. A többnyire blikkfangos cím után címszavakban megjelenik az, hogy a fejezet miről fog szólni, pontosabban mit fog megtanulni az, aki azt alaposan átolvassa. Ezt követően egy vizuális mutató jelzi, hogy a fejezet milyen nehézségű. A szöveget a mindenütt megjelenő ikonok strukturálják, nagyjából a következő módon: a főszöveg mellett semmiféle jelzés nem található, de a technikai részleteket tartalmazó bekezdést egy telefon szimbolizálja; ahol algoritmusok, lépésenkénti eljárások bemutatása következik, ott egy létra stilizált ábrája jelenik meg. Amennyiben valamiféle kitekintés a cél, vagy általánosabb összefüggésre kívánnak utalni, akkor ezt a margón megjelenő villanykörte jelzi, míg egy figyelmeztető, felemelt ujj azokra a gondolatokra emlékeztet, amelyek memorizálása lényeges lehet. Emellett már csak egy számítógép ikonja jelenik meg olykor a margón, jelezve, hogy számítástechnikai vonatkozásokról van szó. Az alaposan „kidekorált” szöveget egy összefoglaló, majd „Itt az idő gyakorolni!” felkiáltással néhány gyakorló kérdés, illetve feladat követi, természetesen a válaszokkal, megoldásokkal együtt. Ez a struktúra fejezetenként ismétlődik, majd a könyv végén egy részletes fogalomtár (Glossary), név- és tárgymutató (Index), statisztikai táblázatok, valamint a gyakorló feladatokhoz adatok állnak az Olvasó rendelkezésére. Ahhoz, hogy ez a munka ne

csak egyszerűen könyv, de intézmény is legyen, CD-melléklet, valamint tanári kézikönyv is tartozik hozzá (ez utóbbiakat sajnos nem látam). Általános véleményemet erről a műfajról korábban már elmondtam, itt csak annyit tennék hozzá, hogy engem nagyon zavar a tömördek kép (tréfás ábra) és ikon, amelyek teljesen széttördelik a szöveget, emellett sok a szájbárágásszerű ismétlődés.

Am térjünk most át a tartalomra! Ebben a tekintetben egy meglehetősen hagyományos, konzervatív bevezető statisztikával van dolgunk. Bár a címek olykor látványosak, szórakoztatók, „fiatalosak”, a tartalom – persze a nehezebb részletek mellőzésével – egy szokványos statisztika könyv, amely öt nagyobb részre és ezeken belül összesen húsz fejezetre tagolódik. Az első rész (címe: „Hurrá! Itt vagyok Statisztikaországban”) meghatározza a statisztika tárgyát és módszereit, két oldalt szentel a statisztika történetének, és bemutatja a könyv szerkezetét, használatának módját. Nagyon jó megoldásnak tartom, hogy már itt, a legelején, a statisztika tárgyánál tisztázza a leíró és a következtető statisztika fogalmát, a kettőt világosan szétválasztja egymástól. Ennek az első résznek (és egyben fejezetnek) a legfőbb célja, és talán érdeme is az, hogy megpróbálja – talán sikerrel – a statisztikával kapcsolatos félelmeket, görcsöket eloszlatni.

A második rész „Sigma Freud és a leíró statisztika” címet viseli. (A Freudra való utalás egyrészt abból adódik, hogy a könyv fő célcsoportját pszichológushallgatók alkotják, akik számára ő alighanem bálvány. Ugyanakkor azt is leírja a szerző, hogy Freud, bár nem használta tudatosan a statisztikát, elméletét nagyon alapos és kiterjedt tapasztalati kutatásokra alapozta, aminek során haszonnal alkalmazta a leíró módszereket.) A tárgyalást a középértékekkel kezdi („Cél az átlag!”), majd a szóródás fogalmával („Éljen a változatosság!”) és fontosabb mutatószámaival folytatja. Viszonylag

nagy teret szentel a grafikus ábrázolásnak („Egy kép többet ér ezer szónál”). Nagyon jó elgondolásnak tartom, hogy a lehetséges feladatokat az ábrák típusai szerint csoportosítja, világosan bemutatva, mely típusok milyen feladat ábrázolására alkalmasak, illetőleg nem megfelelők. Az is tetszik, hogy tíz pontban (a tíz egyébként az egész könyvön végigvonuló „mágikus” szám) foglalja össze az ábrakészítés fontosabb szabályait. Talán érdemes belőle néhányat idézni: „...2. Tervezd meg az ábrát, mielőtt véglegesen megrajzolnád! 3. Azt mondd, amit gondolsz, és azt gondold, amit mondasz – se többet, se kevesebbet!...5. Egy ábra csak egy gondolatot tükrözzön!...8. Az egyszerű a legjobb!...” Ezek a gondolatok kiváltképp megfontolandók manapság, amikor a számítógépek segítségével egyre inkább tejednek az áttekinthetetlenül bonyolult, egy ábrába 2-3 különböző gondolatot is sűríteni kívánó grafikonok. Ez a rész a „Fagylalt és bűnözés” című fejezettel zárul, amelyik a korrelációról szól. Címét egy találó példáról kapta: egy amerikai kisvárosban statisztikusok kimutatták, hogy a fagylaltok forgalma és a bűnözés pozitív korrelációban van egymással. Jóllehet a kapcsolat nem oksági, hanem közös ok áll a két jelenség között (a meleg idő, a szabadságolások, a nyitott ablakok, a lazább öltözködés segíti a besurranókat, a betörőket és a zsebtolvajokat). Egy buzgó sheriff mégis a fagylaltfogyasztás korlátozásával akarta csökkenteni a bűnözést. Jó példa!

A harmadik, „Szórakozás is, üzlet is” című rész a hipotézisvizsgálattal, elsősorban annak elméleti alapjaival, szemléleti kérdéseivel foglalkozik (6. fejezet). A műfajhoz képest feltűnő alapossággal tárgyalja a nullhipotézist és az ellenhipotézist (megfogalmazása szerint a kutatási hipotézist), a kétféle hipotézis eltérő voltát. Részletesen öt kritériumot (nem tízet!) mutat be arra vonatkozóan, hogy mikor és mitől jó egy hipotézis. E rész következő (7.) fejezete

a következtetéseleméletben központi szerepet játszó normális eloszlás tulajdonságait mutatja be („Normálisak a vonalaid?”). A szerző itt szán néhány bekezdést annak, hogy egyáltalán a valószínűség kifejezést megemlíthesse. Ez bizony mindenféle mércével kevésnek tűnik!

A negyedik rész („Szigifikáns különbség: az induktív statisztika használata”) a statisztikai következtetéselemélettel, annak is a hipotézisvizsgálati vonatkozásaival foglalkozik. Ez a könyv legterjedelmesebb és egyben tartalmilag is súlyponti része, hiszen tizenegy fejezetet foglal magában. „Szigifikánsan szigifikáns!” hirdeti a 8. fejezet címe, amely természetesen a szigifikancia fogalmát tárgyalja. Még jó időben bevezeti az első- és másodfajú döntési hibákat, és „A világ legfontosabb táblázata” (ebben a tananyagban) a valóság és a helyes, illetve hibás döntések értékelésére szolgáló ismert 2×2 -es táblázatot mutatja be. Szól a statisztikai szigifikancia, valamint a gyakorlati lényegesség (meaningfulness) kapcsolatáról, és itt ad egy kicsit általánosabb bevezetést a statisztikai következtetéseleméletbe. Nem lehet azonban eléggé sajnálkozni azon, hogy ennek keretében még csak említést se tesz arról, miszerint a tesztelésen kívül más célja (becslés) is lehet az induktív statisztikának. A fejezet végén viszont jó összefoglaló található arról, hogy milyen lépéseken keresztül lehet szakszerűen elvégezni egy statisztikai próbát. (Az olvasó csak azon csodálkozik, hogy miért nincs itt a létra, holott ha valahol, akkor itt lenne a helye!) E rész további fejezetei a gyakran alkalmazott konkrét tesztek mutatják be. A 9. fejezet („t(éa) kettesben”) a kétmintás t -próbát, mint legfontosabb alaptereszt mutatja be, független minták esetére. Itt találkozzunk először „A Bölcsesség és a Tudás Ösvényével”, ami egy részletes ábra (térkép) azt segítendő, hogy a jámbor elemző eligazodjon a különböző szóba jöhető tesztek alkalmazásának feltételei között. Az ezt követő 10. fe-

jezet még mindig a kétmintás t -próbát tárgyalja, ezúttal páros minták (és sokaságok) esetén. Mivel korábban nem volt szó az egyszerű egymintás próbákról (miért?), amelyekre könnyen vissza lehetne vezetni ezt az esetet, így jóval bonyolultabban jut el ugyanarra az eredményre. Ez bizony nem elegáns, és nem szolgálja a jobb megértést! Itt is megjelenik „A Bölcsesség és a Tudás Ösvénye”, ezúttal páros minták esetére alkalmazva. A 11. fejezet („Két csoport túl sok?”) a varianciaanalízis világába ad bevezetőt. Vákolja az alapproblémát, bemutatja a különféle varianciaanalízis-modelleket („Az ANOVA különböző ízei”), valamint természetesen ezúttal is kapunk útmutatást a bölcsességhez és a tudáshoz. Ennek a fejezetnek egyik felettébb figyelemre méltó betéte („Igazán fontos!”) az a megjegyzés, amely a Bonferroni-egyenlőtlenség egyszerű alkalmazásával igazolja, hogy az egy lépésben végzett ANOVA mennyivel erősebb próba, mint a páronként végzett t -próbák. A 12. fejezet („Íme, az ANOVA egy újabb íze!”) a faktoriális ANOVA-t és az interakciók szerepét mutatja be. A 13., „Unokatestvérek vagy csak jó barátok?” című fejezet a korrelációs együttérthető értelmével, jelentőségével és tesztelésével foglalkozik. A szokásos t -próba bemutatásán túl, újra visszatér az okság és az együttmozgás, valamint a statisztikai szignifikancia és a lényegesség megkülönböztetésére. „Jelezzük előre, ki nyeri a bajnokságot!” a 14. fejezet címe. Ebben a kétváltozós lineáris regressziós modellt, mint az előrejelzés egyetlen (?) eszközt mutatja be, de csak leíró jelleggel. Ez a regressziós egyenes „a világ legjobb vonala” (legalábbis a te adataid esetén), az, amit adataira a legkisebb négyzetek módszerével illeszt (a módszer nevét, elvét, értelmét szemérmesen elhallgatja). Annak keretében, hogy felveti a kérdést – „több tényező jobb előrebecslést biztosít-e?” – eljut a multikollinearitás (ki nem mondott, de körülírt) fogalmához, a többválto-

zós regresszió gondolatához, sőt a dummy változók alkalmazásának szükségességéhez is. Mi lenne, ha egy gyanakvó hallgató megkérdezné: ha a tesztek (értelemszerűen) csak mintákon hajtjuk végre, a hasonló mintaadatokon miért csak leíró regressziót végzünk? A szerző ezt a kérdést aligha tudná megválaszolni. A 15. fejezet („Én nem hiszem, hogy normális vagyok”) a nemnormális eloszlású változókról, az ezekre alkalmazható tesztekéről értekezik. Itt a hangsúly értelemszerűen a χ^2 -próbákon van, elsősorban illeszkedésvizsgálati céllal. Ezen túlmenően azonban egy jól áttekinthető táblázatban bemutatja a nominális és ordinális skálákon mért változókra alkalmazható legfontosabb nemparaméteres próbákat (McNemar-, Fisher- és Kolmogorov–Szmirnov-tesztek, előjelpróba, Mann–Whitney-féle rangösszegpróba, Wilcoxon-teszt, Spearman-féle rangkorreláció). A 16. fejezet („Az igazat, és csak az igazat!”) bevezet a megbízhatóság és az érvényesség elemzésébe. A mérési skálák átfogó ismertetésén túl (miért ilyen későn?) bemutatja a kapott eredmények értékelésének filozófiai hátterét, azt, hogy a statisztikai eredmények alapján milyen valós következtetések vonhatók le. Mivel ez a fajta elemzés a magyar statisztikaoktatásból szinte teljes mértékben hiányzik, érdemes lenne ezt a fejezetet valamilyen formában részletesen is a magyar olvasók elé tárni. A 17. fejezet a korábban behatóan nem tárgyalt, de fontos, nehezebb, bonyolultabb statisztikai eljárásokat mutatja be, mintegy olvasmányként. Így megnevezi a MANOVA-modellt, az ANOVA további kiterjesztéseit, a kovarianciaanalízist, a többváltozós regressziós modellt, a faktoranalízist, az útelemzést, valamint a strukturális egyenletek modellezését. Az érdemi tárgyalást a 18., „Statisztikai szoftverek áttekintése” című fejezet zárja. Ebben először hasznos tanácsokat ad a megfelelő szoftver beszerzéséhez (felhívja a figyelmet a szabad elérésű szoftverekre, a hallgatói válto-

zatokra, a kipróbálás lehetőségeire, valamint arra, hogy mindenki próbálja meg reálisan felmérni saját igényeit), majd bemutatja a (könyv írása idején) legnépszerűbb programcsomagokat, így egyebek közt a JMP-t, a Minitab-ot, a STATISTICA-t és az SPSS különféle változatait.

Az ötödik rész már nem tartozik szorosan a statisztikatanulmányokhoz („A tények tonnái, amiket tudni illik, és amikre emlékezni kell”), hiszen egyrészt ismétlés jellegű, másrészt a statisztikai munka környezetével foglalkozik. A 19. fejezet („A tíz legjobb internetes lap statisztikusoknak”) a legfontosabb internetes oldalakra hívja fel a figyelmet, amelyek különböző formában segíthetik a statisztikai munkát. Külön emlékeztet arra, hogy a lapok címei változnak, de ennek a könyvnek a honlapja állandó, és onnan az itt hivatkozott további oldalak mindig elérhetők. Mi mindent lehet elérni az interneten? Mindent! Szabad felhasználású programcsomagokat és egyszerű célkalkulátorokat, a statisztika történetét tanulmányozni szándékozóknek a *Ki Kicsodát*, adatokat minden mennyiségben, online oktatóanyagokat és még sok mindent – csak keresni kell. Végül a 20. fejezet az adatgyűjtés tíz fontos ajánlását foglalja össze. Ez a fejezet önmagában is megérné a részletes ismertetést, hiszen egy gondosan és alaposan összeállított listáról van szó.

Az A Függelék bevezetőt ad az SPSS használatába („SPSS kevesebb, mint 30 perc alatt”), a B Függelék a szokásos statisztikai táblázatokat tartalmazza, míg a C Függelék a szövegben szereplő számpéldák adattábláit adja meg. A könyvet a már említett fogalomtár, valamint név- és tárgymutató egészíti ki. Felhasznált vagy ajánlott irodalom csak az egyes fejezeteknél található.

Az összefoglaló-értékelésem a könyvről, jórészt következik a már elmondottakból. A könyv műfajáról a bevezetőben sok negatívú-

mot mondtam, ugyanakkor tartalmilag néhány értékes, megfontolandó, a saját oktatásunkba is átemelhető vonását fedeztem fel. Így tetszett az, hogy ha felületesen is, de a statisztikának meglehetősen széles spektrumát tekinti át. Sokszor, sok helyen részletes matematikai levezetések és bizonyítások helyett értelmes, lényegre törő logikai, verbális magyarázatokkal, indoklással találkoztam, és tetszett az a mód, ahogy a számítógépek használatára rávezeti a hallgatókat, beleértve a felületes alkalmazás veszélyeinek bemutatását is.

Ami a műfajon túl nem tetszett, az az egyoldalúság, ami a valóban sok ismertetett téma mellett indokolatlanul hanyagolta a leíró elemzéseket, de még olyan induktív elemeket is, mint amilyenek a becsléseknél vagy más modellezésnél adódnak. A matematika teljes kiiktatása a statisztikából, kiváltképp a következtető statisztikából szerintem nagyon nehezen elképzelhető, és furcsa anomáliákhoz vezet. Csak két példát említek: a variancia becslésekor az $n-1$ -gyel való osztást nyilván becsléseméleti alapok és elég komoly matematikai háttér nélkül nem lehet megérteni, se magyarázni. Az indoklás, amit a szerző jobb híján odavet („konzervatívak vagyunk, ezért szeretjük felülbecsülni a hibát, amit a kisebb nevezővel érhetünk el”), nem más, mint rút mellébeszélés. Hasonlóan értelmetlen a korrelációs mátrixról beszélni akkor, amikor az olvasónak halvány fogalma sincs arról, hogy mi a mátrix és mire jó. Nem tetszenek bizonyos szerkezeti következtetlenségek (például a mérési skálák helye), és az sem, ami az amerikai könyvek esetében nem ritka gyakorlat, hogy a példákat meg sem próbálják valamely, a köznapi életben előforduló jelenséghez kötni, hanem egyszerűen csak mögöttes tartalom nélküli számokkal, jobb esetben valamiféle meg nem nevezett vizsgálat adataival dolgoznak.

Végül is jó ez a könyv vagy sem? Nem hiszem, hogy ez az igazán lényeges kérdés,

hiszen a magyar olvasóknak csak elenyésző hányada fog találkozni vele. Inkább az a kérdés, hogy jó-e (lehet-e) egy *ilyen* könyv, és az *ilyen*-t most kétféleképpen értem. Egyfelől lehet-e a matematikai alapok teljes mellőzésével statisztikát adni, másrészt megfelelő-e az, hogy a tanulás nehézségeit ezzel a módszerrel próbáljuk meg a szőnyeg alá söpörni? Az első kérdést tartom nehezebbnek, hiszen kell-e tudni kettes számrendszerben számolni annak, aki egy számítógép elé leül? Kell-e ismerni a négyütemű motor működési elvét annak, aki autót akar vezetni? Bár az analógiák mindig sántítanak, hasonló kérdés lehet az, hogy mit tegyen az olyan területen kutató tudós (vagy jelölt), aki szakterületén komoly eredményeket kíván elérni, amihez egyebek között statisztika kell, ám annak alapjait bármi oknál fogva nem tudja, vagy nem akarja elsajátítani? Az ilyeneket ki kell rekeszteni az alkalmazásból? Aligha hiszem, de azt, hogy

miként lehet nekik úgy megtanítani a statisztikát, hogy az egyszerű, érthető és egyben szakszerű is legyen, egyelőre nem tudom. Szívesen venném, ha a szakma (statisztikaoktatók) együtt próbálna meg erre valami jó megoldást kiötlölni.

Ami a másik kérdést illeti, abban a véleményem elég egyértelmű, és a bevezető részben részletesen is kifejtettem. Szívem szerint azt mondanám, hogy ez a módszer nem lehet jó, de várjuk meg a tapasztalatokat. Ha – részben talán az itt leírtak figyelembe vételével – egyszer elkészül egy magyar statisztikai e-book, és az abból felkészült hallgatók valóban meggyőző tudást mutatnak fel, akár szívesen támogatnám is ezt a vonalat. Csak ne nekem kelljen megírnom azt a könyvet!

Hunyadi László

egyetemi tanár, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője
E-mail: Laszlo.Hunyadi@ksh.hu

Folyóiratszemle

Ward, M. – Blades, D. – Carson, C.:

Mennyire releváns az árváltozások hivatalos mérése az Egyesült Királyságban?

(How Relevant are the United Kingdom's Official Measures of Price Change?) – *Statistical Journal of the IAOS*. Vol. 7. No. 1–2. pp. 31–37.

A helyes társadalmi döntésekhez jól megalapozott elméleti modellek és valódi, helyes adatok kellene. Az árindexelmélet például egy olyan terület, ahol a megfigyeléseken alapuló tények és a hozzájuk kapcsolódó elméleti meg-

fontolások, feltételezések nem kellően megalapozott alkalmazása helytelen döntésekhez vezethet. Az utóbbi időben, sajnos, megfigyelhetőek olyan jelenségek az árváltozások mérése esetében, hogy a fogyasztói magatartás és a piaci változások nem kapnak kellő figyelmet.

Az árindexek használatakor, például nem mindig világos, hogy azok mit mérnek, mire vonatkoznak. Ebből az következhet, hogy a felhasználók között értelmezési különbségek adódnak. A tanulmány azzal foglalkozik, hogy megvilágítsa a különbségeket az általános inflációs mérőszám és a megélhetési költségindex (cost of living index – COLI) között.

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

Nem tekinthető etikai problémának, hogy a hivatalos statisztikusok többféle árindexet közölnek. Ám az nyilvánvaló, hogy a közölt kiskereskedelmi árindex (retail price index – RPI) és a fogyasztói árindex (consumer price index – CPI) közül a felhasználók azt választják, amelyik céljaiknak leginkább megfelel. Az Egyesült Királyság Nemzeti Statisztikai Hivatala (UK Office of National Statistics – ONS) többféle árindexet közöl, de az elméleti megfontolások nagyobb szerepet játszanak, mint az, hogy világos, áttekinthető mérőszámot adjanak az árinflációról. A végeredmény az, hogy a döntéshozók hibás döntéseket hoznak, a lakosság pedig elbizonytalanodik az adatok megbízhatóságát illetően, mivel el-
lentmondást látnak a mindennapi tapasztalataik és a hivatalos adatok között.

Ha a döntéseket megalapozó statisztikai adatok pontatlanok, akkor a vizsgált jelenségek félreérthetők, megítélésük helytelen lehet. Az árindexek esetében előfordulhat, hogy azok nem teljesen megfelelőek, a racionális fogyasztói magatartás ellentmond a hagyományos közgazdasági elméletnek.

Az árákról és bérekről gyűjtött statisztikai adatokat külső hatások befolyásolhatják. Ezek lehetnek politikai vagy intézményi eredetűek, elméleti vagy koncepcionális megfontolások, a definíciók bizonytalanságai vagy technikai jellegű kérdések. A mérések pontossága anyagi korlátoktól sem független. Mindezek hatással lehetnek a médiára és a statisztikai adatközlésekre. A két széles körben használt árindex jó példája lehet az előzőekben elmondottaknak.

Történeti távlatban sok példa található az árak befolyásolására. Ezek motivációja inkább politikai érdekekből és nem elméleti megfontolásokból fakad. A beavatkozás eredménye általában az életszínvonal csökkenése volt, pont úgy, mint amikor az adókat emelték. Az infláció együtt jár a szociális bizonytalanság-

gal és a történelem során nem egy esetben vezetett ilyen helyzet az „uralkodók” bukásához. Nem meglepő tehát, hogy a kormányzatok abban érdekeltek, hogy minél alacsonyabb legyen az infláció. Ezért sokszor változnak a „formulák” azzal a céllal, hogy részben rejtve maradjon az árak hazai eszkalációja. A megoldásra törekvés azonban nem lehet rövid távú. A kialakított módszereknek legalább 25 évig változatlanok kell maradniuk.

Az utóbbi időben nagy figyelmet kapott a „harmonizáció”, melynek eredménye kérdéses, hogy megfelel-e a hagyományos indexelméletnek. Ennek az a lényege, hogy az elemzőknek különbséget kell tenniük a tiszta árváltozás és a COLI között. Az első egyszerűen a termékek és szolgáltatások valamely „kosarának” árváltozását méri, a második pedig azt, hogy a vásárlók hogyan reagálnak az árváltozásokra. Az egyik árindex szélsőséges esetben lehet akár egy súlyozatlan árindex, a másik pedig olyan, amiben a megfigyelt árakat a minőségi változásokkal korrigálják. Kérdés azonban, hogy mindenki számára elfogadható-e, hogy az áremelkedés egy részét minőségjavulásként számolják el. Különösen igaz ez a hedonikus technikára, ami még elfogadható széles választék esetén (például tartós háztartási cikkek), de már kevésbé a számítástechnikai cikkekénél, ahol nincs választási lehetőség, mivel mindig a legújabb termékek vannak a piacon.

Fontos szempont az is, hogy az árváltozások nem függetlenek a jövedelmek emelkedésétől és az egyenlőtlenségek növekedésétől. A fogyasztás struktúrája ugyanis változik, és a kormányzatnak meg kellene gondolnia, hogy folytassa-e a COLI számításánál az egyszerű számtani átlagolás gyakorlatát. A hosszú ideje tartó vita a „plutokrata” és a „demokrata” indexek között jelzi, hogy kérdéses, vajon a háztartásonkénti vagy az egyesített fogyasztás súlyarányait célszerű hasz-

nálni.¹ Szociális megfontolásból adódik, hogy az árváltozásokat külön ki kell mutatni az eltérő helyzetű (etnikumok, képzettség, terület, bevándorlók stb.) háztartások sajátos csoportjaira. Az országos COLI súlyai a módusz vagy a medián háztartások súlyait kell, hogy használják.

Ha a közgazdasági elméletet tekintjük az indexszámítás alapjának, akkor a különböző külső hatások (például agresszív reklámkampány) nem lenne szabad, hogy torzítsák a COLI értékét. Ezek a nem kényszerítő választási lehetőségek elsősorban a jobb módú rétegeket érintik.

A (gazdaság)politika szempontjából nagyon fontos különbséget tenni a két index között. Az infláció nemzetgazdasági szempontból a GDP termeléséhez kötődik és kínálati jellegű, viszont a COLI kifejezetten keresletvezérelt jelenség. Ez a felismerés megnyilvánul az új nemzetközi CPI-kézikönyvben és a Boskin-jelentés alap gondolata is ebből ered.

A kormányzatok nem szeretik az ármozgások hátterét vizsgálni, de attól is vonakodnak, hogy az olyan termékek (például élelmiszerek), szolgáltatások árváltozásait befolyásolják, amelyek esetében arra lehetőségük lenne. Pedig a közösségi javak (oktatás, egészségügy, lakás stb.) – amelyek nagymértékben meghatározzák az életszínvonal alakulását – árai befolyásolhatók. Bizonyos értelemben ugyanez igaz az energiaárakra, a közlekedésre, a közszolgáltatásokra is.

¹ Az átlagos fogyasztói kosár a teljes lakosság fogyasztási szerkezetét jeleníti meg, amibe minden háztartás a saját súlyával kerül be. Ebben (a szakirodalomban néha plutocratic-nak nevezett árindexben) a nagyobb jövedelmű háztartások nagyobb súlyt kapnak, mint a szegényebbek. Ezzel szemben áll az a felfogás, miszerint minden háztartás egyenlő súlyt kapjon, ami az ún. democratic koncepciónak felel meg.

Elméleti megfontolások szerint a relatív árváltozások hatása megjelenik a fogyasztás szerkezetében. Ez azonban erős leegyszerűsítés, mert kisebb árváltozások esetén, beleértve a bérekét is, ez az elméleti modell nem elég rugalmas. Gyakorlatban a heti bevásárlásokat elsősorban a megszokott igények határozzák meg, a családok „életmódját” követik, rugalmatlanok a mikroarány-változásokra. (A háziasszonyok bevásárlásaik során sokszor elmentendő hatások érik, melynek az is lehet a következménye, hogy számos esetben a racionális megfontolásokkal ellentétesen viselkednek, például időhiányból vagy megszokásból adódóan.) A helyettesítési hatás tehát nem mindig úgy alakul, ahogy annak az elméleti modellek szerint működni kellene.

Az elmúlt két évtized során számos országban az volt tapasztalható, hogy az új árhátlancok megjelenésével érzékelhető volt valamilyen boltok közötti helyettesítési hatás, de az egyszeri és nem nagy jelentőségű volt. Még azt is meg kell jegyezni, hogy az árusítók képesek a termékek választékát szinte kedvük szerint variálni.

Az elmondottakból arra lehet következtetni, hogy több éven át változatlan súlyokkal számított árindexszel lehet a legjobban mérni az inflációt. Az Egyesült Királyságban a súlyokat évente változtatják azzal érvelve, hogy a helyettesítési hatás ily módon valamelyest nyomon követhető. A jelenlegi nemzetközi ajánlások szerint évenként kell felülvizsgálni a súlyokat, ami azonban a szerzők szerint nem feltétlenül helyes.

Az üzletekben sokféle okból és formában lehetséges árendeményeket adni és kapni. Mindezek számbavétele, figyelemmel kísérése idő és kellő körültekintés hiánya miatt nem lehetséges. Célszerű megoldás lehet, hogy az országos COLI mellett, egyes népességcsoportokra és vidék-város részletezésben is számítsák ki a megélhetési költségindexeket. Az or-

szágos átlagok használata kedvezőtlen lehet kisebb, előnytelen helyzetben levő népesség-csoportok esetében.

A társadalomra és a gazdaságra nincs jó hatással, ha a kormányzat nem igyekszik már kezdetben újtját állni az inflációnak. Lehet, hogy a statisztikák nem kielégítőek, lehet, hogy az adóbevételek csökkenése akadályozza a határozott kormányzati intézkedéseket. Az Egyesült Királyság kormányzata által használt CPI lényegében nem más, mint politikai konvenció. Ugyan összehasonlítható más EU-tagországok adataival, de nem helyesen méri az általános ár-emelkedéseket, mert figyelmen kívül hagyja a lakásköltségek változását, ami közismert, hogy történelmileg az átlagot meghaladó.

Az EU-ban még nem sikerült megállapodni a lakásköltségek változásának közös mérési módszerében. (A probléma lényege, hogy egyes országokban a tulajdon, más országokban a bérlemény elve alapján próbálnak megoldást találni.) Az Egyesült Királyságban olyan fogyasztói árindexet kellene közölni, ami ezt a jelentős súlyt képező tételt is tartalmazza, hiszen e nélkül nem lehet hiteles az inflációs adat.

Aggodalomra ad okot az is, hogy a kormányzat a „core” inflációt stabilnak képzeli. Ez azonban nem megfelelő mérőszám, mert tartalmánál, koncepciójánál fogva csak az árváltozások „központi” mozgását ragadja meg, figyelmen kívül hagyva a fogyasztók számára nagyon fontos tételeket. Az energiaárak szerepe most például meghatározó, és ezeket a változásokat a core infláció nem méri. A magas energiaárak módosítják a fogyasztási struktúrát (fűtés, hűtés, közlekedés stb.), aminek továbbgyűrűző hatása is van.

A probléma nem a mérési technikákon múlik, hanem azon, hogy a kormányzat vonatkozik cselekedni, már csak azért is, mert pénzügyi nehézségek közepette jól jön az adóbevételek növekedése.

Befejezésül: soha még ilyen nagy szükség nem volt arra, hogy a gyakorlati megfontolások nagyobb hangsúlyt kapjanak az ideológiai és politikai megfontolásokkal szemben. Bármenyire is megfelel a nemzetközi összehasonlíthatóság és egyéb követelményeknek, az Egyesült Királyságban a széleskörűen elfogadott CPI nem ideális mérőszáma a megélhetési költségek változásának.

Marton Ádám

kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője

E-mail: Adam.Marton@ksh.hu

Forbes, S. – Galvin, V. – Hunter, A. – Maxwell, P. – Wereta, W.:

Újkeletű etikai kihívások a hivatalos statisztikákkal kapcsolatban Új-Zélandon

(Recent Challenges to the Ethics Underlying Official Statistics in New Zealand.) – *Statistics Journal of the IAOS*. 2011. Vol. 27. No. 1. pp. 13–23.

A hivatalos statisztikákra vonatkozó meghatározó etikai szabályokat a legjobban az ENSZ Statisztikai Bizottsága által 1994-ben kiadott „A hivatalos statisztikák 12 alapelve” fogalmazza meg, amelynek érvényesítése során az egyes országoknak sajátosságaikból fakadóan eltérő kihívásokkal kell szembenézniük. Új-Zéland viszonylag alacsony számú (körülbelül 4 milliós) népessége és a mintegy 15 százalékos, magát az őslakos maori etnikumhoz tartozónak valló kisebbség nagy jelentőségű a számbavétel szempontjából. A közelmúltban három fő etikai kérdés merült fel ennek kapcsán: a statisztikákkal szembeni közvetlen kihívások (többek között az adatok első publikálásnak kérdése), az üzleti és személyes információk megkülönböztetése, illetve a társadalom bizonyos csoportjairól (például a maori kisebbségről) készült adatgyűjtések.

A közvetlen kihívások közé tartozik az adatok első publikálásának gyakorlata. Az 1980-as években kezdődött kormányzati reformok keretében elvárás lett az állami intézményekkel szemben, hogy egyre jobban megfeleljenek a piaci viszonyoknak. Az új-zélandi Statisztikai Hivatal költségvetésének 75 százalékos állami finanszírozása mellett követelményként határozták meg, hogy a költségek negyedét harmadik piaci fél számára nyújtott szolgáltatásokból (elemzések és adatfelvételek megrendelésre) fedezzék. Később a 25 százalékos célértéket eltörölték, de továbbra is megmaradt az igény a piaci szolgáltatások bevételének folyamatos növelésére. A reformok hatására ugyanakkor csökkent a hivatal koordináló szerepe az állami szférában. Kialakult egy olyan helyzet, melyben a minisztériumok és egyéb állami szervek gyakran nem a hivatalos, hanem az alacsonyabb minőségű (alacsonyabb válaszadási arány, nem a hivatalos statisztikai osztályozásnak megfelelő adatok stb.), piaci szervezetek által megrendelésre készített statisztikákra támaszkodtak. Előfordult az is, hogy bár a Statisztikai Hivatallal együtt működtek az adatfelvételben, de beleszólást igényeltek például a módszertanba, vagy kezdeményezték, hogy az adatok a saját kutatási eredményeik publikálása előtt ne jelenhessenek meg.

A helyzet megoldását szorgalmazó kormányzati nyomás eredményeként megállapodások születtek a 90-es években a hivatal és egyéb érintett állami szervek között az adat-szolgáltatásokról. Ilyen volt például a Munkaügyi Minisztériummal kötött LisNZ (Longitudinal Immigration Survey: New Zealand – Longitudinális bevándorlási felvétel). Mivel a bevándorlás akkoriban különösen érzékeny téma volt, a minisztérium alá tartozó Bevándorlási Hivatal megkapta az adatok publikálásának jogát és hozzáférhetett a hivatalos statisztikai szolgálat egyes mikroadat-állományaihoz.

Később a Statisztikai Hivatal élére 2000-ben kinevezett elnök újratárgyalta a megállapodást, de a Munkaügyi Minisztérium különleges helyzete és hozzájárása a mikroadatokhoz továbbra is megmaradt.

A 2000-es évek elejéig az állami intézmények pályázatokat írtak ki az adatfelvételekre, melyeken a hivatalnak is versenyeznie kellett a megrendelésért. Ez a rendszer számos problémát is magában hordozott, elsősorban a finanszírozással kapcsolatban: a megrendelő itt több szakaszban, az elért eredmények tükrében fizetett, szemben az állami szektorban korábban megszokottal, amikor az adatfelvétel költségeit előre kifizették. A felmerülő feszültségek miatt ez a rendszer végül megszűnt és a minisztériumok közvetlen megkereséssel adtak megbízásokat a hivatalnak.

2003-ban jelentés készült a Statisztikai Hivatal szerepéről az állami szektorban, ennek eredményeként létrejött egy bizottság a hivatalos statisztikákban leginkább érdekelt minisztériumok és állami szervek részvételével. E folyamatok és a bizottság működése alapján az egyik tanulság az volt, hogy ez a fórum lehetővé tette az egyes állami szervek közötti rendszeres kommunikációt és az esetleges jogi és hatásköri viták megoldását. Emellett nyilvánvalóvá vált az is, hogy az ENSZ hivatalos statisztikákról szóló alapelveit és azok értelmezését szélesebb körben meg kell ismertetni az egyéb állami szervekkel.

Az adatvédelem kérdése szintén a statisztikai alapelvekkel szembeni közvetlen kihívások közé sorolható. Felvetődik, hogy a Statisztikai Hivatalra vonatkozó adatvédelmi szabályokat ki kell-e terjeszteni a statisztikai szolgálat többi szervére? A cikkben említett példában állami szervtől kért egy médiaszereplő olyan adatokat, melyeket a Statisztikai Hivatal korábban bizalmasnak minősített. Bár a sajtó képviselői az ombudsmant is megkeresték, a hivatal végül sikerrel akadályozta meg az ada-

tok nyilvánosságra kerülését. Ezen túlmenően kérdéses még, hogy milyen mértékben szükséges a nemzeti és nemzetközi elvárások összehangolása? Egy nemzetközi felmérésnél általános előírások érvényesülhetnek az adatvédelem tekintetében, melyek nem veszik figyelembe az adott ország sajátosságait. A kérdésben egyre nagyobb hangsúlyt kell kapjon az egyes országok statisztikai hivatalai közötti tapasztalatcsere, hiszen emellett, hogy a megfelelő adatvédelem az adatszolgáltatói bizalom alapja, meg kell találni az adatvédelem és az adatok használhatósága közötti egyensúlyt is.

A második fő probléma az üzleti és a személyes adatok megkülönböztetése, mely szorosan kapcsolódik az említett adatvédelemhez. Míg a vállalkozások adatai csak a statisztikai törvény hatálya alá esnek, addig a magánszemélyeké a személyes adatok védelmét biztosító jogszabály is vonatkozik. Új-Zélandon 2008-ban a vállalkozások 68 százaléka egyéni vállalkozás volt, alkalmazott nélkül. Mivel náluk az üzleti bevétel megegyezik a személyes jövedelemmel, ezért ezeket az adatokat nem lehet nyilvánosságra hozni. A fő kérdés az, hogy hogyan lehet megfelelő minőségű, kellően részletes és teljes lefedettségű statisztikákat készíteni a gazdaságról az adatvédelmi szabályok betartásával. A gyakorlatban ennek a helyzetnek a megoldására az új-zélandi Statisztikai Hivatal mentesíti azokat a magánszemélyeket a háztartási adatfelvételben való részvétel alól, akik már válaszoltak az éves üzleti statisztikák adatfelvételeiben. Új-Zélandon ebben a témában három fő területet különböztetnek meg: az input adatokra vonatkozó titoktartást („privacy”, kell-e egyáltalán az az adat, amire rákérdeznünk), az adatbiztonságot a feldolgozási-tárolási szakaszban („security”, ki láthatja az adatokat) és az outputokra vonatkozó bizalmas adatkezelést („confidentiality”, mennyire azonosíthatók az egyénre vonatkozó adatok a statisztikákban). Ez különösen prob-

lémás kérdéseket vet fel, ha például más állami szervek igényelnek adatokat kutatásaikhoz. Az ENSZ hivatalos statisztikákról szóló negyedik alapelve szerint a statisztikai hivatalok jogosultak a hibásan értelmezett vagy nem megfelelően felhasznált adatokat kommentálni, de ez nyilvánvalóan csak akkor hasznos, ha a másik fél (például másik állami szerv) is ismeri és használja a megfelelő adatvédelmi alapelveket a statisztikai adatok használatára vonatkozóan.

Végül a harmadik fő kérdés az őslakos maorikkal kapcsolatos adatgyűjtés és tájékoztatás. A 2006-os népszámlálás során a lakosság 14,6 százaléka vallotta magát maorinak. Mivel ezen kisebbség között aránytalanul magas a munkanélküliség és az átlagosnál rosszabb a társadalmi-gazdasági-egészségi helyzet, ezért a jó minőségű statisztikák elengedhetetlenek a megfelelő kormányzati szociális intézkedésekhez. A statisztikai hivatalban 1987-ben lefolytatott vizsgálat szerint nem állt rendelkezésre a maorik helyzetét megfelelően bemutató részletes statisztika, köszönhetően elsősorban annak, hogy körükben az átlagosnál nagyobb a nemválaszolási arány. Megoldásként a háztartási adatfelvételek mintájában alkalmazott mintavételi egységeknél a maorikat felülreprezentálták tették. Ugyanakkor ezzel a gyakorlattal kapcsolatban egyes szakemberek felvetették, hogy az etnikai feszültségek és az igény a (kisebbség helyzetét bemutató) jó minőségű statisztikára indokolhatja-e a teljes új-zélandi lakosságra vonatkozó felmérések „alárendeltségét”.

A törzsi (iwi) adatok összeírása szintén ehhez a kérdéskörhöz kapcsolódik. 1988-ban a központi kormányzat szándékai szerint bizonyos kormányzati programokat törzsi szinten hajtottak volna végre, ezért a „Kisebbségi statisztikák felülvizsgálata” program keretében négy ajánlást tettek: a hivatalos statisztikák a maori népességről törzsi származás szerint készülnek; ahol lehetséges, megkérdezik a maorik törzsi kapcsolatait; elkészítenek egy stan-

dard osztályozást a törzsekről, törzsi kapcsolatokról; a törzsi származásra rákérdeznek az 1991-es népszámlálás során. Bár az 1991-es kormányváltás után a kormányzati programok törzsi szintű megvalósításának lehetőségét visszavonták, a téma továbbra is napirenden maradt. A törzsi adatok védelméről és a törzsek jogairól a róluk szóló statisztikákba való betekintésre 1992-ben kötöttek megállapodást. Eszerint törzsi témájú átfogó adatokat a népszámlálással kapcsolatban hoznak nyilvánosságra, de a statisztikák jelentős része kizárólag a törzsi képviselők által tekinthető meg, adatokat csak a törzsi hatóságok jóváhagyásával adnak ki. Az ötezer vagy több fővel rendelkező törzsekkel kapcsolatban ún. „teljes”, az egy- és ötezer fő közöttiekéről ún. „korlátozott” adatállományokat készítenek, míg az ezer fő alattiakat nem veszik nyilvántartásba. Összesen 33 adatállomány készült és az 1996-os népszámlálás során lényegében ugyanígy jártak el. A 2001. és 2006. évi népszámlálások adatainál már nyilvánosságra hozták azon törzsek adatállományait, amelyek beleegyeztek ebbe. A jelenlegi törzsi adatállományokkal kapcsolatos tendencia szerint az adatokhoz hozzáférő személyek köre növekszik, ugyanakkor az adatállományok egyre kevesebb adatot tartalmaznak.

Mint látható a felsorolt problémák jelentősen különbözők, kezdve az ENSZ statisztikai alapelveivel szembeni közvetlen kihívásoktól, az olyan, csak Új-Zélandra jellemző kérdésekig, mint például a törzsi statisztikák. Ugyanakkor mindegyik esetben megfigyelhető, hogy a kormányzati környezet és szándék meghatározó jelentőséggel bír. A jó minőségű, független statisztikák készítéséhez nem csupán a statisztikai hivatalokon belül kell megismertetni és elfogadtatni a hivatalos statisztikák alapelveit, hanem az állami szektor más intézményeiben is.

Kajdi László,

a KSH tanácsosa
E-mail: Laszlo.Kajdi@ksh.hu

Wingertor, C.:

A munkaerőpiacra lépő fiatalok Németországban

(Der Eintritt junger Menschen in das Erwerbsleben. Ergebnisse der Arbeitskräfteerhebung 2009.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2011. február pp. 98–117.

A tanulmány letölthető: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Querschnittsveroeffentlichungen/WirtschaftStatistik/Arbeitsmarkt/EintrittErwerbsleben0211.property=file.pdf>

A munkaerőpiacra lépett fiatalok 2009-es európai statisztikai adatgyűjtésére a munkaerő-felmérés (Labour Force Survey – EU LFS) kiegészítő moduljaként került sor. A célcsoportba a 15–34. életév közötti, az 1975 és 1994 között születettek évjáratái tartoznak. A standard kérdőív a válaszoló egyéb adatait is szolgáltatja, például a képzettségéről, a foglalkozásáról, ezen belül az atipikus foglalkoztatásának gyakoriságáról.¹

A cikk a vizsgált korcsoportok önkéntes felmérésének eredményeit foglalja össze nemek, állampolgárság, valamint a lakóhely jellemzői szerint. A 2009-es mutatók összehasonlíthatók a tíz évvel korábbiakkal. A kutatók a végzetek első elhelyezkedésének, illetve kiegészítő szakmai képzéseik felmért adatai alapján Németország kialakult képzési rendszereit is minősítik. Vizsgálják az általános képzést elhagyók belépését a szakmai oktatásba, továbbá a frissen végzetek munkahely keresését. A 2009. évi munkaerő-felmérés kiegészítő modulja ez utóbbit vizsgálja, az első munkaviszony stabilitásával együtt.

Németország lakosainak 1 százalékos háztartási felmérési mintájába mintegy 340 ezer

¹ *Forrás:* <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CONSLEG:1998R0577:20040112:HU:PDF> és <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2009:188:0014:0092:HU:PDF>

háztartás (699 ezer személy) tartozik, terület-egységek szerinti kiválasztással. A nemvázsolók aránya 2009-ben 3,2 százalék volt a mikrocenzus kötelező adatszolgáltatásában. A szerző tételesen felsorolja a kiegészítő modul 2009-ben felmért összesen 14 kérdését. Utal a módszertani előkészítésben figyelembe vett munkaügyi jogszabályokra, amelyek a fiatalok foglalkoztatására vonatkoznak, említi azt a bizottsági rendeletet is, amely a kiegészítő modul statisztikai adatainak továbbítására vonatkozik.²

A kérdőív meghatározásai nem egyértelműek, félreértés adódhat például a „befejezett iskolai képzés”, illetve a „foglalkoztatás első helye” válaszaiban. A kétszintű (bolognai) felsőfokú képzés ugyanis más felkészültséget biztosít az alapfokon és a mesterfokon. A fiatal már beléphetett élete első munkahelyére, mielőtt elérné a célként választott későbbi, magasabb végzettséget. Több szakképzés tanulói már az iskolai éveik alatt folytathatnak kereső foglalkozást. A kiegészítő modul ezért a legutóbb szerzett képzettség utáni életszakasz jellemzőit méri fel.

A felmért minta nagysága nem érte el a népesség 0,1 százalékát, kevesebb mint 50 ezer személy válaszolt önkéntesen erre a kiegészítő modulra. A cikk ismerteti a fiatalok munkahely-keresésének megadott ismérveit. A 15–34 éves felmért korcsoport 13 százaléka nem válaszolt arra, hogy a megszerzett képzettségi szintjével milyen foglalkozást tartana lehetségesnek. A kiegészítő modul figyelembe vette az általános tankötelezettség foglalkoztatással összefüggő hatásait. A szerző szövegesen értékeli a korcsoportok foglalkoztatási arányait, ezek a 31 éves életkorig, az életkor növekedésével mind nagyobbak. A 24. életév

után fokozatosan nő a munkahellyel rendelkezők aránya.

A 2009-ben húszévesek 34,6 százaléka tanuló volt, 17 évesen az e korcsoporthoz tartozók 81,8, 15 évesen 99 százaléka járt iskolába. Ez jelzi, hogy az életkor előrehaladtával nagyobb az oktatást elhagyók, a korai munkavállalók aránya. A 2009-ben 34 évesek 2,9 százaléka, míg a 29 évesek 10,3 százaléka maradt az oktatásban.

A szerző a felmérés eredményeit bemutató táblázatok alapján elemzi a fiatalok képzési, illetve foglalkoztatási arányait nemek szerint a megfigyelt korcsoportokban.

A tanulók között maradt a 2009-ben 25–29 éves férfiak 20,8 és a nők 16,3 százaléka. Foglalkoztatott volt a 30–34 éves férfiak 82,0, a nők 69,6 százaléka, a 24–29 éves évjáratokban kisebb különbség (66,6 és 62,4 százalék) adódott.

A fiatalok állampolgárság szerinti csoportjainak elemzése a korcsoportok, illetve a munkaerő-piaci helyzet és a nemek szerinti vizsgálatokhoz társul. Figyelmet kapnak azok a tényezők, amelyek befolyásolhatják a nem német állampolgárok képzési, foglalkoztatási arányait.

A vizsgálat elhatárolja a nyugatnémet és keletnémet szövetségi tartományok, valamint a három városállam (Berlin, Hamburg és Bréma) felmérési eredményeit. Eltérés van a fiatal munkanélküli férfiak arányaiban a nyugat-, illetve keletnémet tartományokban. A szakképző intézményekben tanulók arányai is különböznek Németország kétféle tartományában. A szerző utal az ún. kohorszhatásra is, mivel a férfiak és a nők felmért korcsoportjai eltérő nagyságúak, összetételűek a nyugatnémet és a keletnémet tartományokban. A nők foglalkoztatási lehetőségei kedvezőbbek az egykori NDK munkahelyein.

A cikk korcsoportok és nemek szerint elemzi a fiatalok atipikus foglalkoztatási esete-

² Forrás: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2008:062:0004:0008:HU:PDF>

inek felmérési eredményeit. A mikrocenzus módszertana az atipikus kategóriába sorolja a határozott idejű, részmunkaidős, és más munkaviszonyokat, amelyek eltérnek a szokásos feltételelektől. Ilyen például a csekély mértékű és az alkalmi foglalkoztatás is. A felmérés átfedést tartalmazhat, mert a határozott idejű munkaviszony lehet részmunkaidős is.

A szerző összehasonlítja a 2009. évi eredményeket a tíz évvel korábbiakkal. A fiatal nők munkaerő-piaci jelenléte 1999-ben kisebb volt, azonban olyan tendencia is érvényesült, amely szerint a fiatalok hosszabb időt töltenek az oktatásban, mint tíz évvel korábban. A fiatal munkanélküliek 2009-es kiugró aránya összefügg a válság általános hatásával. A 30–34 éves évjáratokba léptek 2009-ben, akik 1999-ben 20–24 évesek voltak, a szerző e két időpont foglalkoztatási arányait hasonlítja össze. A tíz év során módosult az a felfogás, hogy az oktatás egyesek számára „parkoló pálya”.

A cikk tárgyalja a kiegészítő modul eredményeinek megbízhatóságát rontó tényezőket. Lényeges az önkéntes válaszolás torzító hatása, és az a nem kiforrott módszertanból eredő félreértés, amely az „első munkahelyre lépés” válaszaiban mutatkozott. A szerző összehasonlítja a három kérdezési technika 2009-es részeseését: meghatározó a telefonos (53,0%), valamint az önkitöltős (40,6%) és sokkal kisebb a számítógépes (computer assisted personal interview – CAPI) válaszok aránya. Elemzi a nemválaszolók, illetve nem teljes vagy nem hitelesíthető választ adók eseteit, társadalmi, foglalkoztatási és demográfiai jellemzőikkel összefüggésben. A munkanélküliek az értékelt kérdőívekben 7 százalékkal kisebb arányúak, mint a mintavételi terv szerint.

A kiegészítő modul felmérési eredményeit összehasonlították az osztrák mutatókkal, ezen belül az „első munkaviszony” alakulását korcsoportok és nemek szerint vizsgálták. A kiegészítő modul szerinti az „első” munkába lé-

pési arányok ellentmondanak a mikrocenzus ellenőrzött eredményeinek, amelyben a 30–34 éves korcsoport 2009. évi foglalkoztatási aránya 75,8 százalék.

A szerző ismerteti a kiegészítő modul módszertani elemzésének fontosabb megállapításait, például az első munkahelyen a foglalkoztatás jellegére, a kezdeti foglalkozásra vonatkozóan. Torzításhoz vezetett az átmeneti időszak kérdése, a képzés befejezésétől az első munkába állásig. A tételes ellenőrzés alapján kiderült, hogy foglalkoztatottként vették számba a 2009-ben 30–34 évesek 64 százalékát, akik a „soha nem volt munkaviszonya” választ adták. A hiba oka a félreérthető, bonyolult kérdés volt a kiegészítő modulban. További hibaforrás, hogy aki tévesen értelmezte az első munkahelyre belépés induló kérdését, az kihagyhatta a további, erre alapozott válaszokat is. A három hónapnál rövidebb idő alatt lépett első munkahelyére válaszlehetőség hiányzott, ami miatt nem volt teljes a válasz.

A cikk több szempont alapján elemzi az átmenet időszakát a munka világába. Vizsgálati szempont például a válaszoló életkora, neme, állampolgársága, az országrész, a városállamban levő lakóhely. A felmérés egyik kérdése alapján elemezhető, hogy milyen arányú az átmeneti időszak elhúzódásában például az aktív munkakeresés, amit a munkanélküliség egyik eseteként kezelnek. Felmérték, hogy a fiatalok miként találták meg az első munkahelyüket és a választott tevékenységüket. Gyakori, hogy a válaszoló nem jelölt meg határozott munkakeresési formát. A válaszok (emléltési aránnyal) utalnak az ismerős, barát ajánlatára (15%), korábbi szakmai gyakorlat folytatására (13%), a nyomtatott sajtó vagy a világháló álláshirdetésére (13%). A cikk elemzi a nőkre és a férfiakra, illetve az állampolgárookra és külföldiekre jellemző álláskereső formákat.

A munkavégzés jellegére összeállított eredmények fenntartással fogadhatók, az említett félrevezető kérdés miatt. A normál munkaviszony aránya túlbecsült, az atipikus formáké jelentősen alábecsült a szerző szerint. Elemzés készült többek között az önfoglalkoztatás, a határozott idejű és az atipikus foglalkoztatás arányainak alakulására az 1975 és 1994 között született korosztályok válaszai alapján, amely bemutatja az állampolgárság, az országrész, illetve a városállamokban levő lakhely szerinti arányokat is.

A felmérés eredményei alapján elemezhetőek a már befejezett, illetve a még 2009-ben is fenntartott munkavégzési esetek, továbbá számíthatók a jellemző időtartamok. A fiatalok mintájában 41 százalék azok aránya, akik már elhagyták az első munkahelyüket, 2009-ben új helyen dolgoztak, illetve inaktívak vagy munkanélküliek voltak.

A szerző időtávok szerint elemzi a munkavégzés tartamait, a grafikonon a legrövidebb mérési kategória 3 hónapnál rövidebb, ezt a 3–6 hónapos, az 1–2, a 3–5, az 5–10, a 10–15 és végül a 15–20 éves időtartam követi. A 2009-es kiegészítő modulban a válaszolók mintegy 26 százaléka 12 hónapon belül elhagyta az el-

ső munkahelyét, 25 százalékuk az első vagy második évben távozott onnan, a fiatalok fele jelölt meg két évnél hosszabb időtávot. Az első munkahelyen legalább 5 évig maradók aránya 14 százalék volt. Az elemzésben szerepelnek az első munkahelyen maradók 2009. évi jellemzői, arányuk a mintában 59 százalék. A 2009-ben is az első munkahelyén dolgozó fiatalok 47 százaléka legalább 5 évig, illetve 18 százaléka legalább 10 évig maradt első munkahelyén. A 30–34 éves korcsoportban 53 százalék azok aránya, akik 2009-ben is az első munkahelyükön maradtak. Az elemzés a nemek szerinti eltéréseket is bemutatja, további szempont az állampolgárság, az országrész, illetve a városállamban levő lakhely.

A cikk foglalkozások szerint elemzi a korcsoport első munkahelyeinek összetételét, megoszlásuk a munkaerő-felmérés teljes körére jellemzőhöz közeli mind a férfiakat, mind a nőket tekintve. A távozást gyakran indokolta például a családi helyzet, a jobban fizetett új állás, a munkahely elvesztése.

Nádudvari Zoltán,

a KSH ny. főtanácsosa

E-mail: Zoltan.Nadudvari@ksh.hu

Kiadók ajánlata

KALKHAN, M. A. [2011]: *Spatial Statistics: GeoSpatial Information Modeling and Thematic Mapping*. (Térbeli statisztika: geotérbeli információk modellezése és tematikus térképezése.) CRC Press. London.

A geotérbeli információmodellezés és térképezés fontos eszközzé vált a természeti erőforrások tájleptékű vizsgálatában és kezelésében. A könyv áttekinti a geotérbeli információk típusait és alkalmazásait, többek között a távérzékelést, a térinformatikai (GIS-) és a globális

helymeghatározó (GPS-) rendszereket, valamint ezek beillesztését a tájleptékű geotérbeli statisztikai modellekbe és térképekbe.

A kötet azt vizsgálja, hogy milyen módon nyerhetők információk a távérzékelte képekből, a GIS-ből és a GPS-ből, illetve ezek miképp egyezíthetők (vegetációs, talaj- és környezeti) terep-adatokkal a GIS-szoftver alkalmazásával rekonstruálható és bemutatható térbeli modellek kidolgozása során. Az olvasók megismerik belőle az egyes geotérbeli modellezési és térképezési

eszközök követelményeit és korlátait. A fontos modellalkalmazásokat valós életből vett példákat tartalmazó esettanulmányok szemléltetik.

AYYUB, M. B. – MCCUEN, R. [2011]: *Probability, Statistics, and Reliability for Engineers and Scientists, Third Edition*. (Valószínűség-számítás, statisztika és megbízhatóság-számítás mérnökök és kutatók számára.) CRC Press. London.

A mai modern társadalomban gyakorlatilag minden mérnöknek és kutatónak rengeteg adat gyűjtésére, elemzésére, értelmezésére és megfelelő használatára kell képesnek lennie. Ez szilárd alap megszerzését jelenti az adat-elemzés és -szintetizálás módszerei tekintetében. Fontos az elméleti szempontok megértése, de elengedhetetlen azok alkalmazásának elsajátítása is valódi problémák esetén.

A könyv a valószínűség-számítási, statisztikai, megbízhatóság-elemzési és kockázatelemzési módszerek alapjait mutatja be mérnökök és kutatók számára adat- és bizonytalanságelemzési, illetve modellezési célból a döntéshozatal támogatására.

E sikeres tankönyv harmadik kiadása valószínűség-számítással, statisztikával, megbízha-

tóság- és kockázatelemzési módszerekkel foglalkozik, ideális egyensúlyt teremtve az elmélet és az alkalmazás között. A világos szövegezésű és a hangsúlyt kifejezetten az előbbi technikák gyakorlati használatára helyező kötet a szimulációra összpontosít, fokozatosan alkalmazva azt olyan projekteknél, amelyeket az egyes fejezetek folytatólagosan írnak le. Ez folyamatosságot biztosít és bemutatja a szimuláció informatikai eszközként való széleskörű alkalmazását a döntéshozatali folyamatokhoz nyújtott tájékoztatásban. E kiadásban ezeken túl a varianciaanalízis kiterjedt tárgyalása is szerepel, beleértve az egy- és kéttényezős elemzést és a Monte-Carlo-szimuláció alapos vizsgálatát. A szerzők nemcsak világosan megállapítják az egyes módszerek korlátait, előnyeit és hátrányait, de rámutatnak arra is, hogy az adatelemzés sokkal inkább különböző módszerek folyamatos egésze, mintsem egymástól elszigetelt alkalmazása.

Az előzőkhöz hasonlóan ez a kiadás is egyaránt használható tankönyvként és referenciaműként. Az olvasók elsődlegesen a problémamegoldásban és a döntéshozatalban, különösen a gyakorlati alkalmazásokban fogják tartalmát értékesnek találni.

Társfolyóiratok

DEMOGRAFIE

revue pro výzkum populačního vývoje

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 1. SZÁM

Pechholdová, M. – Meslé, F. – Vallin, J.:
Folytonos mortalitási idősorok rekonstruálása
halálokok szerint: csehországi alkalmazás.

Vítková, L.: Vajon a reprodukció homogénné vált-e a demográfiaileg fejlett országokban?

Horák, R.: Házasságkötések Kutná Horában 1725 és 1755 között.

Štyglarová, T.: A demográfia jelenlegi helyzete Csehországban.

Šanda, R.: Adminisztratív adatforrások a 2011. évi népszámlálásban.

Bednářová, H.: A posta szerepe a népszámlálás lebonyolításában.

Zeman, K.: Népmozgalom Csehországban 2007-ben.

Řezanka, M.: Társadalmi reprodukció és integráció – elméletek és korlátok.

Weiser, T.: A kanadai háztartások elemzése az 1901. évi népszámlálás alapján.

A Cseh Demográfiai Társaság jelentése.

Olga Vidláková (1928–2011).

Demográfiai és történeti demográfiai konferencia „A várható élettartam növekedésének társadalmi-gazdasági feltételei és következményei napjaink Közép-Eurójában” címmel.

Fiatál demográfusok szemináriuma.

A humán tőke újratereztése.

Miskolczi, M. – Langhamrová, J.: Munkanélküliség Csehországban nem, kor és iskolai végzettség szerint.

Němečková, M. – Štyglarová, T.: Népeség-előrejelzés Csehország régióira és kerületeire 2065-ig.

Journal of
OFFICIAL STATISTICS

A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2011. ÉVI I. SZÁM

Särndal, C.: A nemválaszolók kezelése adatgyűjtés és becslések során.

Peytchev, A.: A kapcsolat megszakadásának és a teljes nemválaszolók kezelése online adatfelvételek esetén.

Heerwegh, D. – Loosveldt, G.: Módhátások elemzése a Nemzeti Büneset-áldozati Felmérésben strukturális egyenlet-modellek alkalmazásával.

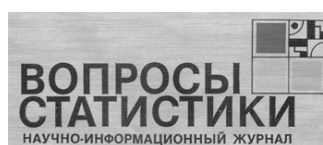
Couper, M. P. et al.: Beviteli mezők tervezése nem leíró jellegű, nyílt végű válaszokhoz online adatfelvételek esetén.

Thomsen, I. – Villund, O.: Nyilvántartási adatok alkalmazása proxy interjúk hatásának

értékelése céljából a norvég munkaerő-felmérésben.

Li, J. – Valliant, R.: Lineáris regressziós hatásvizsgálatok nemklaszterezett adatok esetén.

Kott, P. S. – Garren, S. T.: A csoportelhasznosító jackknife módszer (DAGJK) kismintás torzításának vizsgálata.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2011. ÉVI I. SZÁM

Zbarskaya, I. A.: A 2010. évi orosz népszámlálás előzetes eredményei.

Ermolitskaya, E. V.: A népszámlálási adatok automatizált feldolgozása Fehéroroszországban 2009-ben.

Levit, S. R. – Solovieva, I. V. – Romashkina, G. N.: Áttérés a lakásszolgáltatás becslésének új módszertanára az orosz nemzeti számlák rendszerében – források, eredmények, kilátások.

Efimova, M. R. – Abbas, N. Y.: A lakosság befektetési képessége Oroszországban – egy statisztikai vizsgálat alapvető szempontjai.

Dmitrieva, N. E.: A statisztika mint az innováció információs eleme.

Bessarabov, A. M. – Kvasnyuk, A. V. – Yagudin, S. Y.: Az ágazati ipari komplexumok innovációs forrásairól szóló statisztikai adatok mezőszintű gazdasági rendszerelmzése.

Egorenkov, A. G.: Az orosz vállalkozások innovációs tevékenysége – a mérhetőség problémája és az empirikus kutatások során szerzett tapasztalatok.

Simonova, M. D.: A nemzetközi kereskedelem globalizációjának és mutatóinak több-

dimenziós elemzésével kapcsolatos módszertani kérdések.

Moskovkin, V. M. – Alhadid, B. E.: Az országok exportteljesítményének és a Nemzetközi Kereskedelmi Központ „Kereskedelmi Versenyképességi Térképének” összehasonlító elemzése.

Mkhitaryan, V. S. – Sirotin, V. P.: Többváltozós statisztikai módszerek a közgazdaságban és a minőségbecslésben.

Akuesi Yamaguti: A Japán Gazdaságstatisztikai Társaság 54. ülése.

Runov, V. S.: A Rosstat Tudományos és Módszertani Tanácsa.

Sokolov, Y. V. – Eremenko, T. V.: A statisztika első tudományos paradigmája.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 4. SZÁM

Nemzedékek közötti hallgatói mobilitás.

Nyugdíjas háztartások fogyasztói árindexe – 2010. évi eredmények a fogyasztói árindexszel összehasonlítva.

Növénytermesztés 2010-ben.

A nemzeti és a környezeti számlák közös, egységbe rendezett mátrixa (National Accounting Matrix including Environmental Accounts – NAMEA) az 1995-től 2008-ig tartó időszakban.

2008. évi környezetvédelmi kiadások Ausztriában.

Tüzelőanyag-input és hőtermelés a területi biomassza hőerőművekben 1997 és 2010 között – az eredmények beillesztése az energiaszámlákba.

Idegenforgalom 2010-ben.

Regisztrált gépjárművek 2010-ben.

Jövedelemadó-statisztika, 2008.

Külkereskedelem, 2010. január–december – előzetes adatok.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 3. SZÁM

Pöttsch, O.: A háztartások helyzetének alakulása 2030-ig – a felívelő trend vége.

Eisenmenger, M. – Emmerling, D.: Halandósági táblák és mortalitási tendenciák.

Krack-Roberg, E.: Válasok, 2009.

Rudolphi, U.: A vállalatok folyamatos belső szakmai továbbképzésének meghatározó tényezői ágazati/fióktelepi szempontból – többszintű elemzés a folyamatos szakmai továbbképzésekről szóló felvételek (continuing vocational training survey – CVTS3) adatai alapján.

Wiemer, S. – Schweitzer, R. – Paulus, W.: Foglalkozások osztályozása, 2010 – módszertan és eredmények.

Engel, E.: A népszámlálások történeti módszertana – 2. rész.