

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

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

92. ÉVFOLYAM 3. SZÁM

2014. MÁRCIUS

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

Utánnomás csak a forrás megjelölésével!

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hüttl Antónia
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Vukovich Gabriella
2014.26 – Xerox Magyarország Kft.

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

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

Telefon: 345-6908, 345-6546

Internet: www.ksh.hu/statszemle

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 Üzlet (1089 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 6 000 Ft, egy évre 10 800 Ft

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

Tartalom

Tanulmányok

Méri-e a tőkepiacok nyitottságát a beruházás és a megtakarítás időben változó kapcsolata? – <i>Varga Balázs</i> ...	225
Az alacsony magyarországi termékenység új megközelítésben – <i>Berde Éva</i> – <i>Németh Petra</i>	253

Műhely

Az élelmiszerárak volatilitása az új tagországokban – <i>Dr. Bakucs Zoltán</i> – <i>Dr. Jámbor Attila</i>	275
---	-----

Fórum

Visszaemlékezések az ötvenéves Népeségtudományi Kutatóintézet történetére – <i>Józán Péter</i>	289
Hírek, események	294

Szakirodalom

Könyvszemle

Krugman, P.: Elég legyen a válságból! – MOST! – (<i>Szilágyi György</i>)	297
--	-----

Folyóiratszemle

Davidian, M.: A statisztika Nemzetközi éve: ünneplés és irányváltás – (<i>Hajnal Béla</i>)	302
Sylla, N. S.: Mérték a munkafelhasználás problémáit a fejlődő országokban: a munkanélküliség fogalmának korlátai – (<i>Lakatos Judit</i>).....	305
Simecková, M.: A késői anyaság változásai Csehországban demográfiai szempontból – (<i>Holka László</i>)	307
Kiadók ajánlata	310
Társfolyóiratok	311

Méri-e a tőkepiacok nyitottságát a beruházás és a megtakarítás időben változó kapcsolata?*

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

A szakirodalomban jól ismert Feldstein–Horioka-féle tanulmány egyes országok beruházásának és megtakarításának kapcsolatával azonosította a nemzetközi tőkepiaci nyitottságot, és keresztmetszeti mintán mérte azt. A szerző dolgozatában e kapcsolat időben változó mértékét becsüli Kalman-szűrő segítségével egy 126 országból álló, 51 éves paneladatbázison. Először két modell segítségével megvizsgálja, hogy a beruházási és megtakarítási ráták együtt mozognak-e, és ennek megfelelően egy új modellváltozatot épít a hamis regresszió elkerülésére. Majd megtakarítás-visszatartási együttható-sorozatok alakulását figyeli világ- és kontinensszinten, végül két másik pénzügyi nyitottsági mutatóhoz méri azokat. Eredményei alátámasztják a tőkemobilitás erőteljes növekedését az elmúlt ötven évben, valamint megerősíti a külső nyitottsági mértékekkel való együttmozgást is.

TÁRGYSZÓ:
Feldstein–Horioka-rejtvény.
Időben változó paraméterű modell.
Kointegrációs teszt.

* A tanulmány az OTKA 76868. számú kutatási programjának keretében, *Plajner Ádám* társszerzővel írt munkaanyag alapján született. A szerző ezért köszönettel tartozik *Plajner Ádám*nak az adatok előkészítéséért és a vonatkozó szakirodalom feldolgozásáért; valamint *Darvas Zsolt*nak, *Lieli Róbert*nek és a tanulmány lektorának, illetve a Budapesti Corvinus Egyetem Közgazdaságtani Doktori Iskolája VIII. Konferenciáján és az EcoMod2012 konferencián résztvevőknek hasznos tanácsaikért.

A közgazdasági elmélet szerint az országok közötti tökéletes tőkemobilitás esetén a tőke szabadon vándorol a legmagasabb hozammal kecsegtető országba, így egy adott ország beruházása és megtakarítása egymással korrelálatlan kell, hogy legyen. Ezt vizsgálta empirikusan *Feldstein* és *Horioka* is az azóta sokszor idézett közös tanulmányában (*Feldstein–Horioka* [1980]): a szerzőpáros a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet tizenhat országának adataira írt fel egyszerű ökonometriai egyenletet, amelyben a bruttó hazai termékhez (gross domestic product – GDP) viszonyított hazai beruházási rátát magyarázta a hazai megtakarítási rátával. A regresszióban keresztmetszeti adatok szerepeltek, amelyeket az országok beruházási és megtakarítási idősorainak átlagolásával nyertek az 1960 és 1974 közötti időszakban, de a vizsgálatot ötéves átlagokkal is megismételték. A két változó kapcsolatát leíró β együttható, amelyet megtakarítás-visszatartási együtthatónak kereszteltek el, minden becslésnél 0,9 körüli értéket vett fel. Elméletük szerint ez, egyhez való közelsége miatt, a nemzetközi tőkemobilitás hiányát jelezte, még abban az esetben is, ha más, pénzügyi nyitottsági kontrollokat alkalmaztak az egyenletben. Ebben az elemzési keretben ugyanis a nullának tekinthető – azaz az inszignifikáns – β mutatja a tökéletes tőkemobilitás megvalósulását, míg az egy felé közelítő együttható annak fokozatosan növekvő hiányát jelenti.

Az előbbi érvelés makroökonómiai szempontból azonban elég leegyszerűsítő, hiszen a tőkeimport és -export egyenlege szempontjából nettó szemléletű, azaz abszolút nagyságukat nem veszi figyelembe. Ha tehát mindkettő értéke jelentős, de megegyezik egy adott országban bizonyos évben, akkor a beruházási és a megtakarítási ráta egyezősége vajon mennyire támasztja alá az ország tőkemobilitásának hiányát? *Feldstein* és *Horioka* nem használt fel bruttó szemléletű változókat, vélhetően, mert a tőkeimport és -export elkülönített szerepeltetése a hiányzó adatok folytán nehéz lett volna.

Az eredeti *Feldstein–Horioka*-tanulmány nagy visszhangot váltott ki, olyannyira, hogy *Obstfeld–Rogoff* [2000] a nemzetközi gazdaságtan hat legnagyobb „rejtélye” közé sorolta. Kezdetben sokan (például *Turner* [1986], *Feldstein–Bachetta* [1989], *Bayoumi* [1990] és *Sinn* [1992]) az eredeti keresztmetszeti legkisebb négyzetek (ordinary least squares – OLS) módszerét különböző országcsoportokra és időszakokra alkalmazták, ők többé-kevésbé megerősítették az eredeti cikk által tapasztaltakat. Többen, köztük *Frankel–Dooley–Mathieson* [1987], *Coakley–Hasan–Smith* [1999] és *Kasuga* [2004], a legkevésbé fejlett országokra vonatkoztatva vizsgálták ezt a kérdést. Ők arra a kissé meglepő konszenzusra jutottak, hogy átlagosan ezekben nagyobb a tőkemobilitás, ami a külföldi segélyeknek, a külkereskedelemben nem részt vevő szektor méretének és a kis országokra jellemző nyitottságnak köszönhető.

A rejtély megoldására kidolgozott makroökonómiai modellek a fizetési mérleg fenntarthatóságával (*Roubini* [1988]), a megtakarítások szétbontásával (*Baxter–Crucini* [1993]), a humántőkével (*Barro–Mankiw–Sala-i-Martin* [1995]), illetve a tranzakciós költségekkel (*Obstfeld–Rogoff* [2000]) foglalkoztak. A témában készült nagyszámú tanulmányról *Apergis–Tsoumas* [2009] dolgozata ad a miénknél bővebb összefoglalást.

Az empirikus megközelítésű kutatások módszertanát tekintve is nagy eltéréseket látunk. Az adatok jellemzően panelformában adóttak, hiszen ország- és idődimenziójuk is van, ezzel teret engedve a keresztmetszeti, idősoros és a panelmódszereknek is. Az idő múlásával egyre hosszabb idősorok állnak rendelkezésre, amelyek segítségével lehetőség nyílik a jelenség országonkénti idősoros vizsgálatára. A kutatók felismerték, hogy az eredeti Feldstein–Horioka-egyenletet idősorokra alkalmazva hamis regressziót kaphatunk, mivel a beruházási és a megtakarítási ráták a korlátosságuk ellenére jellemzően egységgyökfolyamatok. Ezt a problémát a vizsgált változók késleltetettjeinek regresszióba illesztésével, vagy a változók szintjeinek differenciákra való lecserélésével, de elsődlegesen két idősor közötti kointegráció keresésével (lásd például *Jansen* [1996] és *De Vita–Abbott* [2002] munkáját) kezelni kell.

Mindezeket szem előtt tartva, de a megtakarítás és a beruházás közötti kapcsolat időbeli változását is megengedve (azaz időben változó paraméterű modellt használva), a 2000-es évek folyamán több tanulmány született egy-egy országot vagy (legfeljebb) országcsoportot vizsgálva; ezeket a jobb áttekinthetőség kedvéért az 1. táblázatban mutatjuk be. A szerzők kivétel nélkül a megtakarítás-visszatartási együttható időbeli alakulásából az adott ország tőkemobilitásának tendenciáira következtettek. A vizsgálatokban alapvetően kétféle módszer szerepel: egyrészt a csak diszkrét változásokat megengedő Markov-rezsimváltó (Markov switching – MSW), másrészt az olyan folyamatos változást lehetővé tevő modellek, mint amelyet az állapot-tér modellkeretben írunk fel, és Kalman-szűrővel (esetleg rekurzív vagy mozgóablakos OLS segítségével) becsülünk.

Az utóbbi, tehát a folytonos változást lehetővé tevő modell úgy keletkezik, hogy az eredeti Feldstein–Horioka-egyenlet paramétereit (a konstans α és a β együtthatót) időben változóvá tesszük, tulajdonképpen egy időben változó kointegrációs egyenletet (time varying cointegrating equation – TVCE) alakítva ki. (Részletes bemutatását lásd a későbbiekben.)

A TVCE-modellnek két fontos hiányossága van. Egyrészt, mivel integrált változók kapcsolatát becsli, erősen kitett a hamis regresszió veszélyének: akkor is szignifikáns együttmozgást találhat a változók között, ha az valójában nem létezik, tehát a megtakarítás-visszatartási együttható legfeljebb csak részben (amikor inszignifikáns akkor) értelmezhető. A hivatkozott szerzők ezt többször úgy oldják fel, hogy konstans paraméterű kointegrációs teszteket alkalmaznak. Ez elméletileg semmiképpen sem megfelelő, hiszen utána nem konstans paraméterű modellt illesztnek, viszont

képet adhat arról, hogy a hamis regresszió veszélye mennyire van jelen. Az idáig vizsgált országok alacsony számossága jelentheti azt is, hogy a világnak csak egy kis részére lehet elutasítani a kointegráció hiányának nullhipotézisét, *Arisoy–Ucak* [2010] szerzőpárosnak a G7-országokból mindössze egyre sikerült.

1. táblázat

A beruházás és a megtakarítás közötti kapcsolatot időben változó paraméterű modellekkel vizsgáló tanulmányok fő jellemzői

Szerző	Vizsgált ország	Vizsgált időszak	Módszer	A tőke mobilitásra vonatkozó eredmények
<i>Aka</i> [2007]	Elefántcsontpart, Ghána	1960–1998	MSW	Ghánában magasabb, de nem mutat tendenciát
<i>Ho</i> [2000]	Tajvan	1979–1995	MSW	1981 környékén váltott a magas rezsimbe
<i>Telatar–Telatar–Bolatoglu</i> [2007]	Belgium, Dánia, Egyesült Királyság, Finnország, Franciaország, Hollandia, Németország, Olaszország, Svédország	1970–2002	MSW	részben nő az Európai Monetáris Unió 1994-es létrehozása óta, részben nem mutat tendenciát
<i>Papapetrou</i> [2006]	Görögország	1980–2003	MSW és TVECT	folyamatosan nő
<i>Arisoy–Ucak</i> [2010]	Egyesült Államok, Kanada, Japán, Nagy-Britannia, Németország, Franciaország és Olaszország	1960–2007	TVCE	nem nő szignifikánsan
<i>Evans–Kim–Oh</i> [2008]	Argentína, Ausztrália, Egyesült Államok, Egyesült Királyság, Japán, Kanada, Olaszország, Svédország	1850–1992	TVCE-jellegű	nem állandó, az első világháború előtt nagyobb volt, a második világháború óta nem nő folyamatosan
<i>Gomes–Ferreira–Filho</i> [2008]	Argentína, Brazília, Chile	1950–2000	TVCE	változott, de nem mutat tendenciát; a TVCE-modellel eredménye félrevezető
<i>Hatemi–J.–Hacker</i> [2007]	Svédország	1993–2004	TVCE	1993-tól 1995-ig nőtt, majd magas szinten konstans
<i>Sun</i> [2004]	Dél-Korea, Hong Kong, Tajvan, Szingapúr	1980–1997	TVCE-jellegű	folyamatosan nő

Megjegyzés. Az MSW a Markov-rezsimváltó, a TVECT az időben változó hibakorrektációs modellt jelöli, míg a TVCE az időben változó kointegrációs egyenlettel leírt modellre utal.

Forrás: Saját szerkesztés.

Másrészt, az időben változó kointegrációnak már a koncepciója is meglehetősen ellentmondásos. Vegyünk ugyanis egy klasszikus kointegrációs egyenletet, ahol a bal oldalon szerepel az egyik integrált változó, a jobbon pedig egy időben változó konstans és egy másik integrált változó, amelynek szintén időben változó az együtthatója. Tegyük fel, hogy a modell nem kointegrált, azaz az egyenlet hibatagjai integráltak. Ha a hibatagokat (például Beveridge–Nelson-felbontással) felbontjuk egy véletlen bolyongás és egy stacionárius folyamat összegére, akkor a véletlenbolyongás-részt az időben változó konstansba átcsoportosítva máris érvényes kointegrációt kapunk, mivel a hibatag ezzel stacionárius lett. Ez a példa érzékelteti, hogy elméletileg korrekt, időben változó kointegrációs modellt nem lehet felírni úgy, hogy az együtthatók maguk is integráltak legyenek. *Park–Hahn* [1999] azóta elterjedt megoldása erre az, hogy az időben változó együtthatókat trendfüggvényként azonosítja, amelyeket hatvány- vagy trigonometrikus függvények összegeként határoz meg a Taylor- és a Fourier-sorokhoz hasonlóan. *Evans–Kim–Oh* [2008] szintén ezt a módszert alkalmazva olyan eredményekre jutott, amelyek nagyban hasonlítanak a Kalman-szűrő használatával kapottakhoz.

Papapetrou [2006] olyan modellt használt, ami felépítéséből adódóan kivédi a hamis regresszió problémáját: az időben változó paramétert nem a kointegrációs egyenletbe teszi be, hanem magukba a hibakorrekciós egyenletekbe. Tehát egy időben konstans kointegrációs feltevés mellett a hibakorrekciós együttható változhat időben, így ha az szignifikáns, akkor az bizonyos értelemben alátámasztja a kointegrációt (a szerző emellett formális tesztekkel is ellenőrizte a kapcsolat meglétét, és meg is találta). E modell hiányossága viszont az, hogy a becsült hibakorrekciós együtthatók időbeli sorozatai – az „ α -sorozatok” – nem értelmezhetők olyan könnyen, mint a már említett β -k. Ezt időben változó paraméterű hibakorrekcióval párosított modellnek (time varying error correction term – TVECT) hívjuk.¹

Az előbbieken leírtak a megválaszolandó kérdések sokaságát vetik fel, amivel rá is térünk motivációnkra. Először is, ha a világ egy tetszőleges országát nézzük, mit állíthatunk a beruházási és a megtakarítási ráták idősorainak kointegrációjáról? Másodszor, ha formális tesztekkel nem tudjuk elkerülni a hamis regresszió veszélyét, tudunk-e olyan modellt felírni és használhatóan becsülni, ami az általunk keresett β együtthatót határozza meg, de mégsem válhat hamissá? Harmadszor, van-e valóban növekvő tendencia a világ (országainak) Feldstein–Horioka-értelemben vett tőkemobilitásában? Végül pedig, megalapozott-e az időbeli β -sorozatok azonosítása a nemzetközi tőkemobilitással?

Tanulmányunkban tehát mi is ezekre a kérdésekre keressük a választ. Ennek megfelelően az 1. fejezetben bemutatjuk a becslés módszerét és annak részleteit, vala-

¹ Megjegyezzük, hogy korábban *Darvas* [2001] is ilyen modellt alkalmazott az árfolyam-begyűrűzés tanulmányozására.

mint az alkalmazott modelleket. A már említett TVCE- és TVECT-változatok mellett közzéteszünk egy újabb, a TVCE-ből származtatott, a vizsgált változók késleltetettjeinek bevonásával létrehozott modellt. Elemzésünkben a Kalman-szűrőt alkalmazzuk. Kihagyjuk azonban a Markov-rezsimváltó modellt, ugyanis az olyan esetekben hatékony, amikor egymástól élesen elkülönülő állapotokat, rezsimeket kell megkülönböztetni, és a modellezett folyamat az idő előrehaladtával oda-visszavált közöttük, mint például a jövedelem a gazdasági fellendülés és a recesszió esetén. Mivel itt egyszerre számos országra készítünk becslést, és ezek összességükben érdekesek számunkra, sokkal hatékonyabb folytonos változást lehetővé tevő modellt alkalmazni. A 2. fejezetben megvizsgáljuk a paneladatbázist, az adatsorokon pedig kointegrációs teszteket végzünk. Számba vesszük mind az Engle–Granger-, mind a Johansen-típusú teszteket, valamint ezek paneladatokra vonatkozó változatait is, amelyek egyetlen statisztikai tesztbe sűrítik az összes egyedi kointegrációs kérdést. A konstans paraméterű kointegráció elemzéséhez pedig *Hansen* [1992] idevonatkozó tesztjeit használjuk. Ezután a 3. fejezetben a becslt együttható-sorozatok alapján megvizsgáljuk, van-e és milyen tendencia a Feldstein és Horioka szerint vett tőkemobilitásban. A 4. fejezetben panelregressziók segítségével arra keressük a választ, hogy az általunk számított tőkemobilitási mutatók mennyire helytállóak, azaz együttmozognak-e más tőkepiaci nyitottsági mértékekkel. Ehhez két, országonként elérhető és széles körben ismert mértéket veszünk: *Chinn–Ito* [2008] „KAOPEN” elnevezésű indexét, ami egy jogi értelemben vett nyitottságot mérő mutató (ennek magyarázatát lásd később); és a *Lane–Milesi-Ferreti* [2007] által összeállított „IFIGDP” elnevezésű mutatót, amit bruttó szemléletű statisztikai adatok alapján számítanak. Végül, az 5. fejezetben összefoglaljuk megállapításainkat.

1. Időben változó paraméterű modellkeretek

Ebben a fejezetben az általunk használt három modellt mutatjuk be. Ezek mindegyike állapot-tér modell, amelyben a megfigyelési egyenlet képviseli a fő modellfeltevést, míg az állapotegyenletek véletlen bolyongást követő, látens, időben változó paraméterekből állnak

Az időben változó kointegráló vektorral ellátott TVCE-modell szerint a $\beta_{1,t}$ megtakarítás-visszatartási együttható és a $\beta_{0,t}$ konstans egymástól függetlenül követnek véletlen bolyongást. Rájuk a következő egyenletek írhatók fel.

$$\begin{aligned}\beta_{0,t} &= \beta_{0,t-1} + \omega_{0,t} \\ \beta_{1,t} &= \beta_{1,t-1} + \omega_{1,t}\end{aligned}\quad /1/$$

$$i_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}s_t + \varepsilon_t, \quad /2/$$

ahol $\omega_{i,t}$, $i = 0,1$ reziduális változó. Jelöléseinkben nem tüntetjük fel az országindexet, hiszen egyszerre csak egy országgal foglalkozunk. Ennek megfelelően i_t jelenti az adott ország beruházási rátáját és s_t a megtakarítási rátát. Az állapot-egyenletek reziduális változói korrelálatlanok egymással, és persze a megfigyelési egyenlet ε_t hibatagjaival is az állapot-tér modell definíciója szerint.

Ebben a modellben számunkra természetesen a $\beta_{1,t}$ megtakarítás-visszatartási együttható becült sorozata és annak standard hibája az érdekes. Érdekes itt röviden kitérni a mutató pontos értelmezésére és a Feldstein–Horioka-konceptió egy érdekes vonására. A megtakarítás-visszatartási együttható egy hányadot jelöl: az adott országban keletkező megtakarításoknak átlagosan (várhatóan) ekkora része jelenik meg ugyanott beruházásként, persze, amennyiben β_0 nem szignifikáns. Ha az együttható nagyobb egynél, az ország nettó tőkeimportőr, ha kisebb, akkor -exportőr. A tőkemobilitás teljes hiányát viszont nemcsak a becült együttható egységnyi volta jelenti, hanem, ezzel együtt, annak kis standard hibája is, azaz ha az együttható szignifikánsan egységnyi. Egységnyi megtakarítás-visszatartás és nagy standard hiba esetén tudniillik a megtakarítás átlagosan megegyezik ugyan a beruházással, viszont a kettő nem korrelál, tehát ugyanúgy a tőkemobilitás jelenlétét vonhatjuk le következtetésként, mintha egytől messze esne az együttható. A regresszió kvantitatív eredményéből tehát csak a szignifikanciát is felhasználva vonhatjuk le a kvalitatív következtetést; emiatt érdemes lehet a becült együtthatót és standard hibáját együttesen vizsgálni (így például a kettő hányadosát, azaz a t -statisztikát, ahogyan azt tesszük majd a későbbiekben).

Ezt a problémát idősoros keretben tetézi a hamis regresszió problematikája is, hiszen a beruházási és a megtakarítási ráta idősorai jellemzően integrált folyamatokról szólnak. Mivel ezek a teljes GDP-hez viszonyított értékek, így mindenképpen korlátosak, ami stacionaritásra utal; a valóságban azonban az egységgyöktesztek a legtöbb ilyen idősnál elfogadják az integráltság hipotézisét. A TVCE-modellben tehát semmi sem biztosítja a regresszió hamisságának elkerülését, ezért feltétlenül szükséges formális teszttel alátámasztani a kointegrációt, mielőtt azt használnánk. Ennek a hiányosságnak a kiküszöbölésére módosítjuk a modellt, és a megfigyelési egyenletben szerepeltetjük a kontroll beruházási és megtakarítási késleltetettjét is. Ezt TVCEL-modellnek kereszteljük el, a „lag”, azaz a késleltetés miatt:

$$\begin{aligned} \beta_{0,t} = \beta_{0,t-1} + \omega_{0,t} & \quad \text{és} & \quad \beta_{2,t} = \beta_{2,t-1} + \omega_{2,t} \\ \beta_{1,t} = \beta_{1,t-1} + \omega_{1,t} & & \quad \beta_{3,t} = \beta_{3,t-1} + \omega_{3,t} \end{aligned}, \quad /3/$$

$$i_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}s_t + \beta_{2,t}i_{t-1} + \beta_{3,t}s_{t-1} + \varepsilon_t. \quad /4/$$

A hibatagokra vonatkozó feltételezések megegyeznek az előzőkben leírtakkal. E modell alkalmazásakor abba a nehézségbe ütközünk, hogy a késleltetettre vonatkozó $\beta_{2,t}$ és $\beta_{3,t}$ együtthatókat nem tehetjük időben konstanssá (hiszen akkor ismét a hamis regresszió problémájával néznénk szembe). Így összesen négy különböző sorozatot kell megbecsülnünk relatíve kevés adaton, ami rontja a szabadságfokaink számát.

Az utolsóként tárgyalt modellünk, az időben változó paraméterű hibakorrekciós modell, azaz TVECT, a Feldstein–Horioka-féle megközelítésben egyedül *Papapetrou* [2006] munkájában szerepel. Ő egy konstans paraméterű kointegrációt becsült, amelynek a hibakorrekciós egyenleteibe építette be az időben változó tagot:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 s_t + u_t, \quad /5/$$

$$\alpha_{i,t} = \alpha_{i,t-1} + \omega_{i,t}, \quad /6/$$

$$\alpha_{s,t} = \alpha_{s,t-1} + \omega_{s,t},$$

$$\begin{aligned} \Delta i_t &= \sum_{l=1}^k \Phi_{i,i}^{(l)} \Delta i_{t-l} + \sum_{l=1}^k \Phi_{i,s}^{(l)} \Delta s_{t-l} + \alpha_{i,t} u_{t-1} + \varepsilon_{i,t}, \\ \Delta s_t &= \sum_{l=1}^k \Phi_{s,i}^{(l)} \Delta i_{t-l} + \sum_{l=1}^k \Phi_{s,s}^{(l)} \Delta s_{t-l} + \alpha_{s,t} u_{t-1} + \varepsilon_{s,t}. \end{aligned} \quad /7/$$

Az időben állandó kointegrációs egyenletet először OLS-sel becsüljük, ennek u_t maradéktagja jelenti az eredeti i_t és s_t idősoroknak a kointegráló vektorral képzett lineáris kombinációját. Ennek késleltetettjét tesszük a hibakorrekciós (megfigyelési) egyenletekbe az időben változó $\alpha_{i,t}$ és $\alpha_{s,t}$ együtthatókkal, ahol a szabadságfokokkal való takarékoskodás céljából időben állandó Φ paramétereket használunk a Δi_t és a Δs_t késleltetéseire. Ugyanezen megfontolásból a k maximális késleltetés értékét egységnyire állítjuk. Az időben változó együtthatókról itt is véletlen bolyongást teszünk fel a rendszer állapotegyenleteiben.

Ebben a modellben az $\alpha_{i,t}$ együttható sorozatát figyeljük. A hibakorrekció várt irányához az együttható negatív előjelet kell, hogy felvegyen, így *Papapetrou* [2006] nyomán a tőkemobilitás növekedését az együttható növekedésével, illetve negatívból nullába váltásával azonosítjuk. Az együttható nagyságára azonban az előzőkön túl nem létezik konkrét értelmezés, ellentétben a TVCE-modell β_1 -ével, ami a modell komoly hátránya.

Kérdés az is, hogy miért éppen $\alpha_{i,t}$ -re esett a választásunk és nem a másik egyenlet hibakorrekciós tagjára, $\alpha_{s,t}$ -re. *Papapetrou* [2006] ezt nem magyarázza meg, így

arra következtetünk, hogy a szerzőt a megtakarítás feltételezett gyenge exogenitása motiválta. Mivel mi részben tesztelni is akarjuk ezt a modellformát, ezért maradunk az általa kiválasztott változónál. A kointegrációs elmélet szerint legalább az egyik tagnak szignifikánsnak és „helyes előjelűnek” (azaz nem gyengén exogénnek) kell lennie, de mindegy, hogy melyiknek.

A három állapot-tér modellt a Kalman-szűrővel és a maximum likelihood (ML) módszerrel becsüljük. A Kalman-szűrt sorozatok mellett használni fogjuk a Kalman-simított eredményeket is. Míg az előbbi minden egyes sorozatpontot az időben csak addig megismert megfigyelésekből számít, utóbbi a teljes mintát használja, ahogy egy „szokásos” ökonometriai becslés. E kettő mellett – leginkább robusztussági ellenőrzési céllal – becslünk egy tízéves időtartamú, mozgóablakos és (egyre növekvő mintán) egy rekurzív OLS-t is.

Végezetül fontos megemlíteni néhány technikai részletet a becslésekről. A Kalman-szűrőnél a kezdőértékeket és azok kovarianciamátrixát az első tíz évre becsült OLS-ből szerezzük. A jel-zaj arányt (más néven varianciaarányt, azaz az állapot- és megfigyelési egyenletek hibatagjai varianciáinak hányadosát) paraméterként becsüljük az ML-módszerrel. Mind a mozgóablakos, mind a rekurzív OLS-nél tízelemű volt a legkisebb, kezdő mintaelemszám.

2. Adatok és formális kointegrációs tesztek

Tanulmányunkban egy 126 országból álló, 1960 és 2010 közötti, éves bontású paneladathalmazt vizsgálunk. Az adatok forrása a Világbank adatbázisa. A beruházási ráta a bruttó tőkefelhalmozás adatsora a GDP százalékában, a megtakarítási ráta pedig a bruttó hazai megtakarítás a GDP százalékában. Az adathalmaz nem kiegyensúlyozott (teljes) panel: sok idősor hiányos, tipikusan az első tíz és az utolsó 2–5 évben. A legnagyobb kiegyensúlyozott részmintát az 1990-től 2005-ig terjedő időszak adja. Ezért az eredményeknél – különösen ott, ahol nem egyforma hosszúságú sorozatokat átlagolunk – erre tekintettel kell lennünk.

A kétszer 126 időornak mindössze 21 százalékánál tudjuk elutasítani 5 százalékon az egységgyök nullhipotézisét a kiterjesztett Dickey–Fuller-tesztek (augmented Dickey–Fuller tests – ADF) szerint. Így, mivel a továbbiak szempontjából fontos az i és az s idősorok közötti kointegráció tesztelése, igyekszünk ezt a lehető legkörültekintőbben, minél többféle módszer és beállítás segítségével megtenni. Mivel az idősoraink elég rövidek, és az elmélet sem igazán indokolja, trendet sehol sem alkalmazunk a tesztegyenletekben, a konstans elhagyásának/alkalmazásának lehetőségét viszont minden esetben megvizsgáljuk.

Ha egyedi idősorok kointegrációs tesztelésére gondolunk, alapvetően három módszer juthat eszünkbe:

– A kointegráló vektor – esetünkben $[1, -1]$ – ismeretében a vele képzett lineáris kombinációra – tehát a beruházási és a megtakarítási ráta különbségére – vizsgálunk egységgyökteszteket.

– A kointegráló vektort OLS segítségével becsüljük, majd az ezzel képzett lineáris kombinációra vizsgálunk egységgyökteszteket. Ez az Engle–Granger-módszer. Ebben és az előző esetben is választhatunk, hogy az egységgyöktesztben szerepeltetünk-e konstanst.

– Johansen-féle kointegrációs teszteket végzünk (Johansen [1988]), amelyekkel kiküszöbölhetők az Engle–Granger-módszer problémái (például, hogy melyik változót szerepeltessük az Engle–Granger-egyenlet bal, illetve jobb oldalán). Ezekkel, mivel a kointegráló vektorok lineáris kombinációja is kointegráló vektor marad, az általuk kifejlesztett alteret (esetünkben egyenest) becsüljük, mindezt egy, a változókra nézve szimmetrikus VAR (vektor-autoregresszív) keretben. Két alternatívánk van a kointegráló vektor meglétének tesztelésére: a nyomteszt és a maximálissajátérték-teszt. A konstans alkalmazásának tekintetében ráadásul nem csak két beállítás van, ugyanis erről mind a kointegrációs egyenletben, mind a hibakorrekciós VAR-modellben külön dönthetünk. E szempontokból a lehetséges négyből összesen három beállítást vizsgálunk.

Mindhárom egyedi idősoros tesztfajtában a kointegráció hiánya a nullhipotézis, és mivel a paneltesztek ezekből származtathatók, azokkal is ugyanez a helyzet. Mind a Pedroni- mind a Kao-típusú teszt panel-OLS-ben becsli a kointegrációs egyenletet (egyedenként külön konstanssal), majd a hibatagokból egységgyöktesztszerű statisztikákat konstruál. Itt mindig a heterogén alternatívát vizsgáljuk, azaz országonként különböző autoregresszív struktúrát és együtthatókat tételezünk fel az alternatív hipotézisekben (a homogén alternatíva egyébként egészen hasonló eredményeket mutat). A Fisher-teszt az egyedi Johansen-tesztek eredményét összegzi. Az általunk alkalmazott panelkointegrációs tesztekéről *Breitung–Pesaran* [2005] munkája ad részletes leírást.

Időben változó paraméterű kointegráció alkalmazásához nem elégséges konstans kointegrációs teszteket vizsgálni, így *Hansen* [1992] paraméter-instabilitási tesztjeit alkalmazzuk. Ezeknek nullhipotézise az időben állandó kointegráció fennállása, míg alternatív hipotézise nemcsak az, hogy a kointegráció paraméterei időben változnak, hanem az is, hogy nincs kointegráció – annak ellenére, hogy az alternatív hipotézisek a paraméterekben rendre valamilyen időbeli változást tartalmaznak. Ennek oka a be-

vezetőben már említett identifikációs probléma, és ezért nevezi a szerző ezeket „paraméter-instabilitási” teszteknek, hiszen az alternatív hipotézis valójában az, hogy az adatok nem támogatják a feltételezett konstans kointegrációs struktúrát.

2. táblázat

A beruházási és a megtakarítási ráták egyedi és csoportos kointegrációs, valamint paraméter-instabilitási tesztei

Elnevezés	Konstansra vonatkozó feltevés		
	(1)	(2)	(3)
Konstans a kointegrációs vektorban	nincs	van	van
Konstans a becült VAR-modellben (csak Johansen-féle teszt)	nincs	nincs	van

2a) Egyedi kointegrációs teszt

Teszt típus	Statisztikatípus	Az elutasítások száma (aránya)		
		(1)	(2)	(3)
<i>i</i> és <i>s</i> integráltságának vizsgálata	ADF-statisztika	36 db (29%)	17 db (13%)	–
	PP-statisztika	38 db (30%)	29 db (23%)	–
Engle–Granger	ADF-statisztika	66 db (52%)	33 db (26%)	–
Johansen	Nyomtesztstatisztika	28 db (22%)	30 db (24%)	53 db (42%)
	Maximálissajátérték-statisztika	33 db (26%)	29 db (23%)	40 db (32%)

Megjegyzés. 126 ország adatai alapján, 5 százalékos szignifikanciaszinten.

2b) Csoportos (panel) kointegrációs teszt

Teszt típus	Statisztikatípus	<i>p</i> -érték		
		(1)	(2)	(3)
Pedroni (Engle–Granger-alapú)	Csoportos rho-statisztika	0,0001	0,0000	–
	Csoportos ADF-statisztika	0,0000	0,0000	–
	Csoportos PP-statisztika	0,0000	0,0000	–
Kao (Engle–Granger-alapú)	Csoportos ADF-statisztika	–	0,0000	–
Fisher (Johansen-alapú)	Nyomtesztstatisztika	0,0000	0,0000	0,0000
	Maximálissajátérték-statisztika	0,0000	0,0000	0,0000

2c) Egyedi paraméter-instabilitási tesztek

Teszt típus	Statistikatípus	Az elutasítások száma (aránya)		
		(1)	(2)	(3)
Hansen	Lc-statisztika	–	24 db (19%)	–
	MeanF-statisztika	–	26 db (21%)	–
	SupF-statisztika	–	27 db (21%)	–

Megjegyzés. 126 ország adatai alapján, 5 százalékos szignifikanciaszinten.

A teszteredményeket a 2. táblázat foglalja össze. Az egyedi tesztek esetén a visszautasítások számát és arányát mutatjuk be 5 százalékos szignifikanciaszinten, a csoportosaknál pedig a tesztstatisztika p -értékét. Az eredmények meglepően kettősek: míg az egyedi tesztek beállítástól függően 13–52 százalékban találnak kointegrációt, a csoportos tesztek beállítástól függetlenül egyértelműen kointegrálnak látják az idősorokat. Ez azért lehet, mert – bár az egyedi idősorok a rövid minta miatt nem adnak elég „alátámasztást” a nullhipotézis elutasításához – a csoportos tesztekhez ezek az arányok már elégségesnek bizonyulnak. A Hansen-féle tesztek is csak 19–21 százalékban utasítják el a konstans kointegrációs feltevést. A következtetés számunkra részben pozitív, hiszen azt jelenti, hogy a TVCE kointegráló regressziói nem feltétlenül hamisak, még akkor sem, ha az adott országra nem tudnánk elutasítani a kointegráció hiányát; részben negatív, mert a tesztek alapján nem érdemes időben változóvá tenni az együtthatókat.

3. A tőkepiaci nyitottság időben változó mértéke

Ebben a fejezetben azokat az eredményssorozatokat vizsgáljuk, amelyeket a három modell – a TVCE, a TVCEL és a TVECT – becsléseivel kaptunk az egyes országokra. Közvetlenül 126 sorozatot nem lehetséges egyszerre áttekinteni, így magukat az eredményeket is valamiféleképpen összegezzük. Mindezt többféleképpen tesszük. Egyrészt megvizsgáljuk, hogy a becült sorozatok bizonyos eldöntendő tulajdonságai az összes országot tekintve milyen arányban teljesülnek; másrészt, a becült sorozatokat – a konfidencia-intervallumaikat is figyelembe véve – egyetlen sorozatba aggregáljuk, amit aztán elemzünk; harmadrészt pedig az eredményeket az országok egy bizonyos csoportosítása alapján összesítjük.

A 3. táblázat az eredményssorozatokat három tulajdonságát összesíti, két, standard hibás konfidenciasávot figyelembe véve. A „szignifikánsan változott” kifejezés így

azt jelenti, hogy valamely időpontban a konfidencia-intervallum felső széle kisebb volt, mint valamely másik időpontban az alsó széle (vagy fordítva); míg a „szignifikánsan nem nulla” arra utal, hogy a konfidencia-intervallum alsó széle nagyobb, mint nulla (vagy fordítva, a felső kisebb, mint nulla). Hozzáteesszük, hogy a TVCE- és TVCEL-modelleknél egyetlen eredményidősor sem lett szignifikánsan negatív egyik pontban sem, és a TVECT-modell eredményeinél sincs egyetlen pontban sem szignifikánsan pozitív érték.

3. táblázat

*A 126 ország eredményorozatainak néhány statisztikája
két standard hibás konfidenciasávot figyelembe véve*

Modell	A mintában szignifikánsan változó tőkemobilitást mutató országok száma (aránya)		A mintában végig szignifikánsan nem nulla tőkemobilitást mutató országok száma (aránya)		A mintában bizonyos időpont(ok)ban szignifikánsan nem nulla tőkemobili- tást mutató országok száma (aránya)	
	Kalman-szűrt	Kalman-simított	Kalman-szűrt	Kalman-simított	Kalman-szűrt	Kalman-simított
TVCE β_1	45 db (36%)	41 db (33%)	34 db (27%)	54 db (43%)	110 db (87%)	104 db (83%)
TVCEL β_1	23 db (18%)	18 db (14%)	28 db (22%)	60 db (48%)	98 db (78%)	91 db (72%)
TVECT α_i	25 db (20%)	20 db (16%)	12 db (10%)	50 db (40%)	107 db (85%)	101 db (80%)

A táblázat szerint mindhárom modellnél elég kevés szignifikánsan változó eredmény született, ezek aránya mindössze 14 és 36 százalék között van, modelltől és módszertől függően. Ez már önmagában magyarázhatja, miért nem jelent meg több tanulmány e témában, hiszen a kutatók elsősorban szignifikáns eredményeket közölnek. A Kalman-simító mindhárom modellben kevesebb szignifikáns változást talált a szűrőnél, amit könnyen magyarázhatunk e módszerek konstrukciójával, ugyanis az utóbbi mindig az aktuális és a közelmúlt megfigyeléseket súlyozza felül, azaz „hektikusabb” eredményt produkálhat a simító-algoritmusnál. A minta egészében szignifikánsan nem nulla arányok esetén emiatt nagy eltérés van a két módszer között: a szűrt eredményeknél mindössze 10–27 százalékban van ilyen adatsor, míg a simító-nál 40–43 százalékban. Mindenesetre 10 és 43 százalék közötti arányban vannak olyan országok, amelyek mindhárom modell szerint időben végig a relatíve alacsony tőkemobilitású kategóriába tartoztak. Végül, a táblázat harmadik eredménycsoportját figyelve azt láthatjuk, hogy meglehetősen nagy hányadot (72–87 százalékot) tesznek ki azok az országok, ahol legalább egy időpontban relatíve alacsony volt a tőkemobilitás.

Következő vizsgálatunkban egyetlen sorozatba összesítjük az egyes országok eredmény-idősorait. Ehhez a pontbecsléseket átlagoljuk, valamint standard hibáikból az egyes pontbecslésidősorok egymás közötti korrelációjának figyelembevételével

egyetlen standardhiba-idősört képezünk. Kérdés, hogy használjunk-e országsúlyokat, és ha igen, milyeneket. A súlyok nélkülözését (illetve egységnyire állítását) az indokolná, hogy nincs miért megkülönböztetnünk egyik országot sem a többitől, hiszen mindegyikük külön entitás a vizsgált sokaságban. A világban azonban jelentős különbségek vannak mind a népesség, mind a gazdagság tekintetében, és a súlyozás elhagyásával sok jelentéktelen országot felülsúlyozhatunk. Ezért a következőkben megvizsgálunk egy GDP-alapú súlyozást is.²

Az eredményeket a Függelék F1. *a-f*) ábrák összegzik. Az értelmezés során fontos figyelembe venni, hogy az 1960-tól 2010-ig terjedő minta első tíz évét nagy adathiány jellemzi, valamint azt, hogy az összes országra adat csak az 1990 és 2005 közötti időszakban érhető el. Megfigyeléseinket a következő pontokban foglaljuk össze.

– Súlyozatlanul átlagolt eredményeknél a TVCE- és a TVCEL-modellnél is egyértelműnek látszik a β_1 időbeli csökkenése 0,5 körüli értékről 0,35 körülire, még akkor is, ha csak az 1990 és 2005 közötti időszakot tekintjük. Így ezek a modellek ki tudják mutatni azt a többé-kevésbé egyértelmű tény, hogy a nemzetközi tőkemobilitás növekedett az elmúlt fél évszázadban.

– Attól, hogy a hamis regresszió kivédésére késleltetetteket alkalmazunk – és így tulajdonképpen áttérünk a TVCE-modellről a TVCEL-re –, az eredmény nem lett jelentősen más, ami megerősíti a csoportos kointegrációs tesztek pozitív eredményét.

– A GDP-vel átlagolt TVCE- és TVCEL-modellnél a megtakarítás-visszatartási együttható csökkenése sokkal kevésbé egyértelmű. Ennek valószínű oka az, hogy túlságosan nagy súlyt kapott néhány olyan fejlett és/vagy nagy ország, amelyek tőkemobilitása vélhetően már a vizsgált időszak elején is intenzív volt, és ez az eredményeket a változás hiánya felé „tolja”.

– Érdekes viszont az a tény, hogy a GDP-vel átlagolva a β_1 becslésekor kapott értékek lényegesen nagyobbak az egységnyi súlyozású becsléseknél, 0,8 és 1,0 között mozognak. Ez egyértelműen azt jelenti, hogy a megtakarítás-visszatartási együttható értéke nagy és/vagy fejlett országoknál jóval magasabb, ami egyben a kis, nyitott országok már említett tőkemobilitási előnyére is utal.

– A TVECT-modell eredményei összességében használhatatlannak tűnnek. A minta egy részének (az első időszak) nagy kilengését a hiányos adatok okozzák. Az eredmények általában szignifikánsak és ne-

² Időben változó GDP-súlyokat használunk, tehát minden időpontban az aktuális, 2005. évi amerikai dollárban mért GDP-eket vesszük figyelembe. A GDP-alapú súlyozást az is indokolja, hogy a későbbi IFIGDP-mérték összegzésénél az természetesen adódik.

gatívak, de nem mutatnak lényeges változást a tőkemobilitásban. Az utóbbit annak tulajdonítjuk, hogy a teljes mintán posztulált konstans kointegrációs feltevés túl erős. *Papapetrou* [2006] tehát kivételt talált Görögország esetében.

– A mozgóablakos OLS a konstrukcióból adódóan meglehetősen változékonny, viszont a fluktuációjában az alacsonyabb csúcs- és mélypontok is alátámasztják a csökkenést a TVCE- és TVCEL-modellekben.

– Az egységnyi súlyozású TVCE-modellben mindkét OLS-becslés trendszerűen magasabb értékeket becsül a Kalman-szűrőnél és -simítónál. Ez nem feltétlenül a hamis regresszió következménye, mivel utóbbiak sem védik ki azt. *Darvas–Varga* [2012] egy hasonló modellnél szimulációs keretek között kimutatták, hogy a paraméterek időbeli változása esetén az OLS jellemzően felfelé torzít. Ez tapasztalható itt is.

Az összegzést országcsoportok, pontosabban kontinensbontás szerint is elvégezve, részletesebb eredményeket kapunk. Az adatsorokat a F2. *a–c*) ábrák mutatják be ezúttal konfidenciasávok nélkül, csak egységnyi súlyú átlagolás alkalmazásával. Az utóbbinak az az oka, hogy a GDP-súlyozás nagyon eltolná az eredményeket az adott kontinens legnagyobb GDP-vel rendelkező országai felé. Megállapításaink a következők.

– Mindhárom modellnél jobban látszik a minták hiányossága, és így a becslés nagyobb megbízhatatlansága az első (nagyjából) tíz évben.

– A TVCE- és TVCEL-modellnél alapvetően két kontinenscsoportot figyelhetünk meg. Nagyobb β_1 -eket tapasztalhatunk a többségében fejlett Észak-Amerika és Európa esetében, míg kisebbeket – illetve robusztusabb csökkenést – kapunk Ázsiára, Afrikára és Dél-Amerikára. A csak kevés országot felölelő Óceániában e tekintetben nincs változás. A fejlettebb országok nagyobb értékei tehát újra – egyre kevésbé megkérdőjelezhetően – előkerülnek, és arra a korábban már felvetett kérdésre mutathatnak rá, hogy a β_1 nagysága önmagában nem pontosan jelöli a tőkemobilitás mértékét.

– A TVECT-modellnél – ahol egyébként kontinensenként sem látunk tendenciákat – ismét megfigyelhetjük ezt a kettős bontást azzal a különbséggel, hogy egyrészt itt Afrika Európához és Észak-Amerikához áll közelebb, másrészt, hogy ennek a „fejlett” csoportnak az α_i értékei közelebb állnak nullához, ami a nagyobb mobilitást jelenti.

Összegezve tehát az előbbieket: a TVCE- és TVCEL-modellek hasonló eredményt adnak, és csökkenő tendenciát mutatnak a β_1 együtthatóra. Kontinensbontás-

kor ez főleg a fejlődő országokra jellemző. A TVECT-modell alapján viszont nem mutatható ki trend.

4. Összevetés más nyitottsági mértékekkel

Felvetődik a kérdés, hogy más pénzügyi nyitottsági mutatók hogyan értékelik az elmúlt ötven évet, mennyire vannak összhangban az általunk tapasztaltakkal. Ezt kétféleképpen vizsgáljuk, egyrészt az aggregált mutatókat kontinensek szerint ábrázolva, grafikusan, másrészt panelregressziók segítségével. Két olyan adathalmazt elemzünk, amelyek jól kiegészítik egymást, mivel az egyik jogi, a másik gyakorlati értelemben méri a tőkepiaci nyitottságot.

A *Chinn–Ito* [2008] KAOPEN-mutatója 1970-től 2010-ig áll rendelkezésre, és olyan bináris változókat használ fel a mutató összeállítására, amelyek egy adott állam nemzetközi tranzakciókra vonatkozó jogi normáit mutatják a Nemzetközi Valutaalap éves beszámolói szerint. A mutató leginkább a fejlődő országok nyitottságának változását tudja nyomon követni, mivel több fejlett ország – így az Egyesült Államok, Kanada vagy Svájc – a teljes mintán a lehető legjobb (legnagyobb) pontszámmal rendelkezik. Sok más fejlett ország pedig a minta túlnyomó részén ér el maximális pontszámot. A kontinensek szerint összegzett (súlyozatlan) adatsorok a F2. d) ábrán láthatók.

Lane–Milesi-Ferretti [2007] saját, az országok külső pénzügyi követeléseit és tartozásait tartalmazó adatbázisából készített egy nyitottságra vonatkozó mutatót (az IFIGDP-t). Ez egy képzeletbeli „mérlegfőösszeg”: az adott ország pénzügyi követeléseit és tartozásait összegének GDP-re vetítése. Több ország esetén az országcsoport teljes „mérlegfőösszegét” viszonyítjuk a teljes GDP-hez. Ez éppen az egyes országok GDP-vel való súlyozásnak felel meg, így elemzésünk során mi is eszerint járunk el. Lévéen ez egy bruttó szemléletű mutató, az IFIGDP-idősorok a szerzők 1970 és 2007 közötti mintájában exponenciálisan nőnek, ezért érdemes őket kontinensenként, logaritmálva ábrázolni. (Lásd a F2. e) ábrát.) A vizuális összehasonlíthatóság kedvéért az így keletkező idősorokból eltávolítottuk azok trendjét is, amit a F2. f) ábrán mutatunk be.

A F2. ábracsoporton tehát együtt vizsgálhatjuk mind az általunk mért tőkemobilitási sorozatokat, mind a „külső” KAOPEN- és IFIGDP-mértékeket kontinensek szerint bontva. Nem egyszerű messzemenő következtetéseket levonni csupán az ábrák alapján, de mielőtt regressziót végeznénk az együttmozgások vizsgálatára, fontos tenni néhány megállapítást.

– Mindkét külső adathalmazban erős növekedési tendencia, tehát pénzügyi nyitottsági fejlődés figyelhető meg a mintaidőszakban. Nincs

olyan kontinens, amelynek valamelyik adatsora ne csökkent volna. Mindez többé-kevésbé a TVCE- és a TVCEL- modellünkre is igaz, kérdés viszont az egyes kontinensek egymáshoz viszonyított helyzete.

– Szembetűnő, hogy a két külső adathalmazban (az IFIGDP-adathalmazban messze) Európa a legfejlettebb, ezt követi Észak-Amerika, majd Ázsia, Afrika és Dél-Amerika. Utóbbi kettő az IFIGDP-adatsorokban a leglátványosabb visszaesést produkálja a többiekhez képest, bár még így is növekedő trendben. Mindehhez képest a TVCE- és a TVCEL-modellben éppen fordított a helyzet: a csökkenést (javulást) Afrika és Dél-Amerika vezetik, míg a fejlett Európa és Észak-Amerika a két utolsó helyen áll. Ebből elég biztosan kijelenthetjük, hogy szintek tekintetében mind a KAOPEN, mind az IFIGDP mást mérnek, mint amit a beruházás és a megtakarítás együttmozgásából tudunk kimutatni.

– Megválaszolendő kérdés, hogy az egyes eredmény sorozatok hasonlóan ragadják-e meg a rövid távú tendenciákat. Például ha összevetjük Európa TVCE- vagy TVCEL- sorozatát a KAOPEN-sorozattal, meglepő hasonlóságot láthatunk-e az időbeli javulásokban és visszaesésekben.

4. táblázat

Az eredményadatsorok egyváltozós regressziói ismert nyitottsági mértékeken

Modell	Függő változó	Beclsés típusa	Magyarázó változó: D(KAOPEN)		Magyarázó változó: DLOG(IFIGDP)	
			együttható	t-statisztika	együttható	t-statisztika
TVCE	$D(\beta_1)$	Kalman-szűrt	0,0035	0,84	-0,0096	-1,06
		Kalman-simított	0,0034	1,30	-0,0160	-2,81***
TVCEL	$D(\beta_1)$	Kalman-szűrt	-0,0029	-0,81	-0,0062	-0,75
		Kalman-simított	0,0014	0,86	-0,0069	-1,82*
TVCE	$D((\beta_1-1)/SE(\beta_1))$	Kalman-szűrt	-0,0371	-0,99	-0,2381	-2,85***
		Kalman-simított	-0,0330	-0,93	-0,3132	-3,94***
TVCEL	$D((\beta_1-1)/SE(\beta_1))$	Kalman-szűrt	-0,0163	-0,55	-0,1184	-1,77*
		Kalman-simított	0,0225	1,13	-0,1416	-3,15***
TVECT	$D(\alpha_i)$	Kalman-szűrt	0,0155	2,67***	-0,0246	-1,92*
		Kalman-simított	0,0034	1,44	-0,0021	-0,41

Megjegyzés. A sötétített cellák vizsgálatunk szempontjából „helyes” előjelűek. * $p < 0,10$, *** $p < 0,01$ százalékon szignifikáns értékek.

Az eredményadatsorok formális összevetésére kétváltozós panelregressziókat használunk. Mivel egyrészt célunk a rövid távú együttmozgások azonosítása, másrészt adatsoraink integráltak, így a regressziót differenciákra (IFIGDP-nél log-differenciákra) írjuk fel, és az egyedi országhatásokat keresztmetszeti rögzített hatásokkal kontrolláljuk. Az 1. fejezetben említettek miatt a TVCE- és a TVCEL-modell β_1 sorozatain kívül létrehozunk egy olyan mértéket is, ami a pontbecslések mellett a standard hibákat ugyancsak felhasználja, és a regressziós elemzéseket ezekre szintén elvégezzük. Ez a mérték a tőkemobilitás hiányának mint nullhipotézisnek a t -statisztikája lesz, azaz β_1 -ből egységnyit kivonva, elosztjuk azt a β_1 standard hibájával. A t -statisztikában β_1 pozitív előjellel szerepel, így a TVCE- és TVCEL-modell mindkét mutatójánál negatív előjeleket várunk, hiszen mind a KAOPEN-, mind az IFIGDP-adatsoroknál a nagyobb érték jelenti a nagyobb fejlettséget. Ugyanezen okból a TVECT-modell esetén a pozitív regressziós együttható a megfelelő.

Az eredmények a 4. táblázatban láthatók. Szignifikáns és helyes előjelű együtthatókat találunk a TVECT-modell és a KAOPEN-értékek, valamint a TVCE- és TVCEL-modell, illetve az IFIGDP-adatok között. Ez utóbbi modellekben az, hogy a β_1 mutatót a t -statisztikára változtattuk, nagy javulást eredményezett az együttmozgás erősségében, ezzel alátámasztva a β_1 -ről és annak standard hibájáról korábban állítottakat. A TVECT-modellre vonatkozó eredményt viszont gyengíti az, hogy az IFIGDP-mutatóval szignifikánsan rossz előjel adódott.

A szinteket vizsgálva tehát nem találunk nagy hasonlóságot, rövid távú dinamikát nézve viszont igen, és ha a TVCE- és TVCEL-eredményeket máshogyan, a standard hibákat is figyelembe véve értelmezzük, az együttmozgás már egyértelműnek látszik. Mindebből arra következtetünk, hogy a sorozataink alkalmasak lehetnek a pénzügyi nyitottság időbeli alakulásának leírására (már ha feltesszük, hogy a külső nyitottsági mutatóink valóban a tőkepiaci nyitottságot írják le).

5. Összegzés

Ebben a tanulmányban azt vizsgáltuk, hogy mit állíthatunk az egyes országok beruházási és megtakarítási rátái közötti, időben változó együttható alakulásáról. Az 1. fejezetben három modellt vezettünk be, amelyek segítségével becsülhető egy ilyen mutató. Először egy időben változó kointegrációs modellt mint alapmodellt (TVCE); majd ennek egy késleltetetttel kiegészített, hamis regresszióra robusztus változatát (TVCEL); végül egy konstans kointegrációs, de időben változó hibakorrekciós modellt (TVECT). A következő fejezetben az adatokon elvégzett nagyszámú statisztikai

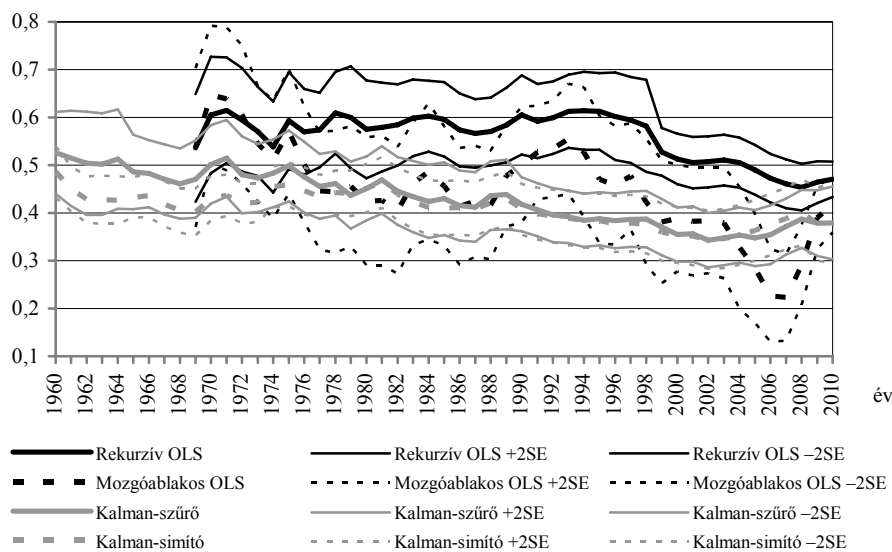
teszt segítségével azt vizsgáltuk, hogy kointegráltak-e a megtakarítási és a beruházási idősorok. A legtöbb teszt elutasította a kointegrációt, a csoportos (panel)tesztek viszont egyöntetűen alátámasztották azt. Mindez azt jelenti, hogy bár összességében valószínűleg nem tévedünk a hamis regresszióval nem számoló TVCE-moddellel, az országok adatait egyenként vizsgálva lesz olyan idősor, ahol a valóságosnál erősebb kapcsolatot fogunk kimutatni. Emellett a paraméter-instabilitási tesztek azt mutatták, hogy az adatsoraink nem elég hosszúak ahhoz, hogy az időben változó modellt alkalmazzuk.

A 3. fejezetben a modellek Kalman-szűrővel és -simítóval, valamint rekurzív és mozgóablakos OLS-sel becsült eredményoszorozatait vizsgáltuk. Ezek is alátámasztják a kointegrációs tesztekben adódó, előbb vázolt következtetéseket, miszerint a TVCEL-modell sorozatai kevésbé változtak szignifikánsan, többször voltak nullának tekinthetők, mint a TVCE-modelléi. Mindazonáltal a „teljes világra” átlagolt eredmények mindkét modell esetén jól látható csökkenésre utalnak, ami a tőkemobilitás növekedésének felel meg. A TVECT-modell összegzett eredményei ezzel szemben nem mutattak ilyen tendenciát. Az eredmények kontinensszintű vizsgálatában, bár a TVCE- és TVCEL-modell használatkor minden földrészen többé-kevésbé mobilitásnövekedést tapasztalhattunk, a klasszikusan fejlettnek tekintett kontinensek (Európa, Észak-Amerika) az élen járó fejletlenek után következtek. Ez még szembe-tűnőbb volt akkor, amikor más, külső pénzügyi nyitottsági mértékeket vontunk be a vizsgálatba, hiszen ezekben is megfigyelhető volt az ismert fejlettségi sorrend a kontinensek között. A rövid távú együttmozgások regressziós vizsgálatánál viszont kimutatható volt a TVCE- és a TVCEL-modell eredményei, valamint a Lane–Milesi-Ferretti-féle nyitottsági mutató (*Lane–Milesi-Ferretti* [2007]) közötti szignifikáns kapcsolat, főleg, ha az eredményeinkből a standard hibák bevonásával készítettünk új mutatót.

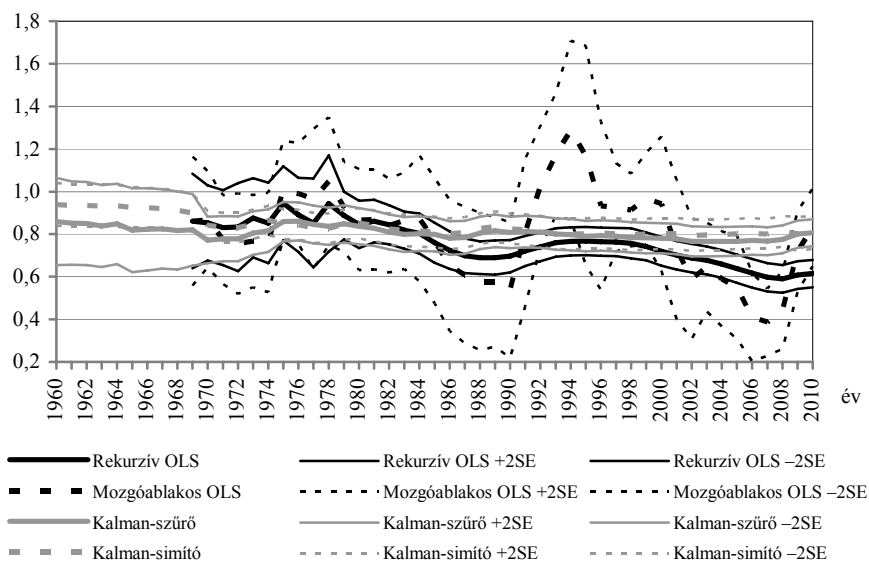
A nemzetközi tőkemobilitás egy olyan fogalom, amelynek nincs egyértelmű definíciója, csak különböző közelítő mértékei. Mondhatnánk akár azt is, hogy közvetlenül megfigyelhetetlen, látens változó, amelynek az egyes definiált mértékek a proxy változói. Ha az IFIGDP-mutatót elfogadjuk a tőkemobilitás egyik mértékének, akkor a címben feltett kérdésre a válaszunk igen, hiszen az időben változó együttmozgások az IFIGDP változásaival. Ugyanakkor ezeknek az együttmozgásoknak a szintjei egészen más sorrendet írnak le az országok fejlettségének tekintetében, mint az IFIGDP- vagy a KAOPEN-mutatók. A tőkében szűkölködő, tehát nagyfokú tőkeimportra szoruló, fejlődő országoknak egyrészt sokkal könnyebben mozgósítható megtakarítással kell rendelkezniük, mint a tőkével jól ellátott, fejletteknek. Másrészt, míg ezek az országok megtakarításaik sokszorosát vonhatják be külföldről, ez a relatíve nagy GDP-vel rendelkező fejlett országokra már nem igaz. Érthető tehát, hogy a Feldstein–Horioka-értelemben vett tőkemobilitási mutatónk tekintetében miért a fejlődők állnak az élen.

Függelék

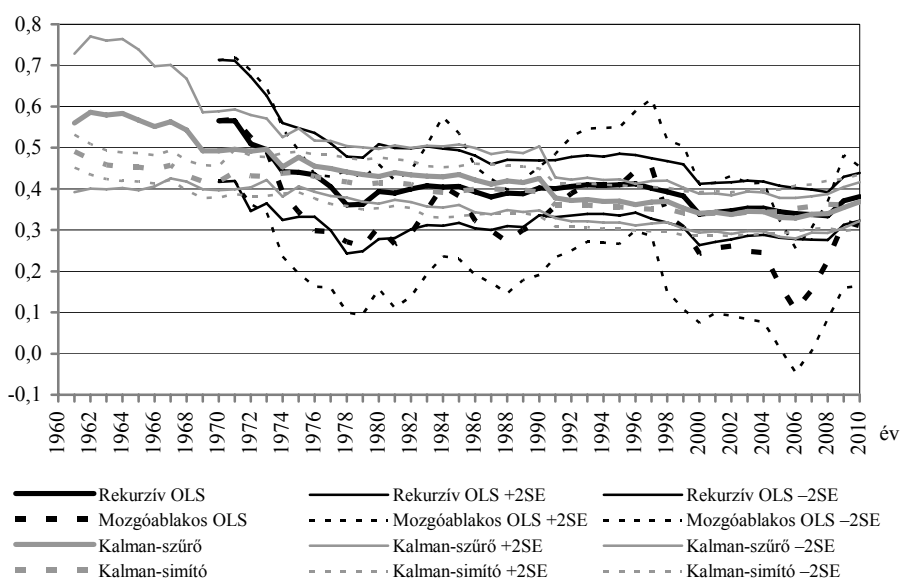
F1. a) A beruházás és a megtakarítás időbeli együttmozgását vizsgáló TVCE-modell aggregált eredmény sorozatait az országok egységnyi súlyozásával



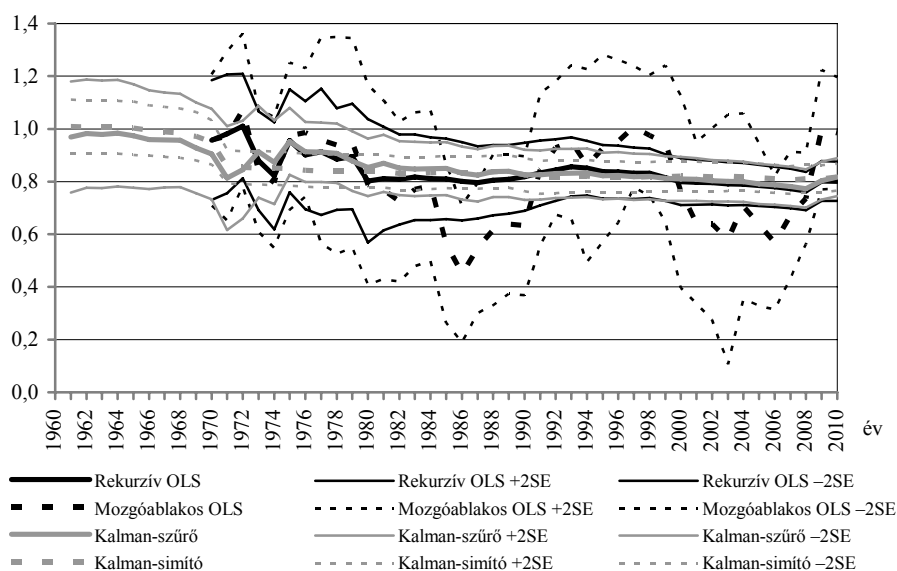
F1. b) A beruházás és a megtakarítás időbeli együttmozgását vizsgáló TVCE-modell aggregált eredmény sorozatait az országok saját GDP-jükkel való súlyozásával



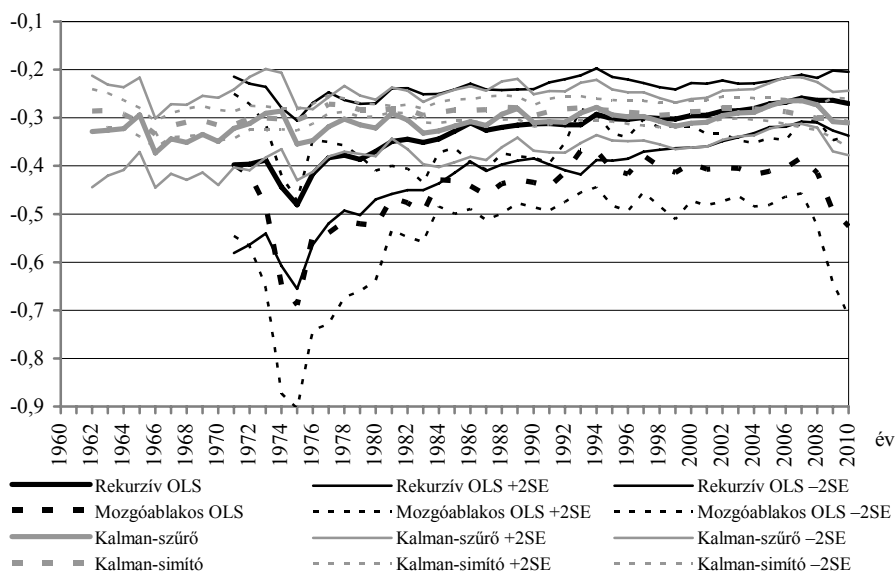
F1. c) A beruházás és a megtakarítás időbeli együttmozgását vizsgáló TVCEL-modell aggregált eredmény sorozatai az országok egységnyi súlyozásával



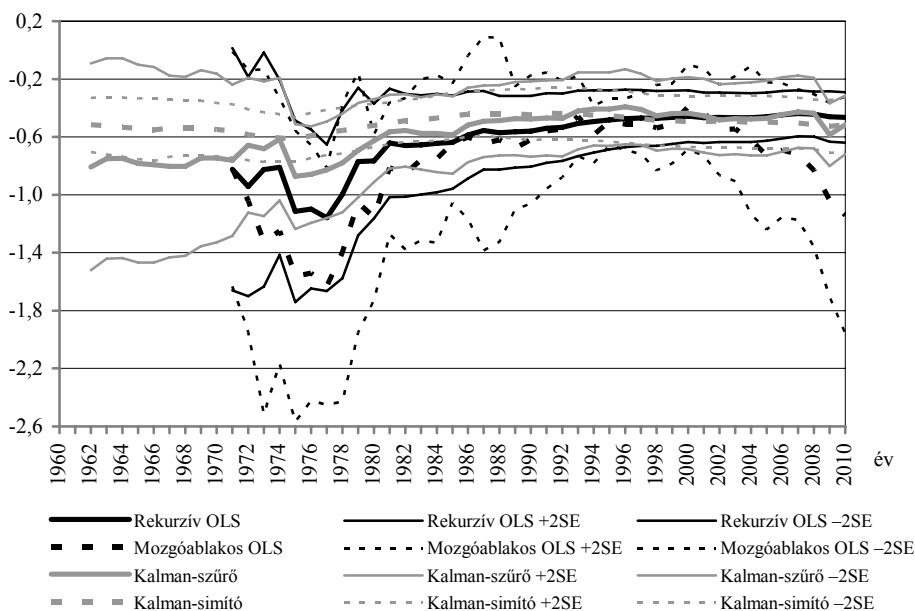
F1. d) A beruházás és a megtakarítás időbeli együttmozgását vizsgáló TVCEL-modell aggregált eredmény sorozatai az országok saját GDP-jükkel való súlyozásával



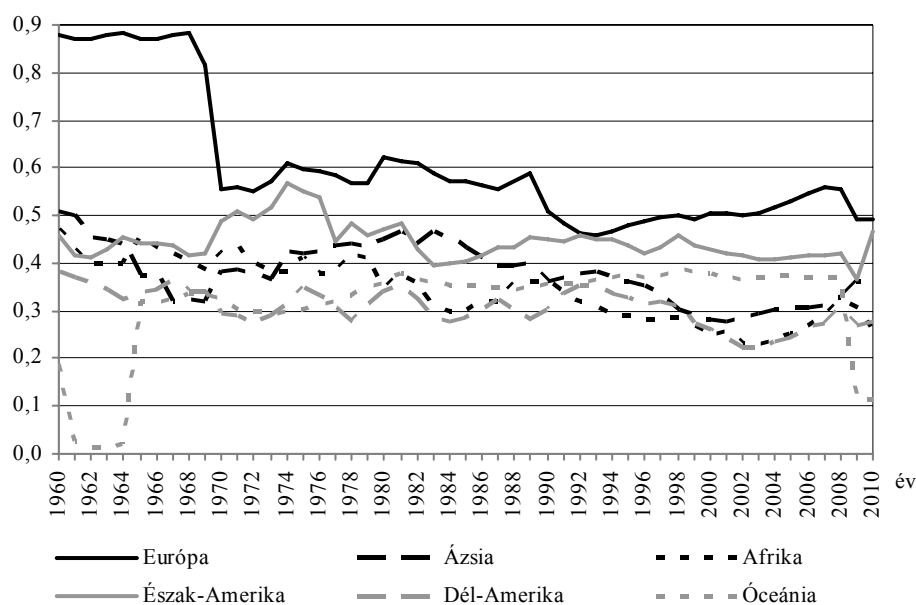
Fl. e) A beruházás és a megtakarítás időbeli együttmozgását vizsgáló TVECT-modell aggregált eredményesorozatai az országok egységnyi súlyozásával



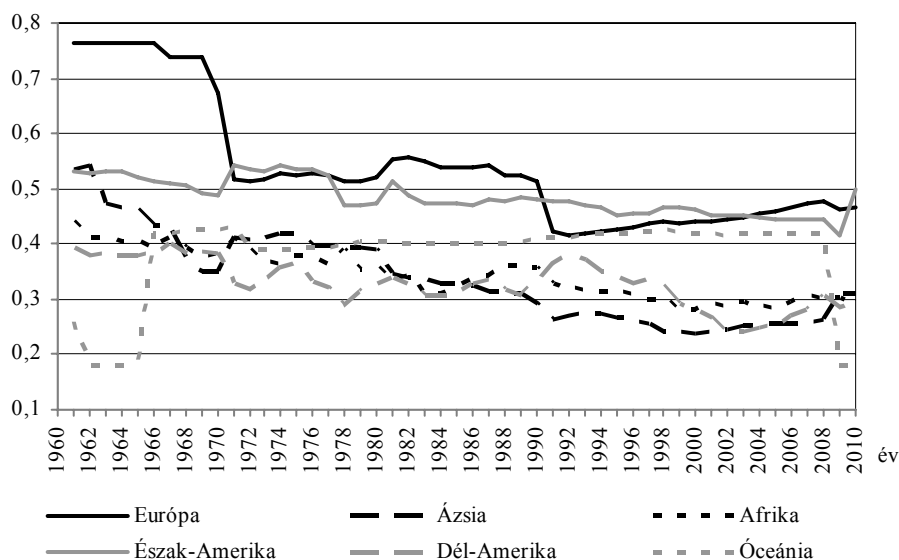
Fl. f) A beruházás és a megtakarítás időbeli együttmozgását vizsgáló TVECT-modell aggregált eredményesorozatai az országok saját GDP-jükkel való súlyozásával



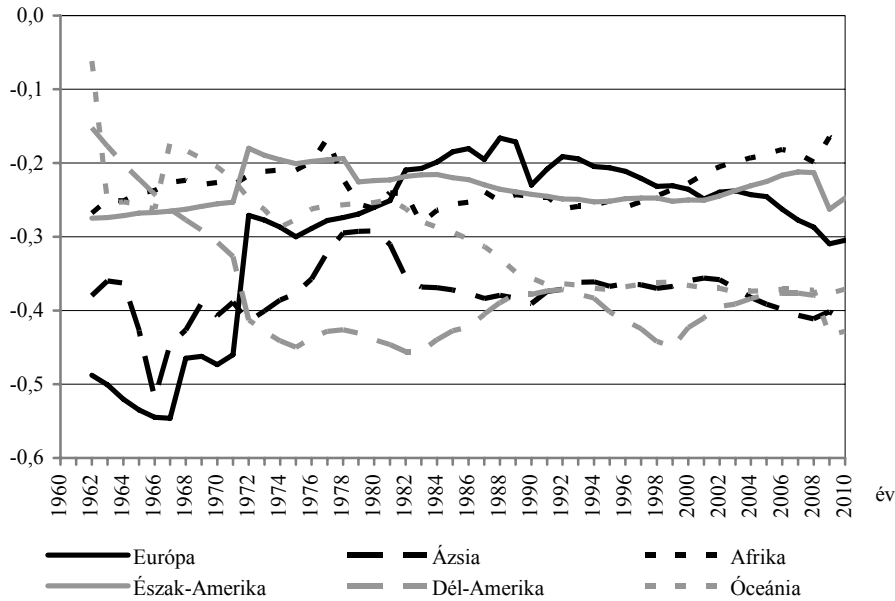
F2. a) A (Kalman-simított) TVCE-modell aggregált eredményssorozatai
kontinensek szerint összegezve, egységnyi súlyozással



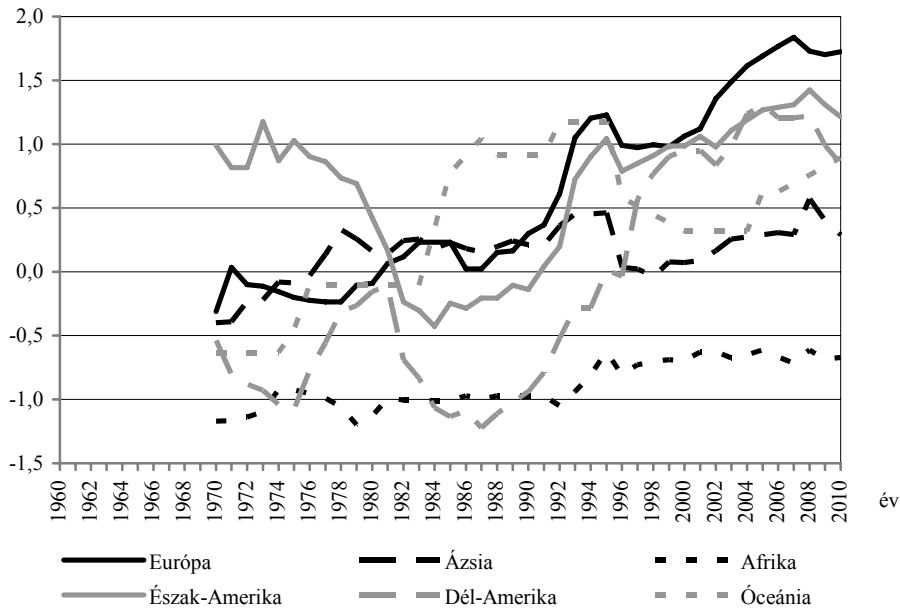
F2. b) A (Kalman-simított) TVCEL-modell aggregált eredményssorozatai
kontinensek szerint összegezve, egységnyi súlyozással



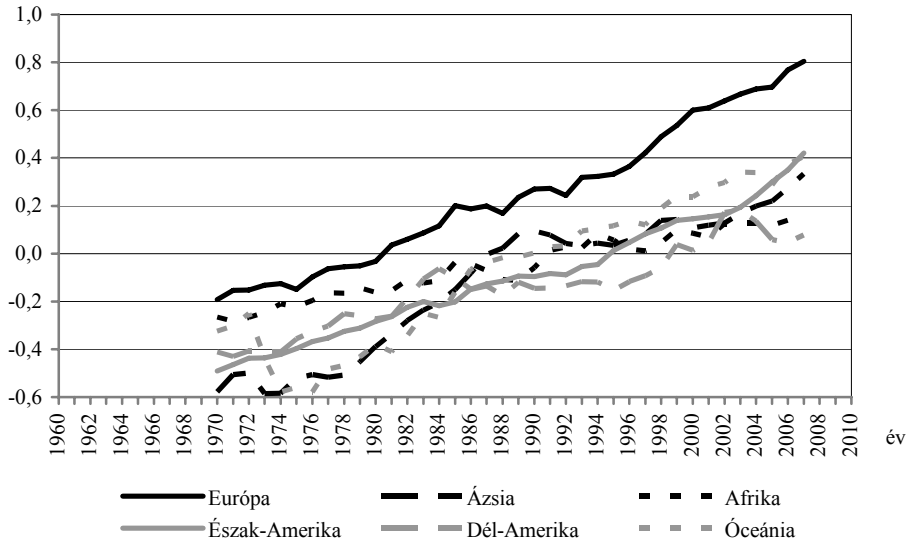
F2. c) A (Kalman-simított) TVECT-modell aggregált eredmény sorozatai kontinensek szerint összegezve, egységnyi súlyozással



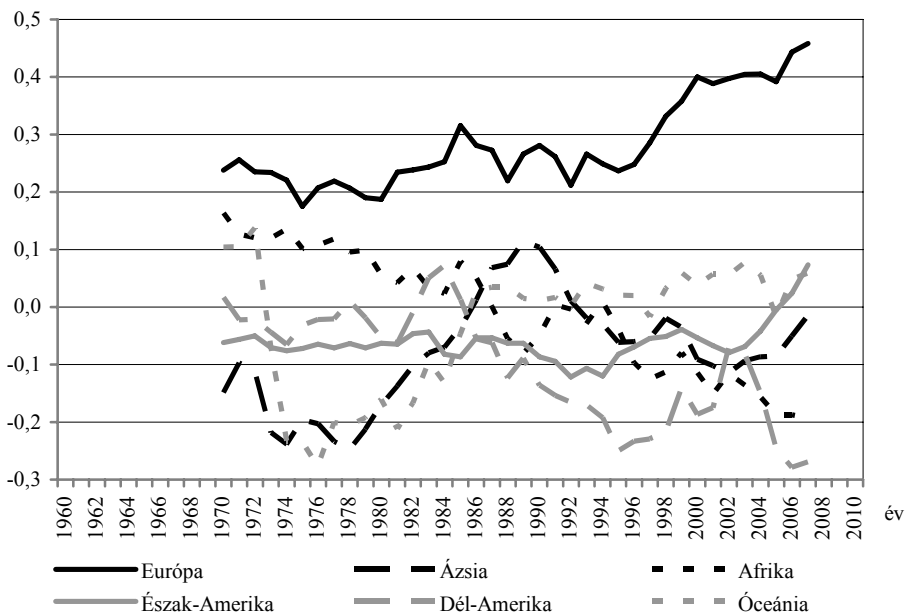
F2. d) KAOPEN-adatsorok kontinensek szerint összegezve, egységnyi súlyozással



F2. e) IFIGDP-adatsorok (logaritmálva) kontinensek szerint összegezve, GDP-súlyozással



F2. f) IFIGDP-adatsorok (logaritmálva és közös lineáris trendjüktől megfosztva) kontinensek szerint összegezve, GDP-súlyozással



Irodalom

- AKA, B. F. [2007]: The Saving-Investment Relationships: A Markov-Switching Causality Analysis of Cote D'Ivoire and Ghana. *Applied Econometrics and International Development*. Vol. 7. No. 2. pp. 157–162.
- APERGIS, N. – TSOUMAS, C. [2009]: A Survey of the Feldstein-Horioka Puzzle: What Has Been Done and Where We Stand. *Research in Economics*. Vol. 63. No. 2. pp. 64–76.
- ARISOY, I. – UCAK, H. [2010]: Saving, Investment and Capital Mobility in G-7 Countries: Time Varying Parameters Approach. *International Research Journal of Finance and Economics*. Issue 58. pp. 65–72.
- BARRO, R. – MANKIW, N. G. – SALA-I-MARTIN, X. [1995]: *Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth*. NBER Working Papers. No. 4206. Cambridge.
- BAXTER, M. – CRUCINI, M. J. [1993]: Explaining Saving-Investment Correlations. *American Economic Review*. Vol. 83. Issue 3. pp. 416–436.
- BAYOUMI, T. [1990]: Savings-Investment Correlations: Immobile Capital, Government Policy or Endogenous Behavior? *IMF Staff Papers*. Vol. 37. No. 2. pp. 360–387.
- BREITUNG, J. – PESARAN, M. H. [2005]: *Unit Roots and Cointegration in Panels*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper. No. 42. Frankfurt am Main.
- CHINN, M. D. – ITO, H. [2008]: A New Measure of Financial Openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*. Vol. 10. No. 3. pp. 309–322.
- COAKLEY, J. – HASAN, F. – SMITH, R. [1999]: Saving, Investment and Capital Mobility in LDCs. *Review of International Economics*. Vol. 7. No. 4. pp. 632–640.
- DARVAS, ZS. [2001]: *Exchange Rate Pass-Through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper. No. 10. Frankfurt am Main.
- DARVAS, ZS. – VARGA, B. [2012]: *Uncovering Time-Varying Parameters with the Kalman-Filter and the Flexible Least Squares: A Monte Carlo Study*. Tanszéki Tanulmány. No. 4. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- DE VITA, G. – ABBOTT, A. [2002]: Are Saving and Investment Co-Integrated? An ARDL Bounds Testing Approach. *Economics Letters*. Vol. 77. No. 22. pp. 293–299.
- EVANS, P. – KIM, B.-H. – OH, K.-Y. [2008]: Capital Mobility in Saving and Investment: A Time-Varying Coefficients Approach. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 27. No. 5. pp. 806–815.
- FELDSTEIN, M. – BACHETTA, P. [1989]: National Saving and International Investment. In: *Bernheim, D. – Shoven, J. (eds.): National Saving and Economic Performance*. The University of Chicago Press. Chicago.
- FELDSTEIN, M. – HORIOKA, C. [1980]: Domestic Saving and International Capital Flows. *Economic Journal*. Vol. 90. June. pp. 314–329.
- FRANKEL, J. A. – DOOLEY, M. – MATHIESON, D. [1987]: *International Capital Mobility in Developing Countries vs. Industrial Countries: What Do Saving-Investment Correlations Tell Us?* NBER Working Paper. No. 2043. Cambridge.
- GOMES, F. A. R. – FERREIRA, A. H. B. – FILHO, J. J. [2008]: The Feldstein–Horioka Puzzle in South American Countries: A Time-Varying Approach. *Applied Economics Letters*. Vol. 15. Issue 11. pp. 859–863.

- HANSEN, B. E. [1992]: Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 10. No. 3. pp. 45–59.
- HATEMI-J., A. – HACKER, R. S. [2007]: Capital Mobility in Sweden: A Time-Varying Parameter Approach. *Applied Economics Letters*. Vol. 14. No. 15. pp. 1115–1118.
- HO, T. W. [2000]: Regime-Switching Investment-Saving Correlation and International Capital Mobility. *Applied Economics Letters*. Vol. 7. No. 9. pp. 619–622.
- JANSEN, W. J. [1996]: Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 15. No. 5. pp. 749–781.
- JOHANSEN, S. [1988]: Statistical Analysis of Co-integration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 12. No. 2–3. pp. 231–254.
- KASUGA, H. [2004]: Saving-Investment Correlations in Developing Countries. *Economics Letters*. Vol. 83. No. 3. pp. 371–376.
- LANE, P. R. – MILESI-FERRETTI, G. M. [2007]: The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004. *Journal of International Economics*. Vol. 73. No. 2. pp. 223–250.
- OBSTFELD, M. – ROGOFF, K. [2000]: *The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?* NBER Macroeconomics Annual. No. 15. Cambridge. pp. 339–390.
- PAPAPETROU, E. [2006]: The Saving-Investment Relationship in Periods of Structural Change – The Case of Greece. *Journal of Economic Studies*. Vol. 33. No. 2. pp. 121–129.
- PARK, J. Y. – HAHN, S. B. [1999]: Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients. *Econometric Theory*. Vol. 15. No. 5. pp. 664–703.
- ROUBINI, N. [1988]: *Current Account and Budget Deficits in an Intertemporal Model of Consumption and Taxation Smoothing: A Solution to the Feldstein-Horioka Puzzle?* NBER Working Paper. No. 2773. Cambridge.
- SINN, S. [1992]: Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data. *Economic Journal*. Vol. 102. No. 404. pp. 1162–1170.
- SUN, L. [2003]: Measuring Time-Varying Capital Mobility in East Asia. *China Economic Review*. Vol. 15. No. 3. pp. 281–291.
- TELATAR, E. – TELATAR, F. – BOLATOGLU, N. [2007]: A Regime Switching Approach to the Feldstein–Horioka Puzzle: Evidence from Some European Countries. *Journal of Policy Modeling*. Vol. 29. Issue 3. pp. 523–533.
- TURNER, P. P. [1986]: *Savings, Investment and the Current Account: An Empirical Study of Seven Major Countries 1965–84*. Monetary and Economic Studies. No. 4. pp. 1–58.

Summary

The well-known study of *Feldstein and Horioka* [1980] identified international capital mobility by the relationship between the investment rate and the savings rate of an individual country, and measured it on a cross-sectional sample. This paper estimates the time varying coefficient version of the investment-savings relationship using the Kalman-filter on an unbalanced panel consisting of 126 countries and 51 years. Initially two models are used, one of which is later augmented to rule

out spurious regression. The resulting savings-retention coefficient series are analyzed in several ways, and then compared with two different measures of financial openness. The author's results reaffirm the strong increase of capital mobility in the past half century; and confirm the co-movement of the savings-retention coefficient series with existing measures of openness.

Az alacsony magyarországi termékenység új megközelítésben*

Berde Éva

kandidátus, a Budapesti
Corvinus Egyetem docense
E-mail: eva.berde@uni-corvinus.hu

Németh Petra

PhD-hallgató, a Budapesti
Corvinus Egyetem
tanársegédje
E-mail: petra.nemeth@uni-corvinus.hu

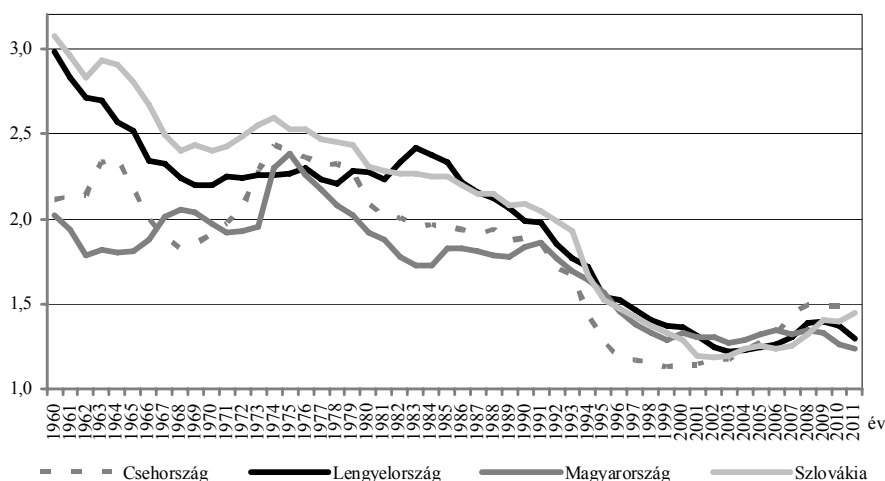
A szerzők a magyar termékenységi helyzet alakulását vizsgálják 1960 (az adatok elérhetősége következtében bizonyos esetekben 1970) és 2011 között. Megmutatják, hogy a visegrádi országok termékenységi mutatóinak trendje nagyon hasonlít egymáshoz. Elemzésükhöz a teljes termékenységi arányszám mellett a Boongarts–Feeney-féle ütem szerint kiigazított termékenységi rátát is felhasználják, melynek segítségével bebizonyítják, hogy a romló helyzetkép ellenére sem olyan rossz a magyarországi termékenység. Felhívják a figyelmet a gyermekvállalási döntés kitolódásának hatására, és feltárlják a halasztás, valamint a teljes termékenységi arányszám értékei közötti kapcsolatot.

TÁRGYSZÓ:
Termékenység.
Teljes termékenységi arányszám.
Visegrádi országok.

* Köszönetet mondunk *Bartus Tamás*nak, *Kapitány Balázs*nak és *Simonvits András*nak a cikk előzetes változatához fűzött értékes megjegyzéseikért.

Rövidebb időszakokat kivéve, 1960 és 2000 között a legtöbb európai országban folyamatosan csökkent a teljes termékenységi arányszám¹ (total fertility rate – TFR). Így volt ez a visegrádi országokban is, ahol a TFR csökkenő tendenciáját figyelhetjük meg. Ezt mutatja 1960 és 2011 között, évenkénti bontásban az 1. ábra. Csehország, Lengyelország, Magyarország és Szlovákia esetében is szembetűnő a lefelé irányuló trend, bár az 1970-es évek első felében mind a négy országban növekedett a TFR. Az 1970-es évek legmagasabb értékei azonban így is csak valamelyest vagy egyáltalán nem múlták felül az 1960-as szintet. Lengyelországban nagyobb időleges növekedés az 1980-as évek elején volt, de a lengyel TFR se érte el újból az 1960-ban felvett értékét.

1. ábra. TFR a visegrádi országokban, 1960–2011



Forrás: OECD [2012].

Az európai országok többségében 2000-ben, illetve néhány ország esetében korábban – a politikusok nem kis örömeire – elkezdődött a visszapótlás, a gyermekvál-

¹ „Azon élveszületett gyermekek átlagos száma, akiket egy nő élete során világra hozhatna, ha a termékeny évei az adott év korszpecifikus termékenységi arányszámainak megfelelően telnének. Ez az arányszám így egy hipotetikus generáció befejezett termékenységét adja meg, melyet úgy számítanak ki, hogy összeadják a nőkre vonatkozó korszpecifikus termékenységi arányszámokat egy adott évben (feltételezve, hogy a nők száma minden korban ugyanaz). A teljes termékenységi arányszámot használják a reprodukciós szintű termékenység megadására is; a fejlettebb országokban a 2,1-es arányszámot tekintik reprodukciós szintnek.” (KSH [2013a])

lálás további kitolódásának lassulása, valamint a fiatalabb korban elmaradt szülések idősebb korban történő realizálása és ennek következtében a TFR növekedése (*Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009]). Szerényebb mértékben, de a visegrádi országokban is hasonló tendenciát tapasztalhattunk. 1999-ben Csehországban, 2002-ban Szlovákiában, 2004-ben Lengyelországban indult meg a TFR emelkedése, igaz, Csehországban 2009-ben, Lengyelországban 2010-ben ismét 1-2 százalékponttal visszaestek a mutató értékei. Az időszak alatt Magyarországon mindössze három évben emelkedett a TFR, és sokkal inkább a stagnálás, mintsem az időleges növekedés jellemezte a folyamatokat.

Vajon ez azt jelenti, hogy az európai országok többsége – beleértve a három másik visegrádi országot is – túljutott a termékenység csökkenési szakaszán, de Magyarország még nem? A kérdés első felére a válasz: nem, azaz a teljes termékenységi arányszám növekedése a többi országban sem jelenti még azt, hogy megoldódtak a születési szám csökkenésével kapcsolatos gondok, bár kétségtelen, tapasztalható némi javulás. A kérdés második felére, a magyarországi nehézségekre cikkünkben részletesen kitérünk. Látni fogjuk, hogy bizonyos szempontból a helyzet mégsem annyira tragikus, mint ahogy a TFR-adatok sugallják. Kétségtelen, hogy a 2011-es 1,24 értékű² teljes termékenységi arányszám „szuper” alacsony (a demográfusok által használt angol szakkifejezéssel *lowest-low*) (*Kohler–Billari–Ortega* [2002]). Amennyiben belegondolunk a TFR szokásos értelmezésébe, amely az egy nő által élete során szült átlagos gyermekszámot mutatja meg bizonyos rögzített körülmények között, akkor az 1,24-os érték durván azt jelentené, hogy a gyermekek több mint 37 százaléka egykeként nőne fel.³

Ezzel szemben a KSH 2011. évi népszámlálás eredményeit közlétező oldalán (*KSH* [2013b]) az egygyermekes családok, valamint a 0–5 éves korú gyermekek számát véve figyelembe, 2011-ben az 5 évnél nem idősebb, egyedül nevelkedő gyermekek aránya 33,7 százalék volt. Ezeknek a gyermekeknek azonban még nagy valószínűséggel születhet testvérük, így a TFR alapján kikövetkeztetett 37 százalékos arány irreálisan magasnak tűnik.

A TFR-értékek által sugallt rendkívül pesszimista jövőkép, és a kevésbé rossz tényleges helyzet ellentmondása elsősorban abból adódik, hogy a nők egyre idősebb

² A 2011-es magyar TFR az OECD-adatok szerint 1,24, az Eurostat még ennél is alacsonyabb számot, 1,23-at publikált.

³ 2011-ben a 45–49 éves női népesség 9 százalékának nem volt gyermeke (*KSH* [2013b]). Mivel *Pongráczné* [2011] alapján a tudatos gyermektelenség egyelőre nem nőtt, ezért csak az időből való kicsúszás eredményezhet a reprodukciós idő végére 9 százaléknál nagyobb gyermektelenségét. Ezért semmiképpen nem tűnik alábecsülésnek, ha a jövőre vonatkozóan a jelenlegi gyermektelenségi arány több mint másfélszeresével, 15 százalékkal számolunk. Ebben az esetben 100 nőt véve alapul, az ő 124 gyermeküket 85-en szülik. És ha még senkinek sincs kettőnél több gyermeke – ami teljesen irreális –, akkor is 46 egyke van e gyermekek között, azaz legalább 37 százalékaluk testvér nélkül nőne fel. Amennyiben képzeletbeli anyáink között néhány háromgyermekes is van, akkor pedig pedig biztosan magasabb az egykék aránya.

korban vállalnak gyermekeket, vagy ahogy *Kapitány–Spéder* [2012] írja: a gyermekvállalás ideje kitolódott. Cikkünkben megmutatjuk, hogy ezt az életkori kitolódást a TFR-mutató nem tudja figyelembe venni, a nők múltbeli, változatlan életkori struktúráját feltételezi az első, a második és minden további gyermek születésekor. *Bongaarts–Feeney* [1998], *Yamaguchi–Beppu* [2004], valamint *Bongaarts–Sobotka* [2012] egymástól valamelyest különböző módon, de pontosan az ilyen strukturális eltéréseket jelölik meg a TFR-hez kapcsolódó téves következtetések okaként. Megmutatják, hogy mindaddig, amíg a szülési életkor nő, a TFR alábecsli a beteljesült termékenység később számszerűsíthető tényértékét, amikor azonban az életkor már nem tolódik tovább, akkor a TFR növekvő tendenciája még nem jelenti azonnal a termékenység mennyiségi javulását.

Cikkünkben a magyarországi helyzetre koncentrálnak. Alapvető célunk az, hogy az élveszületési sorrend szerinti anyai életkorral módosított, azaz az ütem szerint kiigazított TFR segítségével megmutassuk, hogy mégsem olyan „szuper” rossz a magyarországi termékenység. Már itt jelezzük, hogy egyrészt a korrigált mutató értékei sem sugallnak túlzott optimizmust, másrészt pedig tartalmaznak egy másik, az előzőnél kisebb torzítást. Mégis, legalább lehetővé teszi a termékenység mennyiségi alakulásának pontosabb vizsgálatát, ahhoz képest, mint amit a TFR-értékek tükröznek. A módosított mutató megkönnyítheti a gazdaságpolitikusok és demográfusok számára a tisztánlátást.

Tanulmányunk felépítése a következő: az első fejezetben a szülési életkor kitolódásával foglalkozunk, a másodikban az ütem szerint kiigazított TFR-idősorokat elemezzük, a harmadikban pedig összefoglaljuk következtetéseinket, és jelezzük a TFR más irányú korrigálásával levonható következtetések esetleges eltérését. A Függelékben levezetjük a felhasznált termékenységi ráták képletét.

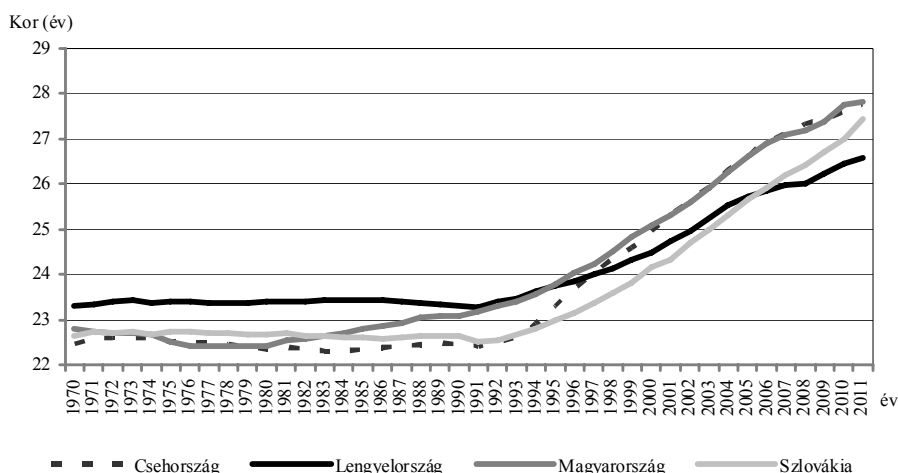
1. A szülési életkor kitolódása

A TFR ugyan változatlan gyermekszülési tradíciók mellett jól jellemzi egy ország termékenységi helyzetét, de hamis képet fest a mennyiségi alakulásról azokban az esetekben, amikor a nők szisztematikusan későbbi életszakaszban vállalnak gyermeket. A TFR-mutató ugyanis azt feltételezi, hogy valamennyi nő az adott év korszpecifikus termékenységi mintáit követi. Ha azonban a nők fokozatosan egyre idősebb korban szülik az első gyermeküket, azaz növekszik a gyermekvállaláskor elért átlagos életkorok (mean age at birth – MAB), akkor eltérnek a korábbi termékenységi mintától, és emiatt csökken az adott évi teljes termékenységi arányszám. A fiatalabb korosztályok szüléseinek elmaradása azonban nem feltétlenül jelent végle-

gesen alacsonyabb gyermekszámot – mint ahogy azt a TFR sugallná – mert a nők később „behozhatják” a lemaradásukat (az erre vonatkozó részletes érvelést lásd például *Sobotka–Lutz* [2011] tanulmányában). Ha a gyermekvállalás kitolódása lassul, azaz a halasztás mérséklődik, és elindul a visszafordulás,⁴ akkor újra növekedést tapasztalhatunk a TFR értékében. Vagyis a TFR csökkenése már a halasztás mértékének mérséklődő ütemű növekedésekor is megáll, és visszafordulhat. Mint ahogy a magyar adatokon látni fogjuk, az elmúlt évtizedekben a TFR csökkenő trendje nagymértékben összefüggött a nők gyermekszüléskor elért átlagos életkorának növekedésével.

A XX. század utolsó harmadában a gyermekvállalás kitolódása egész Európában jellemző volt, de a visegrádi országokban markánsan csak a 1990-es évek elejétől-közepétől jelentkezett. A 2. ábrán látható, hogy míg 1990-ben mind a négy országban átlagosan 22 és 24 éves koruk között születtek az anyák első gyermeküket, 2010-ben már 26 és 29 év között volt ez az életkor.

2. ábra. A nők átlagos életkora az első gyermek születésekor a visegrádi országokban, 1970–2011



Forrás: Max Planck Institute for Demographic Research, Vienna Institute of Demography [2013], Central Statistical Office of Poland [1970–2012], KSH [2009], [2010], [2011], Statistical Office of the Slovak Republic [2008–2012b] adatai alapján saját számítások (mindenkor a meglévő adatoknak a Human Fertility Database struktúrájához való igazítását jelentették).

Magyarországon az anyák szülési életkorának kitolódása már az 1980-as években elkezdődött, de a rendszerváltást követően, az 1990-es évek első felétől még inkább

⁴ A szakirodalom ezt a tendenciát halasztó (postponement) magatartásnak nevezi, a halasztó magatartást követő késői gyermekszülést pedig visszafordulásnak (recuperation) (*Frejka et al.* [2011]).

felgyorsult. A magyar adatokat tekintve a halasztó magatartás főként az első gyermek vállalásakor jelentkezett (Husz [2006] 55. old.), de – bár valamivel kisebb mértékben – továbbgyűrűzött a második születési sorrendű (második paritású) gyermekek világra hozatalára is (Spéder–Kamarás [2008]). A harmadik és a további gyermeket szülő nők átlagos életkora azonban jóval lassabb ütemben növekedett, mint az első és a második gyermeküknek életet adó anyáké (Spéder [2006]). Míg 1990-ben még 25,67 volt a gyermeket vállaló nők átlagos életkora, addig ez a szám 2011-re 30,03-ra emelkedett (KSH [2012]). A szülések időzítésének drasztikus átformálódását jól érzékelteti a következő összehasonlítás: amíg 2011-ben átlagosan 28,34 évesen születtek az anyák első gyermeküket (KSH [2012]), addig 20 évvel korábban ennyi idős korukra átlagosan már megvalósították a kétgyermekes családmodellt (Kamarás [2012] 12. old.), mely abban az időszakban legtöbbször a végleges családlétszámot is jelentette.

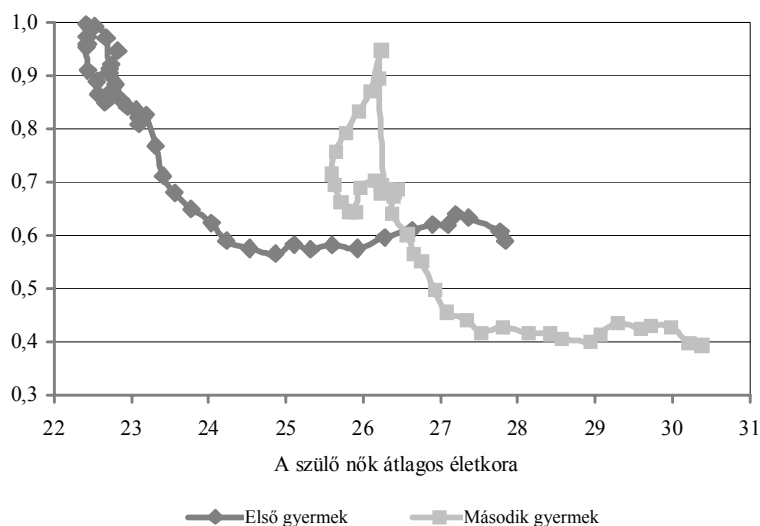
Cikkünkben a szülési életkor kitolódásának számszerű következményeivel foglalkozunk, mindehhez azonban ismernünk kell, hogy a különböző magyarországi szerzők véleménye alapján mi idézte elő a gyermekvállalás későbbre halasztását. Kapitány–Spéder [2012] és Szalma [2011] szerint fontos oknak tekinthető a nagymértékű felsőoktatási expanzió. A fiatal nők egyre nagyobb százaléka töltötte, illetve tölti húszas éveinek első felét felsőoktatási intézményekben tanulással,⁵ a magasabb iskolai végzettségük esetén pedig jelentősebb a halasztó magatartás (Szalma [2011], Spéder [2006]). Emellett a fiatalok többsége az érettségi és diploma megszerzése után még éveket tölt el a munkaerőpiacon azelőtt, hogy családot alapítana, gyermeket vállalna (Kapitány–Spéder [2012], Szalma [2011]). Eltántoríthatja őket a gyerek-szüléstől az is, hogy a jelenlegi jogszabályi és intézményi feltételek, a társadalmi elvárások, továbbá az atipikus foglalkoztatási formák hiánya hosszú évekre kiszakítják a kisgyermekes anyák többségét a munkaerőpiacról (Makay–Blaskó [2009], Pongráczné [2011], Németh–Vidovics-Dancs [2012]). Több felmérés tanúbizonysága szerint az anyák úgy vélik, hogy a kisgyerek mellett nehéz megvalósítani a magánélet és a munka egyensúlyát (Blaskó [2009]). Mindezekon túl a fiatalok egyre később alakítanak ki stabil párkapcsolatot, legyen az házasság vagy élettársi kapcsolat (Spéder [2006], Pongráczné [2011]), és ez erősen hátráltatja a gyermekvállalást.

Megvizsgáltuk, hogy az elmúlt negyven évben hogyan alakult a teljes termékenységi arányszám és a szülő nők átlagos életkora közötti kapcsolat. A tényértékek, mint ahogy a 3. ábra is mutatja, szoros összefüggést jeleznek az életkor növekedése és a TFR csökkenése között. 1999-ig erős negatív kapcsolat figyelhető meg mind az első, mind a második gyermeket szülő nők körében az átlagos életkor és a teljes termékenységi arányszám között, a 2000-es évektől azonban ez a kapcsolat megfordulni, illetve a második paritás esetén megszűnni látszik. Az adatok tanúbizonysága szerint

⁵ Míg 2001-ben a 25–29 éves női korosztály 17,4 százaléka rendelkezett felsőfokú diplomával, addig 2011-ben már 35,3 százalék volt ez az arány (KSH [2013b] 1.1.17. táblázat).

ez volt az az időszak, amikor a nők elkezdték megvalósítani a korábban elhalasztott születeiket. Más szerzők is hasonló következtetésekre jutottak a visszapótlást illetően, *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009] például megmutatta, hogy a legalacsonyabb termékenységgű kelet-közép-európai országok – Csehország, Lengyelország, Észtország, Szlovénia – a 2000-es évektől kezdve Magyarországhoz hasonlóan, sőt a mienkénél sokkal jelentősebb mértékben javulást értek el az első paritásra vonatkozó termékenységi rátában. Nálunk azonban a 2010-2011-es adat aggodalomra adhat okot, mert mind az első, mind a második paritás esetén a szülő nők átlagos életkorának emelkedése ismét a termékenység csökkenésével párosult. Ha a tendencia folytatódik, akkor ez a halasztó magatartás újbóli felerősödését jelezheti. Ennél még rosszabb, ha a kérdéses tendencia a tudatos gyermektelenséget (vagy tudatos, magasabb paritású gyerekek elmaradását) választók növekvő arányára utal.

3. ábra. A szülő nők átlagos életkora vs. a teljes termékenységi arányszám az első és a második élveszületési sorrend szerint Magyarországon, 1970–2011



Megjegyzés. Az első és a második élveszületési sorrend esetén is minden adatpont egy-egy évet jelöl.

Forrás: Itt és a következő ábránál *Max Planck Institute for Demographic Research, Vienna Institute of Demography* [2013] alapján saját számítás.

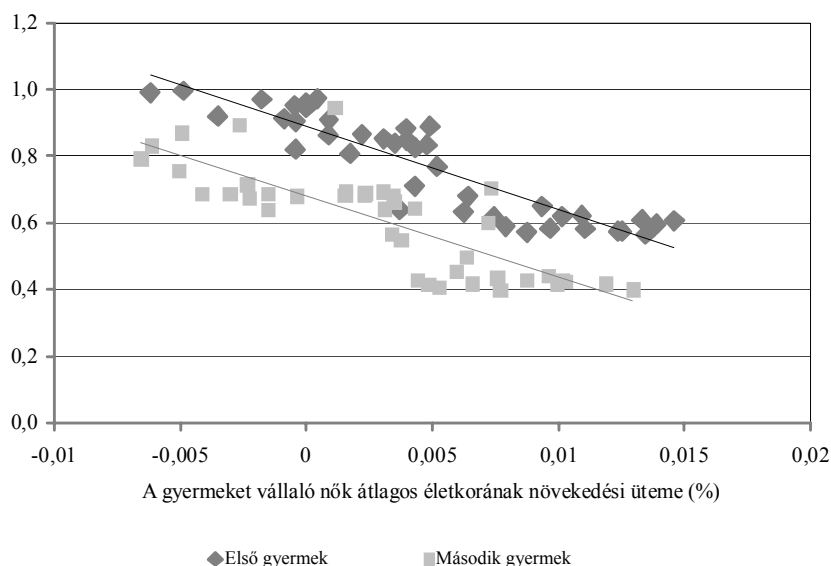
A 3. ábrán jól látszik, hogy a paritásos TFR⁶ és az első, valamint a második gyermek születéskor elért átlagos anyai életkor között egyfajta tükrözött „J” alakú kapcsolat alakult ki, egészen az utolsó két adatpontig. Középen pedig majdnem víz-

⁶ A TFR paritásos szerinti szétbontását példával illusztráljuk: 2010-ben az 1,26-os TFR-érték abból tevődött össze, hogy egy tipikus nő a reprodukciós kor végéig 0,6 első, 0,4 második, 0,15 harmadik és 0,09 további gyermeknek adott volna életet, a 2010-es év termékenységi arányszámainak megfelelően.

szintes az ábra rajzolata. Mindez azt jelzi, hogy az átlagos anyai életkor kitolódása együtt járt az első és második paritás szerinti TFR kezdeti csökkenésével, később azonban, bár valamelyest tovább nőtt az anyák szüléskor betöltött életkora, mind az első, mind a második paritáshoz tartozó TFR csökkenése megállt, illetve a két idősor valamelyest növekedett. Ez az időszak már a visszapótlás szakasza. Az utolsó két-két adatpontot illetően, a 2009 utáni termékenységsökkenés előrevetítheti az újbóli negatív kapcsolatot az anyai életkor és a TFR között, de két értékből még nem lehet messzemenő következtetéseket levonni.

Goldstein–Sobotka–Jasilioniene [2009] teljesen hasonló, sőt ennél karakterisztikusabban kirajzolódó, szinte már „U” alakú görbéket tapasztalt Csehország, Hollandia, Spanyolország és Svédország vonatkozásában. A szerzőpáros azt is megvizsgálta, hogy e négy ország esetében a szülési életkor növekedési üteme mennyiben magyarázta a TFR-értékek alakulását. A 3. ábra tükrözött „J” alakú görbéje azt sugallja, hogy az életkor növekedési üteme és a TFR között ellentétes irányú kapcsolat van. Itt természetesen TFR alatt mindig a paritás szerinti TFR-t értjük. *Bongaart* és *Sobotka* [2012] számításai egyértelműen igazolták a hipotézist, és különösen Csehország esetében illeszkedtek szinte tökéletesen a TFR tényértékei az életkor növekedési ütemével magyarázott becsült TFR-egyenesre.

4. ábra. A teljes termékenységi arányszám és a nők átlagos életkorának százalékos változása az első és a második élvészületési sorrend szerint Magyarországon, 1970–2010



Bongaart–Sobotka [2012] számításait megismételtük a magyar adatokkal. Mi is közel hasonló magyarázó erejű és irányú lineáris együtthatókat kaptunk a paritásonként tekintett anyai életkor növekedési üteme és a TFR között. Az 1970 és 2010 közti éves életkor-növekedési adatokkal becsülve a TFR-t, a lineáris regressziós becsléseket a 4. ábra illusztrálja. A szülési életkor növekedési üteme nálunk is jól magyarázza az első és második paritásos TFR csökkenését, az ábrán jól látható a ténypontok szoros illeszkedése a regressziós egyenesre. A legkisebb négyzetek (OLS) módszerével számszerűsített becslés többszörös korrelációs együtthatója (R^2) az első paritás esetében 0,74, a másodikon pedig 0,65. Az együtthatók értékét a táblázat tartalmazza.

A táblázat alapján látható, hogy az anyai életkor növekedésének becsült együtthatója mindkét paritás esetén negatív, és 5 százalékos küszöbérték mellett szignifikáns. Az első gyermek születekor az életkor növekedési ütemének 1 százalékpontos emelkedése az első paritás termékenységi rátáját 0,235-tel csökkentette. A második paritás megfelelő értéke pedig 0,24, azaz a második gyermek születésére vonatkozó teljes termékenységi arányszám az életkor emelkedési ütemének 1 százalékpontos növekedésekor ennyivel csökkent. Az együtthatók értékét a következőképpen értelmezhetjük: ha mind az első, mind a második paritás esetében 1 százalékponttal nő a szülő nők átlagos életkorának növekedési üteme, akkor ennek köszönhetően egy nő élete során 0,235-kel kevesebb első gyermeket, és 0,24-dal kevesebb második gyereket hoz a világra. Ugyanezt másképp is fogalmazhatjuk: ha a szülő nők átlagos életkorának növekedése 1 százalékponttal nő, akkor száz nő a korábbiaknál 23,5-del kevesebb első és 24-gyel kevesebb második gyermeknek ad életet.

A termékenységi rátát magyarázó lineáris regresszió paraméterei az első és a második paritás szerint Magyarországon, 1970–2010

Megnevezés	TFR1 Első paritás*		TFR2 Második paritás*	
	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba
Konstans	0,8872930	0,015859	0,6824580	0,016668
MAB1, MAB2** (százalék)	-0,2349126	2,195217	-0,2397594	2,775048
R^2	0,7459510		0,6568310	

* TFR1 az első, TFR2-vel pedig a második paritáshoz tartozó termékenységi rátát jelöli.

** MAB1 az első paritáshoz tartozó átlagos anyai életkor növekedési ütemét jelöli, MAB2 pedig ugyanezt a második paritás vonatkozásában.

Forrás: Max Planck Institute for Demographic Research, Vienna Institute of Demography [2013] alapján saját regressziós számítás

Lineáris regresszióink a konstanson kívül csak az átlagos szülési életkorból származtatott mutatót tartalmazzák magyarázóváltozóként, ezért nem is mutathatják meg

a TFR változását előidéző valamennyi összetevő hatását. A szülési életkor vonatkozásában azonban akár jó hírnök is tekinthetjük a $-0,235$ és $-0,24$ együttható értékeket, mert ha a kapcsolat mindkét irányban működne, akkor a szülési életkor növekedési ütemének évi 1 százalékpontos csökkenése előidézhetné mind az első, mind a második paritásos TFR értékének évenkénti 0,2 körüli növekedését. A 3. ábra tükrözött „J” alakú görbéinek felfelé hajló ága tulajdonképpen ilyen időszakhoz tartozik. Sajnos azonban a táblázat első és második paritásos TFR-re vonatkozó regressziói, bármilyen jók is az illeszkedés és a szignifikancia mutatói, csak korlátozott tartományon értelmezhetők. Nem szabad ugyanis elfelejtenünk, hogy regressziós egyenleteink magyarázóváltozója nem az életkor, hanem az életkor növekedési üteme, és a korlátozott értelmezési lehetőséget a szülőképes kor biológia határa idézi elő. Amennyiben bármelyik regressziós egyenletünkben feltételezzük a magyarázóváltozó, azaz az életkor növekedési ütemének változatlanóságát, akkor az egyenlet formai (azaz nem tartalmi) értelmezése szerint a termékenység is állandó maradna. Ad absurdum, az életkor folyamatos, de állandó arányú növekedésének feltételezésével képzelhetünk oda, hogy az első gyermek szülésekor az anyák átlagosan 70 évesek, a termékenység mégis megegyezik a 2011-es 1,24-dal.

A jó lineáris regressziós becslés mögött a szülések halasztása, és nem a gyermekszülés mennyiségi változása áll, ezért a regressziós becslés azonnal érvényét fogja veszíteni a szülési életkor megállapodásakor. A 70 éves kismamák fantasztikum világába tartozó víziójának mégis lehet reális tanulsága. Egyrészt, mint ahogy láttuk, tény, hogy a szülőképes biológiai kor eléréséhez közeledve a nők egyre jobban igyekeznek megvalósítani a korábban eltervezett szüléseiket, ily módon növelik a TFR értékét. Másrészt viszont elképzelhető, hogy regressziós egyenleteink visszafelé is leírják a valóságot, és a szülési életkor növekedési ütemének csökkenése akkor is jól előre becsülheti a termékenységi rátát, amikor már negatív növekedési ütemről, az életkor csökkenéséről van szó. Ez azt jelentené, hogy ha az anyák egyre fiatalabban hoznák világra gyerekeiket, akkor egyúttal egyre több gyermek is születne, és a TFR nemcsak a visszapótlás, hanem a valóságban elért gyermeklétszám növekedésének eredményeként is emelkedne. Ezen a ponton csak annak a szándékunknak tudunk hangot adni, hogy következtéseink igazságtartalmát szeretnénk a tényleges jövőbeli statisztikai adatokon tesztelni.

2. Az ütem szerint kiigazított teljes termékenységi arányszám magyarországi értékei

A teljes termékenységi arányszámot *Kuczynski* [1932] definiálta először, és azóta is gyakorlatilag az általa konstruált mutatót használják a demográfusok és a gazdaságpolitikusok. E jelzőszám segítségével ítélik meg azt is, hogy egy ország lakosai-

nak létszáma a jövőben növekszik-e majd. A fejlett országok vonatkozásában, figyelembe véve a halálozási rátát is, a TFR 2,1 körüli értékét tekintik a reprodukciós szintnek, ennél kisebb TFR esetén a népesség fokozatos csökkenését valószínűsítik (Kamarás [2000]). Norman Ryder már 1956-ban publikálta első olyan cikkét, melyben felhívta a figyelmet az ütem szerinti torzulásra, azaz a nők halasztó magatartásának a következményére, mely a TFR téves értelmezéséhez vezet (Ryder [1956], [1964], [1980]). Ryder gondolatait felhasználva Bongaarts–Feeney [1998], [2004], [2006], Kohler–Ortega [2002a], Yamaguchi–Beppu [2004], Bongaarts–Sobotka [2012] is olyan mutatókat konstruált, melyek a termékenység alakulását jelzik, miközben igyekeznek kiküszöbölni az anyai életkor változásából adódó különbségeket. Emellett Kohler–Ortega [2002a], Bongaarts–Feeney [2006] olyan termékenységi indikátort is készített, mely nemcsak a halasztó magatartás hatását próbálja meg kiszűrni, hanem figyelembe veszi a nők paritás szerinti megoszlását is, azaz a gyermektelen, az egy-, a kétgyerekes stb. nők arányát a szülőképes korú nők között.

Jelen tanulmányunkban a halasztó magatartás következményeivel foglalkozunk, így a Bongaarts–Feeney-féle [1998] ütem szerint kiigazított termékenységi arányszám (ráta) (továbbiakban TFR*) alakulását vizsgáljuk. A TFR* ugyan a paritásos arányokat nem veszi figyelembe, de jól jelzi a halasztó magatartás következményeit. A TFR* konstrukciója a következő elméleti alapon nyugszik: a női népesség különböző életéveiben tapasztalt elveszülések száma egyrészt attól függ, hogy a nők szülőképes koruk végéig összesen hány gyermeket vállalnak, másrészt pedig az adott évi gyermekszámot befolyásoló fontos tényező az is, hogy hány évesen hozzák világra első, második stb. számú gyermeküket. Egy olyan naptári évben, amikor a fiatalabb generáció még elhalasztja a gyerekszülést, az idősebb generáció pedig már túl van a szülések zömén, kevés lesz a csecsemők átlagos, azaz egy nőre jutó száma. Ez azonban nem jelenti azt, hogy a fiatalok később nem hozzák be mulasztásukat, nem „pótolják vissza” korábban meg nem szült gyermekeiket. A TFR* pontosan ezt a hatást veszi figyelembe, amikor a korszpecifikus termékenységi rátát paritásonként korrigálja az átlagos anyai életkor növekedési (csökkenési) ütemével. A t . év TFR*-értéke azt mutatja meg, hogyan alakulna a termékenység akkor, ha a t . év korszpecifikus termékenységi arányait tekintjük alapértéknek, de korrekciós tényező segítségével figyelembe vesszük, hogy a t . évben átlagosan hány évvel később (vagy korábban) születtek a nők első, második és magasabb sorszámú gyermeküket, mint korábban. A TFR* értéke a halasztó magatartás kiszűrése utáni átlagos gyermekvállalási hajlandóságot adja meg egy adott évben: mennyi gyermeket vállaltak volna a nők átlagosan, ha az adott évben nem változott volna a szülő nők átlagos életkora. A TFR* pontos képletét a Függelékben adjuk meg.

A korábbiakban jelzett időzítési hatás⁷ mellett a teljes termékenységi arányszám még egy tényező hatását fedi el. Nem mindegy, hogy az adott évben született csecse-

⁷ Husz [2006] honosította meg a „tempo effect” kifejezésre a magyar „időzítési hatás” elnevezést, cikkének 56., illetve 61. oldali lábjegyzetében.

mők anyjuk hányadik gyermekeként jönnek a világra. Ha ugyanis sok az első gyermek, akkor a következő években még sok második, harmadik gyermek várható a mintabeli anyáktól. Ha azonban a csecsemők többsége már rendelkezik egy vagy több testvérrel, akkor a jövőben ugyanezek az anyák már valószínűleg kevesebb gyermeket fognak vállalni. Ezt az ún. paritásos hatást azonban a TFR* se veszi figyelembe. A paritásos hatás jelentősége az időzítési hatásnál jóval kisebb (*Bongaarts–Sobotka* [2012]).

A TFR* alkalmazása az elmúlt évtizedben széles körben elterjedt.⁸ *Philipov és Kohler* [2001] néhány kelet-közép-európai ország esetében használta ezt a mutatót, céljuk az 1988 és 1998 közötti halasztó magatartás kiszűrése volt. A szerzőpáros a cseh, a lengyel és a magyar TFR*-értékeket is vizsgálta, és egyértelműen megmutatta, hogy a termékenység visszaesését ezekben az országokban is nagymértékben magyarázta a nők halasztó magatartása. *Sobotka* [2003] a kelet-közép-európai országok termékenységi viselkedésében megfigyelhető markáns változást elemzi a rendszer-váltást követően, ennek keretében a visegrádi országokra közli a TFR*-t az 1998–2000 időszak átlagára. *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009] a legalacsonyabb fertilitású országok körében végeztek vizsgálatokat, így ez a cikk is foglalkozott a visegrádi országokkal. Az 1985 és 2007 közötti időszakra számított TFR*-értékekből levont következtetések szintén felhívják a figyelmet a halasztó magatartás következményeire. Hasonló jellegű magyarországi elemzést eddig azonban csak *Husz* [2006] publikált. Az általa vizsgált idősor 1989-től 2004-ig tartott, ezért nem tette lehetővé olyan hosszú tendenciák feltárását, mint amivel a jelen cikk foglalkozik. *Husz* [2006] is azt találta, hogy az 1990-es évek második felében továbbra is az időzítési hatás határozta meg a TFR alakulását Magyarországon.

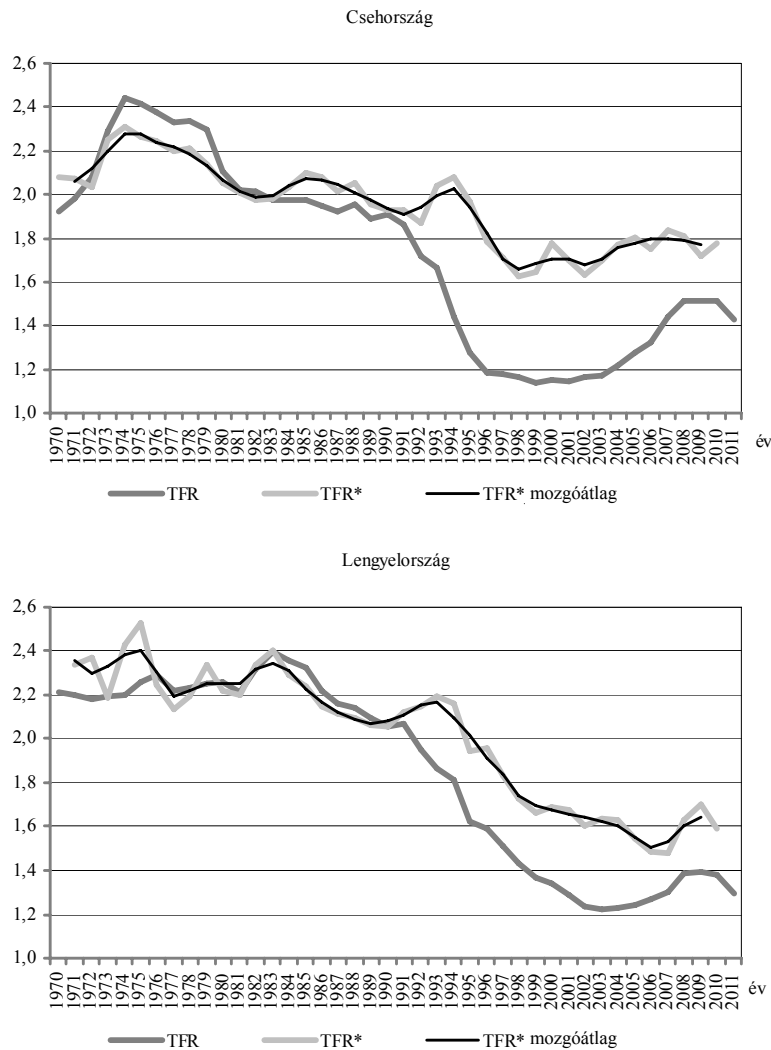
Az említett, Magyarországgal (is) foglalkozó tanulmányok TFR* idősorait összevetve – a következtetések azonossága ellenére – jelentősebb számbeli eltéréseket tapasztalhatunk. Cikkünkben ezért egységesen – ahol csak rendelkezésre álltak – a *Max Planck Institute for Demographic Research, Vienna Institute of Demography* [2013] által közölt, esetenként általunk kiszámított ütem szerint kiigazított teljes termékenységi arányszámot alkalmaztuk. A HFD nem tartalmazott minden szükséges értéket, ezért Lengyelország valamennyi rátáját, továbbá Magyarország 2009–2011-es és Szlovákia 2008–2011-es termékenységi arányszámait a kérdéses ország demográfiai évkönyvéből származó alapadatok⁹ segítségével számítottuk ki, a *Max Planck Institute for Demographic Research, Vienna Institute of Demography* [2013] módszertanának megfelelően. A vizsgált négy ország ütem szerint kiigazított termékenységi mutatószámait az 5. ábra tartalmazza, és az 1970 és 2011 között egységesen rendelkezésre álló, illetve kiszámítható, legtágabb időintervallumra vonatkozóan mu-

⁸ Például a European Population Data Sheet 2006 és 2010 között minden országra közölte a hagyományos TFR mellett az ütem szerint kiigazított TFR-mutató értékét is: <http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/>

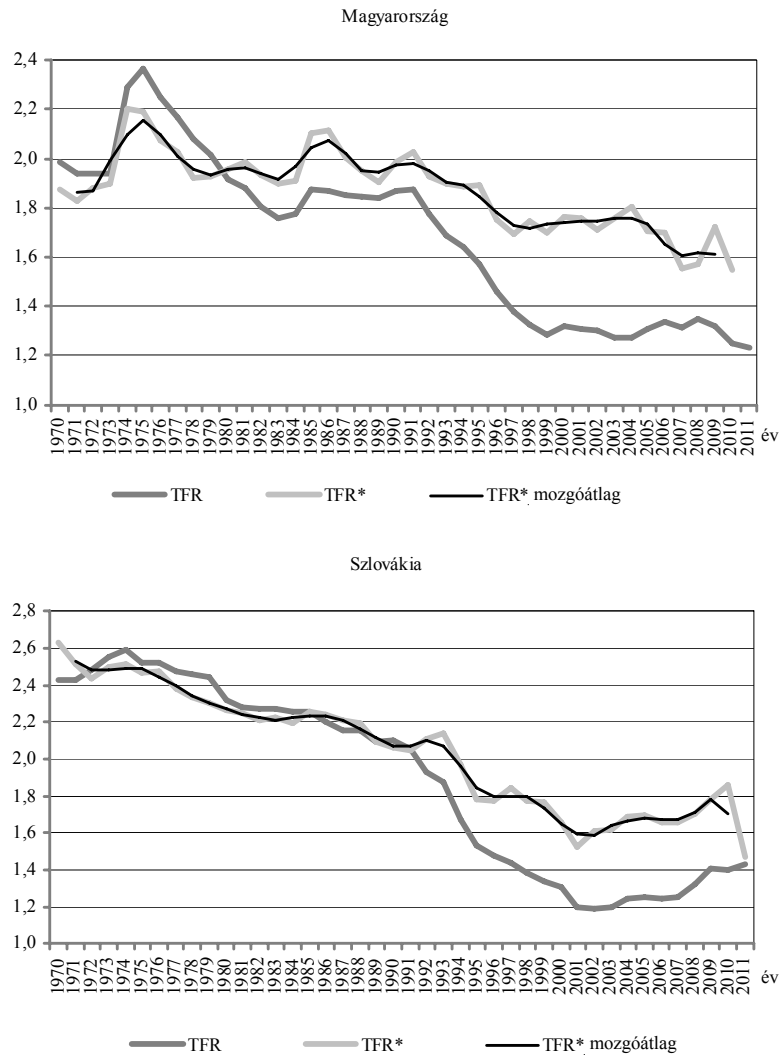
⁹ A TFR* kiszámításához évenként és paritásonként a korszpecifikus termékenységi rátákra és a szülő nők átlagos életkorára van szükség.

tatja be a TFR* alakulását. Sajnos 1960 és 1969 között nem álltak rendelkezésünkre egységes módszertan szerint a paritásonkénti átlagos anyai életkorok, ezért a TFR*-értékeket se tudtuk kiszámítani.¹⁰

5. ábra. A teljes termékenységi ráta, az ütem szerint kiigazított termékenységi ráta és az utóbbi háromelemű mozgóátlaga a visegrádi országokban, 1970–2011



¹⁰ Mindezek ellenére nem akartuk kihagyni az 1. ábrán az 1960 és 1969 közötti időszakot, mert úgy véltük, hogy a TFR alakulása a TFR* hiányában is érdekes információt ad az olvasóknak.



Forrás: Max Planck Institute for Demographic Research, Vienna Institute of Demography [2013]-ban szereplő TFR*. Central Statistical Office of Poland [1970–2012], KSH [2009], [2010], [2011], Statistical Office of the Slovak Republic [2008–2012b] adatai alapján saját számítások. Ezen kívül a TFR* mozgóátlagos idősor értékeit minden esetben mi határoztuk meg.

Az 5. ábra alapján jól kirajzolódik, hogy az elmúlt negyven évben a visegrádi országokban nemcsak a TFR, de a TFR* is nagyon hasonlóan alakult. Az 5. ábra a TFR* mellett azért tartalmazza a háromperiódusú mozgóátlagos TFR* (a továbbiakban átlagos TFR*) idősorát is, mert a *Boongarts–Feeney*-féle [1998] TFR* nagyon

érzékeny a paritásonkénti szülési életkor évenkénti kiugró változásaira (*Kim–Schoen* [2000]; *Van Imhoff–Keilman* [2000]; *Kohler–Ortega* [2002b]), a mozgó átlagolású idősor viszont elsimítja a véletlenszerű kilengéseket.¹¹ A gyermekvállalás folyamatos későbbre tolódása esetén az átlagos TFR* felülmúlja a TFR értékét. Amikor a TFR és az átlagos TFR* közötti távolság nő, akkor erősödik a nők halasztó magatartása, ha pedig a két mutató közötti távolság csökken, akkor megkezdődik a visszapótlás. Az anyai életkor folyamatos csökkenésekor az átlagos TFR* értéke a TFR alá kerül. Amennyiben az életkor nem csökken, de stabilá válik, akkor a TFR és a TFR* azonos értékeket vesz fel.

A négy ország mindegyikében közös vonás, hogy az 1990-es években kinyílt az oló a TFR és a TFR* között, mely a fokozódó halasztó magatartásra utal. A visszapótlás, azaz a gyermekvállalás kitoldásának lassulása, és ennek köszönhetően a teljes termékenységi arányszám éves szintjének emelkedése a 2000-es években kezdődött, és leginkább Csehországra volt jellemző, bár kisebb mértékben Lengyelország és Szlovákia esetében is szerepet játszott a TFR lassú emelkedésében. Ezzel szemben Magyarországon más tendencia rajzolódott ki. Bár a 2000-es évek első felében nálunk is elindult a visszapótlás, ez mégsem eredményezett jelentős mértékű javulást a TFR értékében, mert az átlagos TFR* 2004-től csökkenni kezdett. Azaz a visszapótlás nem ellensúlyozta teljes mértékben a mennyiségi csökkenést.¹² A 2000-es évek végétől a TFR, Szlovákiát kivéve,¹³ a többi visegrádi országban ismét romló trendet mutatott, de az még nem számszerűsíthető, hogy ez milyen mértékben köszönhető a mennyiségi csökkenésnek, illetve az újból felerősödő halasztásnak. Valószínűsíthető azonban, hogy a gazdasági válság is módosította a fiatal párok utódvállalási szándékait.

A továbbiakban a halasztó hatás más oldalról történő megvilágítása érdekében az átlagos TFR* és a TFR közötti különbségeket elemezzük.

A 6. ábrán a TFR szintjéhez (a TFR és a TFR* átlagához) viszonyított relatív eltéréseket tüntettük fel. Az ábra jól mutatja, hogy az átlagos TFR* és a TFR közötti eltérések értékei a négy országban azonos irányban változtak. Az 1970-es években, illetve Lengyelország esetében inkább az 1980-as években, a TFR kisebb arányú növekedése együtt járt az átlagos kiigazított termékenységi arány és a teljes termékenységi arány közötti negatív eltéréssel. Lengyelország mellett Csehországban és Szlovákiában is tapasztalhatunk negatív eltéréseket az 1980-es évek elején, de Magyarországon a különbség 1980-tól kezdve valamennyi évben pozitív. Az 1980 előtti, többségében negatív eltérések arra utalnak, hogy ebben az időszakban az átlagos anyai életkor csökkenése következtében a TFR-értékek igen gyakran felülmúlták a TFR*-t. A folyamatosan

¹¹ Háromperiódusú mozgóátlagolást alkalmazott például *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009] is a TFR* idősorok esetén.

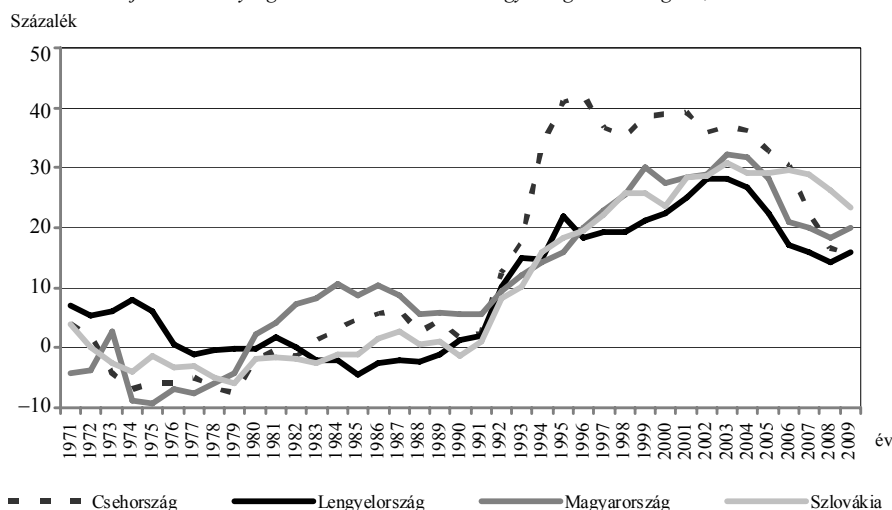
¹² *Goldstein–Sobotka–Jasilioniene* [2009] is hasonló eredményre jutott Magyarországot illetően 2003 és 2007 között.

¹³ Szlovákiában is megállt a TFR gyors növekedése, de 2011-ig még nem kezdődött el a csökkenés.

előrehozott szülések ugyanolyan módon növelték a TFR nagyságát, mint ahogy a későbbiekben a szintén folyamatosan elhalasztott szülések csökkentették.

Mind a négy visegrádi ország esetében feltűnő, hogy az eltérések grafikonvonala 1990 és 2009 között egy fordított „U” alakú görbét ír le. Csehországot tekintve a görbe legmagasabb pontja az 1990-es évek elejére esik, a másik három országban pedig a 2000-es évek elején található. Csehországban valamivel hamarabb elkezdődött a visszapótlás, de az időszak végén még itt is pozitív maradt a differencia, azaz az átlagos TFR* értéke felülmúlta a TFR-t. Ez arra utal, hogy 2009-ben még egyik országban se fejeződött be a visszapótlás.

6. ábra. A mozgóátlagolású ütem szerint kiigazított termékenységi ráta és a teljes termékenységi ráta relatív eltérései a négy visegrádi országban, 1971–2009



Forrás: Az alapadatok forrása ugyanaz, mint az 5. ábra forrása, a relatív eltérések saját számítások eredményei.

A négy ország közül Magyarországon és Lengyelországban – a mozgóátlagokkal jellemzett időszak végén – 2009-ben ismét növekedett a két termékenységi mutató közötti eltérés. Csehországban és Szlovákiában nem rajzolódott ki ilyen irányú változás, de ez nem jelenti azt, hogy a későbbiekben – különösen a folytatódó gazdasági válság hatására – nem fog hasonló tendencia kialakulni. Egy év adatából természetesen nem lehet messzemenő következtetéseket levonni, mégsem tűnik biztatónak, hogy a két alacsony termékenyséű visegrádi országban ismét felerősödhet a gyermekszülések növekvő ütemű halasztása.

Össességében és átlagosan, az időszak végére a visszapótlás mind a négy országban egyre számottevőbbé vált, az átlagos TFR* és a TFR eltérése 15 és 25 szá-

zálék közötti értékeket vett fel. Ez azonban még mindig azt mutatja, hogy az elhalasztott szülések realizálása a jövőre vonatkozóan némi tartalékot rejt magában a gyerekszám emelését illetően. A nagy kérdés azonban az, hogy ezek az elhalasztott szülések valóban át fognak-e változni tényleges szülésekké, vagy megmaradnak a TFR-t csökkentő végleges tényezőként. Különösen Magyarország esetében izgalmas ez a kérdés, ahol a szülések idejének további kitolódása a legkevésbé teszi lehetővé az optimista előrebecslést.

3. Következtetések

Cikkünkben megmutattuk, hogy a magyarországi termékenység, bármilyen megközelítésből nézzük is, az utóbbi harminc évben erősen csökkenő tendenciát mutatott. A magyarországi adatokon vizsgálva az átlagos anyai életkor növekedését az első és második gyermek születésekor, megállapítottuk, hogy ezek az értékek kiváló lineáris magyarázóváltozói a TFR alakulásának. A kapott összefüggések természetesen csak korlátozott tartományon érvényesek, mert az anyai életkor további növekedésével a gyermekek világrahozatala előbb-utóbb biológiai korlátokba ütközik. Ezért nem mondhatjuk azt, hogy ütemében változatlanul növekvő anyai életkor mellett nem változik a TFR, mint ahogy regressziós együtthatóink alapján valaki tévesen erre a következtetésre juthat. Elképzelhető viszont, hogy fordított irányban, az életkor csökkenésével, a jövőre vonatkozóan is reális lehet a regressziós egyenleteinkkel leírt összefüggés. Ebből akár az is következhetne, hogy ha a jövőben a nőknek sikerülne ismét fiatalabb korra időzíteniük a gyermekvállalást, akkor igen nagy eséllyel jelentősen növekedni kezdene a TFR. Ezt támasztja alá az is, hogy a TFR növekedése a vizsgált idősorokban már az életkor csökkenő ütemű emelkedésekor is megkezdődött.

A szülési életkor kitolódását és ezen hatás teljes termékenységi arányszámra gyakorolt következményeit veszi figyelembe a *Boongarts–Feeney*-féle [1998] ütem szerint kiigazított termékenységi ráta, a TFR*. Ez az indikátor „beszámítja” az első, második és további gyermekek későbbi világrahozatalának tényét a termékenységi mutatóba, mégpedig úgy, hogy minden paritás esetén az anyák átlagos életkorának változásával korrigál. Megmutattuk, hogy a mozgóátlagolású TFR* már kevésbé peszsimista képet ad a magyarországi termékenység közelmúltbeli alakulásáról, mint a hagyományos TFR.

Az elmúlt tíz évben nemcsak Magyarországon, hanem valamennyi visegrádi országban egyre közelebb került egymáshoz a TFR és az átlagos TFR*, jelezvén, hogy a tendencia folytatódása esetén meg kell szűnjön a szülések halasztása. A rendelkez-

zésre álló adatok alapján 2009 volt az utolsó év, melyre az átlagos TFR*-t számszerűsíteni tudtuk.¹⁴ 2009-ben a visegrádi országok közül Magyarországon és Lengyelországban nőtt az átlagos TFR* és a TFR közötti különbség, és bár egyetlen év adata alapján nem vonhatunk le mélyreható következtetéseket, de a különbség növekedése akár egy újabb, nemkívánatos halasztási periódus kezdetét is jelentheti.

A TFR* figyelembe veszi az anyai életkor változását, ezzel kiküszöböli ugyan a TFR számításának egyik nagy hibáját, de nem foglalkozik a másik hiányosságával, azzal, hogy nem veszi figyelembe az átlagos nő első, második stb. újszülöttjei esetében az arányok változását. Magyarországon az utóbbi évtizedekben a legnagyobb mértékben a második gyermekek születésének száma esett vissza¹⁵ (Husz [2006], Spéder–Kamarás [2008]), amiről feltételezhetjük, hogy valószínűleg már nem, illetve legfeljebb csak részben volt a halasztó magatartás következménye. Ezért igen nagy valószínűséggel az ún. paritási aránytalanság miatt tényleges mennyiségi változás következett be a szóban forgó kohorszok gyermekvállalási hajlandóságában. Nemcsak a TFR, de a TFR* se veszi figyelembe ezt a paritási hatást, ezáltal torzítja a termékenység számszerűsített arányát. Ez a torzítás azonban Boongarts és Sobotka [2012] eredményei alapján – akik jó néhány ország vonatkozásában többfajta paritási hatást figyelembe vevő indikátort is alkalmaztak az elmúlt 30-40 évben – jóval kisebb volt, mint az időzítési hatás torzítása.

A paritási aránytalanság hatásának számszerű figyelembe vétele további kutatásokat igényel. Mindez azonban nem változtatja meg az időzítési hatás vizsgálata során levonható következtetéseink érvényességét. Ezek szerint Magyarországon a nők halasztó magatartása az elmúlt 30 évben rendkívül erős volt, és lényegesen csökkentette a teljes termékenységi mutató értékét. A halasztó magatartás a biológiai korlátok miatt a jövőben várhatóan mérséklődik, esetleg meg is szűnik. Ez hozzá fog járulni a TFR növekedéséhez. Amennyiben a gyermekvállalási életkor emelkedése nemcsak megállna, hanem az átlagos életkor csökkenni kezdene, akkor ez akár a TFR nagyobb ütemű növekedését is eredményezhetné. A TFR magasabb értéken történő stabilizálódásához azonban mindenképpen a gyermekszám mennyiségének, azaz az átlagos anya által összesen szült utódok számának kell növekednie.

¹⁴ Ne felejtjük el, a hároméves mozgóátlagolás esetében – így számszerűsítettük az átlagos TFR*-t – a t . év adatahoz szükség van a $t + 1$. év megfigyelésére is. A TFR* számításakor pedig a $t + 1$. év anyai életkorát is fel kell használni, így a legfrissebb TFR-értékekhez képest csak két évvel régebbi mutatót tudunk számszerűsíteni.

¹⁵ 2011-re 1990-hez képest az élveszületések száma az első gyermekek körében 26,5, a másodiknál 35,8, a harmadiknál 33,1, míg a negyediknél 21 százalékkal csökkent (KSH [2012]).

Függelék

A teljes termékenységi ráta jelölésére a $TFR(t)$ -t használjuk, ahol t jelzi azt az évet, amire vonatkozóan a termékenységet számoljuk:

$$TFR(t) = \sum_a FR_a(t),$$

ahol $FR_a(t)$ az a éves nők teljes termékenységi rátája a t -edik évben, azaz a korszpecifikus teljes termékenységi ráta. Figyelembe véve, hogy hányadik gyermeküket szülik a nők, a TFR további összetevőkre bontható:

$$TFR(t) = \sum_a \sum_i TFR_{a,i}(t) = \sum_i \sum_a TFR_{a,i}(t) = \sum_i TR_i(t), \quad /F1/$$

ahol $TFR_{a,i}(t)$ az a éves nők sorrend szerint i -edik gyermekére vonatkozó teljes termékenységi ráta a t -edik évben (azaz a korszpecifikus teljes termékenységi ráta élvészületési sorrend szerint), $TR_i(t)$ az i -edik gyermekekre vonatkozó teljes termékenységi ráta a t -edik évben. $TFR_{a,i}(t)$ pedig az a éves korú nők élvészületeinek száma, $(B_{a,i}(t))$ osztva a t -edik évre vetített a éves női népesség $(E_a(t))$ létszámával az i -edik paritás esetén, azaz képlettel: $TFR_{a,i}(t) = B_{a,i}(t)/E_a(t)$.

Az ütem szerint kiigazított teljes termékenységi ráta (Bongaarts–Sobotka [2012] 114. old. jelöléséhez hasonlóan) a $TFR^*(t)$, ahol t továbbra is az évet jelöli. A $TFR^*(t)$ az /F1/ i -edik gyermek születésének korévére korrigál az $s_i(t)$, t -edik évben használt korrekciós tényező segítségével. Ezt a rátát Bongaarts és Feeney [1998] definiálta, de létezik más ilyen jellegű mutató is. Például Bongaarts–Feeney [2006], valamint Yamaguchi–Beppu [2004] is elviekben nagyon közeli, ugyanakkor formailag eltérő, ütem szerint korrigált teljes termékenységi rátát használt.

$$s_i(t) = \frac{MAB_i(t+1) - Mab_i(t-1)}{2}, \text{ ahol } MAB_i(t) \text{ a } t\text{-edik évben az } i\text{-edik gyermeküket szülő}$$

anyák átlagos életkora.

Irodalom

- BLASKÓ ZS. [2009]: Családtámogatás, gyermeknevelés, munkavállalás. In: *Monostori J. – Óri P. – S. Molnár E. – Spéder Zs. (szerk.): Demográfiai Portré 2009. Jelentés a magyar népesség helyzetéről.* KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest. 41–53. old.
- BONGAARTS, J. – FEENEY, G. [1998]: On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review.* Vol. 24. No. 2. pp. 271–291.

- BONGAARTS, J. – FEENEY, G. [2004]: *The Quantum and Tempo of Life-Cycle Events*. The Mortality Tempo Workshop. 18–19 November. New York.
- BONGAARTS, J. – FEENEY, G. [2006]: The Tempo and Quantum of Life Cycle Events. In: *D. Philipov, D. – Liefbroer, A. C. – Billari, F. C.: Vienna Yearbook of Population Research 2006*. Vienna Institute of Demography. Vienna. pp. 115–151.
- BONGAARTS, J. – SOBOTKA, T. [2012]: A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility. *Population and Development Review*. Vol. 38. No. 1. pp. 83–120.
- CENTRAL STATISTICAL OFFICE OF POLAND [1970–2011]: *Demographic Yearbook of Poland 1970–2011*. Warsaw.
- CENTRAL STATISTICAL OFFICE OF SLOVAKIA [2008–2012a]: *Statistical Yearbook of the Slovak Republic 2008–2012*. Bratislava.
- EUROSTAT [2013]: *Statistics, Population and Social Condition, Population*. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database>
- FREJKA, T. – LESTHAEGHE, R. – SOBOTKA, T. – ZEMAN, K. [2011]: *Postponement and Recuperation in Cohort Fertility: New Analytical and Projection Methods and Their Application*. European Demographic Research Papers. No. 2. Vienna Institute of Demography. Vienna.
- GOLDSTEIN, J. R. – SOBOTKA, T. – JASILIONIENE, A. [2009]: The End of Lowest-Low Fertility? *Population and Development Review*. Vol. 35. No. 4. pp. 663–700.
- HUSZ I. [2006]: Iskolázottság és gyermekvállalás időzítése. *Demográfia*. 49. évf. 1. sz. 46–67. old.
- KAMARÁS F. [2000]: Termékenység, népesség-reprodukció. In: *Kolosi T. – Tóth I. Gy. – Vukovich Gy.* (szerk.) [2000]: *Társadalmi riport 2000*. TÁRKI. Budapest. 409–432. old.
- KAMARÁS F. [2012]: *Társadalmi helyzetkép. Népesedési helyzet*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KAPITÁNY B. – SPÉDER ZS. [2012]: Gyermekvállalás. In: *Óri P. – Spéder Zs.* (szerk.): *Demográfiai Portré 2012*. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest. 31–43. old.
- KIM, Y. J. – SCHOEN, R. [2000]: On The Quantum and Tempo of Fertility: Limits to the Bongaarts-Feeney Adjustment. *Population and Development Review*. Vol. 26. No. 3. pp. 554–559.
- KOHLER, H. P. – BILLARI, F. C. – ORTEGA, J. A. [2002]: The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s. *Population and Development Review*. Vol. 28. No. 4. pp. 641–680.
- KOHLER, H.-P. – ORTEGA, J. A. [2002a]: Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility. *Demographic Research*. Vol. 6. No. 6. pp. 92–144.
- KOHLER, H.-P. – ORTEGA, J. A. [2002b]: *Measuring Low Fertility: Rethinking Demographic Methods*. Working Paper. January. Max Planck Institute for Demographic Research. Rostock.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2010]: *Demográfiai Évkönyv 2009*. Budapest.
- KSH [2011]: *Demográfiai Évkönyv 2010*. Budapest.
- KSH [2012]: *Demográfiai Évkönyv 2011*. Budapest.
- KSH [2013a]: *Teljes termékenységi arányszám [1990–2011]*. Budapest. http://www.ksh.hu/docs/hun/eurostat_tablak/tab1/tsdde220.html
- KSH [2013b]: *Népszámlálás 2011. Háztartások, családok életkörülményei*. Budapest. http://www.ksh.hu/nepszamlalas/tablak_demografia
- KUCZYNSKI, R. R. [1932]: *Fertility and Reproduction: Methods of Measuring the Balance of Births and Deaths*. Falcon Press. New York.

- MAKAY ZS. – BLASKÓ ZS. [2012]: Családtámogatás, gyermeknevelés, munkavállalás. In: *Óri P.–Spéder Zs. (szerk.): Demográfiai Portré 2012*. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest. 45–56. old.
- MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH, VIENNA INSTITUTE OF DEMOGRAPHY [2013]: *Human Fertility Database*. www.humanfertility.org
- NÉMETH P. – VIDOVICS-DANCS Á. [2012]: A gyermekvállalás és a munka összeegyeztethetősége egy rugalmasabb támogatási és szabadságolási rendszer tükrében. *Esély*. 5. sz. 3–31. old.
- OECD (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT) [2012]: *OECD Family Database*. Paris. <http://www.oecd.org/els/soc/oecdfamilydatabase.htm>
- PHILIPOV, D. – KOHLER, H.-P. [2001]: Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia. *European Journal of Population*. Vol. 17. No. 1. pp. 37–60.
- PONGRÁCZ T.-NÉ [2011]: A demográfiai értékrend változásában szerepet játszó főbb népesedési folyamatok. In: *Pongrácz T.-né (szerk.): A családi értékek és a demográfiai magatartás változásai*. KSH Népeségtudományi Kutatóintézetének kutatási jelentései 91. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest. 17–37. old.
- RYDER, N. B. [1956]: Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility. *Milbank Memorial Fund Quarterly*. Vol. 34. No. 1. pp. 5–21.
- RYDER, N. B. [1964]: The Process of Demographic Translation. *Demography*. Vol. 1. No. 1. pp. 74–82.
- RYDER, N. B. [1980]: Components of Temporal Variations in American Fertility. In: *Hiorns, R. W. (ed.): Demographic Patterns in Developed Societies, Symposia of the Society for the Study of Human Biology*. Taylor and Francis Ltd. London. pp. 15–54.
- SOBOTKA, T. – LUTZ, W. [2011]: Misleading Policy Messages Derived from the Period TFR: Should We Stop Using It? *Comparative Population Studies–Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*. Vol. 35. No. 3. pp. 637–664.
- SPÉDER ZS. [2006]: Mintaváltás közben. A gyermekvállalás időzítése az életútban, különös tekintettel a szülő nők iskolai végzettségére és párkapcsolati státusára. *Demográfia*. 49. évf. 2–3. sz. 113–149. old.
- SPÉDER, ZS. – KAMARÁS, F. [2008]: Hungary: Secular Fertility Decline with Distinct Period Fluctuations. *Demographic Research*. Vol. 19. No. 18. pp. 599–664.
- STATISTICAL OFFICE OF THE SLOVAK REPUBLIC [2008–2012b]: *Population Change in the Slovak Republic 2008–2012*. Bratislava.
- SZALMA I. [2011]: *A munkaerő-piaci helyzet hatása az első tartós párkapcsolat kialakítására és a szülővé válásra Magyarországon*. PhD-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- YAMAGUCHI, K. – BEPPU, M. [2004]: *Survival Probability Indices of Period Total Fertility Rate*. Discussion Paper Series 2004-01. The Population Research Centre, NORC, The University of Chicago. Chicago. <http://www.src.uchicago.edu/prc/pdfs/yamagu04.pdf>.
- VAN IMHOFF, E. – KEILMAN, N. [2000]: On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment. *Population and Development Review*. Vol. 26. No. 3. pp. 549–553.

Summary

The article analyses the change in Hungarian fertility for the period of 1960 (in certain cases 1970) and 2011. The authors point out that the fertility rates of the Visegrad Four are similar. The tempo-adjusted total fertility rate (TFR) indicator, proposed by *Bongaarts* and *Feeney* [1998], is also used besides common period TFR to demonstrate that the level of fertility is still not extremely low despite the really dire Hungarian fertility situation. Attention is drawn to the tempo effect (postponed childbearing) and to the explanation of the connection between fertility postponement and TFR.

Dr. Bakucs Zoltán,

az MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézetének tudományos főmunkatársa

E-mail: zoltan.bakucs@krtk.mta.hu

Dr. Jámbor Attila,

a Budapesti Corvinus Egyetem
adjunktusa

E-mail: attila.jambor@uni-corvinus.hu

Az élelmiszerárak volatilitása az új tagországokban*

A mezőgazdasági piaci szereplők és a döntéshozók számára kulcskérdés az élelmiszerárak mozgásának és tényezőinek ismerete, hogy kiszámíthatóbbá tegyék azokat a jövőben. Az 1970-es évek élelmiszerválsága óta nem voltak olyan magasak, és nem ingadoztak olyan mértékben az élelmiszerárak, mint manapság (*Sumner* [2009]).

Habár a volatilitás témakörét könyvtárnyi szakirodalom elemzi, azok nagy része az ipari termékekre vagy pénzügyi piacokra koncentrál, míg a mezőgazdasági és élelmiszer-piaci árak változását vizsgáló elemzések száma kisebb. Különösen igaz ez az Európai Unióhoz 2004-ben és 2007-ben csatlakozott új tagországokra, ahol gyakorlatilag hiányzik az élelmiszerárak volatilitásának átfogó elemzése. Cikkünk célja az új (2004-ben és 2007-ben csatlakozó) tagországok élelmiszerár-volatilitásának vizsgálata a csatlakozás óta eltelt időszakban. Munkánk több területen is bővíteni kívánja a szakirodalmat: 1. több ország (új tagországok) adatait hasonlítja össze, 2. az élelmiszerekre koncentrál, és 3. elemzi a csatlakozás hatásait is. Elsőként bemutatjuk a mezőgazdasági árak volatilitásának elméleti és empirikus hátterét, majd ismertetjük az elemzéshez használt módszertant. Ezt követi az eredmények bemutatása, majd a változások hátterében álló okok feltárása. A változások alapvetően összhangban vannak a nemzetközi trendekkel, de a cikk azonosít regionális sajátosságokat is.

* A cikk az OTKA 101868 számú, „Ártranszmisszió a magyar agrár-élelmiszer piacokon. Egy átfogó szemlélet” című projekt és a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatásával készült.

1. A mezőgazdasági árvolatilitás elméleti háttere

A mezőgazdasági árak, a kínálat változékonysága folytán, állandóan mozgásban vannak, ami bizonytalanságot és kockázatot idéz elő a piaci szereplők számára. Habár a két fogalmat sokan keverik, a bizonytalanság és a kockázat között a fő különbség, hogy utóbbihoz valószínűségek társulnak, vagyis az számszerűsíthető. A volatilitás a kockázattal áll összefüggésben, és jellemzően a piaci árak változékonyságának mérésére használják oly módon, hogy egy vizsgált időszak ármozgásainak mértékét elemzik (*Piot-Lepetit–M'Barek* [2011]). Ha nagy a volatilitás, akkor a vizsgált időszakban az árak nagy kilengéseket mutatnak, míg kis volatilitás esetén kicsik a kilengések, az, hogy mi számít kicsinek és nagyoknak, mindig definíció kérdése. A volatilitás elemzése során különbséget szokás tenni a történelmi és az implicit volatilitás között, mivel az előbbi a múltbeli áradatok elemzésén, az utóbbi pedig a jövőbeli árbecsléseken és előrejelzéseken alapul. Nem szabad azonban összekeverni a volatilitás fogalmát az árak mértékével, mivel sokan a volatilitást úgy értelmezik, hogy az árak magasak (*Gilbert–Morgan* [2011]), pedig magas árak mellett lehet a volatilitás alacsony és fordítva.

A mezőgazdasági árak változékonysága a mezőgazdasági piacok különböző sajátosságaiból származik, melyek közül a legfontosabbak a természeti tényezőknek való kitettség, a kínálat szezonális jellege, a származtatott kereslet és a kereslet és kínálat árrugalmatlansága. A mezőgazdaság a természeti tényezőknek talán leginkább kitett ágazat, és ezeknek a szerepe, a klímaváltozással összefüggésben, manapság egyre növekszik. A természeti-biológiai tényezőkkel függ össze a kínálat szezonális jellege is – bizonyos mezőgazdasági termékek csak az év meghatározott időszakában állíthatók elő, és az előállítási ciklus jellemzően hosszabb és jobban egymásra épülő, mint az ipari termékek esetében. A mezőgazdasági termékek iránti származtatott kereslet arra utal, hogy az élelmiszer-előállításához felhasznált alapanyagok árai részét képezik a végtermék árának, míg az árrugalmatlan kereslet és kínálat az élelmiszerek mint létfenntartáshoz szükséges anyagok iránti alapvető igényből következik. A mezőgazdasági piacok sajátosságainak további részletes elemzése nem célja a cikknek, azokról kiváló összegzés található *Fertő* [1999] munkájában.

Habár a mezőgazdasági árak az említett jellemzők miatt folyamatosan változnak, egy jól működő piacnak ez természetes része. Volatilitásról akkor beszélünk, ha az árak rövid időn belül hirtelen mozgásokat mutatnak, jellemzően valamilyen nem várt eseményből adódóan. Ilyen események és a belőlük fakadó volatilitás egyben mindig bizonytalanságot és kockázatot is jelentenek, ezért is szokás a volatilitást a kockázat mérőszámának nevezni (*Zsembery* [2003]). A nagymértékű áresés például a termelőket hozza nehéz helyzetbe, és a fogyasztóknak kedvez, míg a hirtelen árnövekedés éppen fordított hatással bír. Felvetődik azonban a kérdés, hogy mi számít „jó” élel-

miszerárnak, mivel az utóbbi években számos érv hangzott el mind a magas, mind az alacsony élelmiszerárak mellett és ellen is (Swinnen [2011]).

2. A mezőgazdasági ár volatilitásának empirikus háttere

A téma gazdag szakirodalmából kitűnik *Piot-Lepetit-M'Barek* [2011] könyve, akik átfogóan áttekintik a mezőgazdasági árak volatilitásának lehetséges elemzési módszereit és azok agrárpolitikai következményeit. *Huchet-Bourdon* [2011] a mezőgazdasági árak változását vizsgálják és kimutatják, hogy az utóbbi években történt ármozgások nem mutatják hosszú távú árnövekedés jeleit. Hasonló következtetésre jut *Sumner* [2009] is, aki rávilágít, hogy a második világháború óta a mezőgazdasági alapanyagok árai, néhány kivételtől eltekintve, reálértéken folyamatosan csökkennek. *Gilbert és Morgan* [2010] 19 mezőgazdasági termék árait 1970 és 2009 között vizsgálták és amellet érvelnek, hogy a mezőgazdasági árak volatilitása globális szinten nem növekszik szignifikánsan. *Ai-Chatrath-Song* [2006] a mezőgazdasági termékek árainak együttes mozgását elemezték cikkükben és rámutatnak, hogy az esetek többségében magas korreláció van a különböző alapanyagok árai között, amelyek egymást „húzzák” felfelé. *Figiel-Hamulczuk-Klimkowski* [2012] kilenc európai ország, többek között Magyarország, Litvánia, Lengyelország és Szlovákia heti búzaárainak alakulását tekintették át 2004 és 2011 között, és arra jutottak, hogy a vizsgált országokban az átlagos ártól való legnagyobb eltérés a magyar és a szlovák piacokon volt tapasztalható, ám az országok búzaárainak volatilitása nagymértékben eltért egymástól. *Bakucs-Falkowski-Fertő* [2012] az ártranszmissziót kutatták Lengyelország és Magyarország tejszektorában, és az árak relatív szórásából megállapították, hogy a lengyel árak mind termelői, mind fogyasztói szinten kevésbé volatilisak, mint a magyarok. *Csáki-Jámbor* [2012] a csatlakozás mezőgazdasági hatásait figyelték meg az új tagországokban, és a mezőgazdasági árak esetében rámutattak, hogy ezek növekedése az utóbbi években alapvetően javította a termelők jövedelmezőségét.

Balcombe [2009] a magas mezőgazdasági árak okait kutatta és az olajárak növekedését, a valutaárfolyamok, a készletek és a hozamok alakulását találták a legfontosabbaknak. *Babcock* [2011] szerint az Egyesült Államok bio-üzemanyagokat támogató politikája is felelős a magasabb mezőgazdasági árak kialakulásáért, ám azok – a szerző véleménye szerint – a magasabb olajárak miatt amúgy is nőttek volna. Ezt a véleményt osztják *Zhang et al.* [2010] is, akik szerint hosszú távon semmilyen kapcsolat sincs a mezőgazdasági árak és a bioetanolárak között. *Gilbert* [2010] szerint az 1973-as és a 2008-as globális élelmiszerválság oka egyértelműen a tőzsdei spekulációban keresendő, míg *Thorne* [2012] az ír burgonyaszektort 1992 és 2011 között

vizsgálva a vetésterület nagyságát, a termelés koncentrációját, a hazai fogyasztás alakulását és a feldolgozott termék iránti kereslet nagyságát jelöli meg az árak legfontosabb befolyásoló tényezőiként.

3. Módszertan és felhasznált adatok

A mezőgazdasági árak volatilitásának elemzése többnyire idősoros adatok alapján történik, és a szisztematikus ármozgásokat a szakirodalom négy kategóriába sorolja (*Piot-Lepetit–M'Barek* [2011]): trend, szezon, ciklus és véletlen. A trend az idősor átlagának hosszú távú változásait mutatja be, a szezon a naptári évhez köthető ármozgásokat jellemzi, a ciklus a naptári évhez nem köthető változásokat írja le, míg a véletlen e kategóriákon kívül eső mozgásokat jeleníti meg.

Erre a koncepcióra építve számos mutató létezik az árak volatilitásának mérésére. Az egyik leggyakrabban használt a történelmi adatokon alapuló árak szórása, amely az átlagtól való átlagos eltérést jelenti.

$$S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}, \quad /1/$$

ahol S a szórás, X_i az adott időponthoz tartozó élelmiszerár, n pedig a megfigyelések száma. A szórás értéke, a négyzetgyökvonás tulajdonságaiból adódóan, nem lehet nullánál kisebb. Mivel a szórás értéke alapvetően függ a megfigyelt jelenség mértékegységétől (jelen esetben az árfolyamoktól is), az árak változékonyságának a mérésére inkább a relatív szórást szokás használni, ami az átlagtól való átlagos eltérést az átlag százalékában jeleníti meg.

$$V = \frac{s}{\bar{X}}, \quad /2/$$

ahol V a relatív szórás, s a szórás és \bar{X} a megfigyelések átlaga. A szóráshoz hasonlóan a relatív szórás sem lehet nullánál kisebb. Mivel a relatív szórás mértékegységtől független, könnyen összehasonlíthatóvá teszi az ármozgásokat térben, időben és termékek között is. A relatív szórás értékének időben való összehasonlítása jól mutatja egy termék hosszú távú árváltozásait, utalva egyben a kockázat nagyságára is (*Zsembery* [2003]). Minél nagyobb (kisebb) a relatív szórás értéke, annál nagyobb (kisebb) az árak volatilitása.

Mindezek mellett gyakran használják az árvolatilitás mértékének megjelenítésére az árak trendet követő sávos megjelenítését is. A módszer lényege, hogy az idősorra egy lineáris trendet illesztünk, majd a trend mellé egy 10 százalékkal alacsonyabban, illetve magasabban fekvő trendvonalat is felvesszünk, az így kialakult ársávban vizsgáljuk az árak mozgását. Azokat az árakat, amelyek a trend körül, a sávon belül helyezkednek el, nem tekintjük volatilisnak, míg a sávot elhagyókat igen. A szakirodalomban felmerül a kérdés a sávhatár pontos mértékéről, de a legtöbb kutatás azt támasztja alá, hogy a 15 és 20 százalékos sávhatárok is hasonló eredményekhez vezetnek, mint a 10 százalékos sávhatárral kapottak (*Piot-Lepetit-M'Barek* [2011]).

Ezeket a mutatókat az Eurostat adatbázisából származó, 2005. január és 2013. augusztus közötti, havi szintű élelmiszerár-indexekkel számoltuk ki. Fontos kiemelni tehát, hogy nem valós árakkal, hanem azok változását megjelenítő indexekkel számoltunk. Ennek egyik oka, hogy az „élelmiszer” főkategóriának nincs, csak az egyes konkrét termékeknek van „áruk”, a másik oka pedig, hogy az indexek függetlenek az egyes országok devizaárfolyamaitól. A mintánk 1144 elemet tartalmaz (104 hónap, 10 ország + EU27). EU27-en a 2012-ig az Európai Unióhoz csatlakozott országokat értjük, Ciprust és Máltát pedig, az adatok hiánya és mezőgazdaságuk kis súlya miatt, kihagytuk az elemzésből.

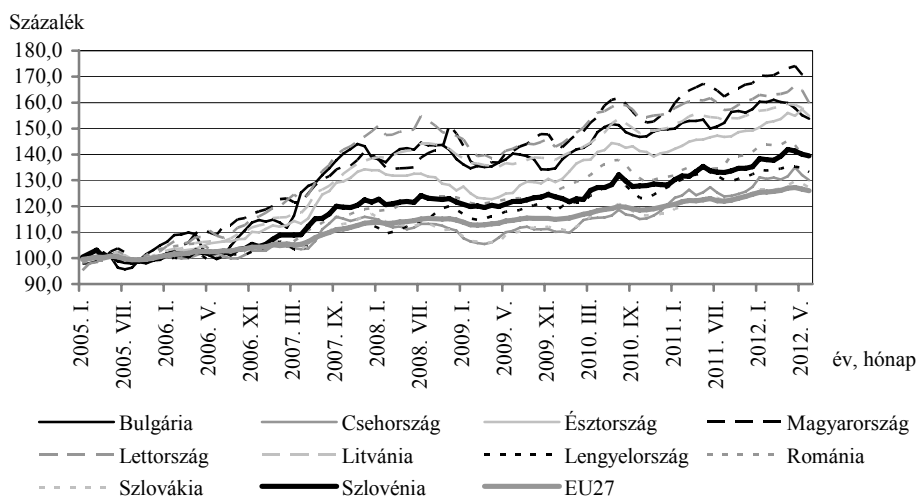
4. Az új tagországok élelmiszerárainak volatilitása

Az új tagországok élelmiszerárai 2005 óta folyamatosan, noha eltérő mértékben növekedtek. (Lásd az 1. ábrát.) Azonos élelmiszerekért 2013-ban átlagosan 30-70 százalékkal kellett többet fizetniük az új tagországok fogyasztóinak, mint 2005-ben. A legnagyobb élelmiszerár-növekedés éppen Magyarországon zajlott le a vizsgált időszakban, míg a legkisebb mértékű Szlovéniában volt. Érdekes azt is kiemelni, hogy a régiós élelmiszerárak változása az esetek döntő többségében az EU27 átlaga felett volt, vagyis a kelet-közép-európai régióban jobban nőttek az élelmiszerek árai, mint Nyugat-Európában. Ennek oka abban rejlik, hogy az EU15 élelmiszerárai hagyományosan magasabbak voltak az új tagországok élelmiszerárainál, és a csatlakozást követően megkezdődött egyfajta kiegyenlítődés (*Csáki-Jámbor* [2012]).

Amennyiben az élelmiszerárakat nem 2005-ös bázison, hanem az EU27 átlagához viszonyítjuk, jól megfigyelhető, hogy az uniós csatlakozás után, Lengyelország kivételével, miként közelítenek a régiós élelmiszerárak egyre inkább az EU27 átlagához. (Lásd a 2. ábrát.) A régióban meglévő élelmiszerár-különbségekre azonban jellemző, hogy amíg 2012-ben Lengyelországban az élelmiszerek árai átlagosan 60 százalékát tették ki az EU27 élelmiszerárainak, addig Szlovéniában 98 százalékát. Másképpen

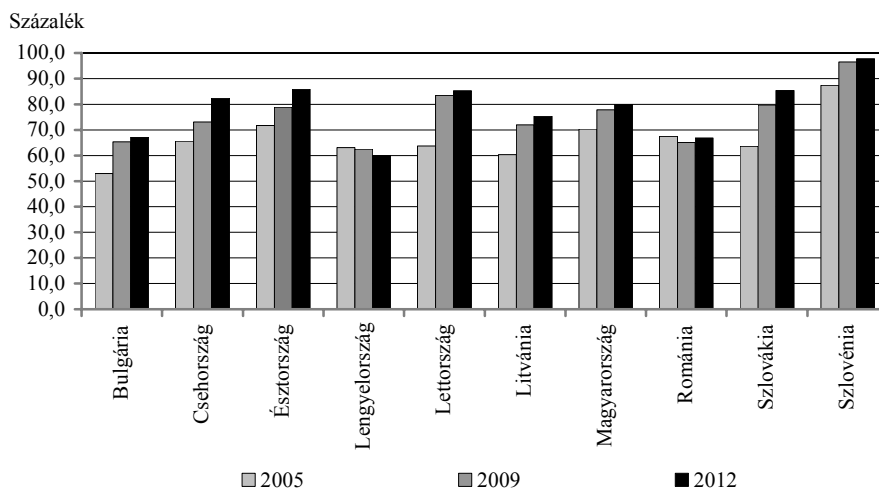
foglalmasza, az új tagországok között Lengyelországban volt a legolcsóbb az élelmiszer 2012-ben, míg Szlovéniában a legdrágább – a legtöbb országban átlagosan az EU27 árszint 70–80 százaléka között mozgott ez az arány.

1. ábra. Az élelmiszerek havi fogyasztói árindexének alakulása az új tagországokban (2005. év = 100,0)



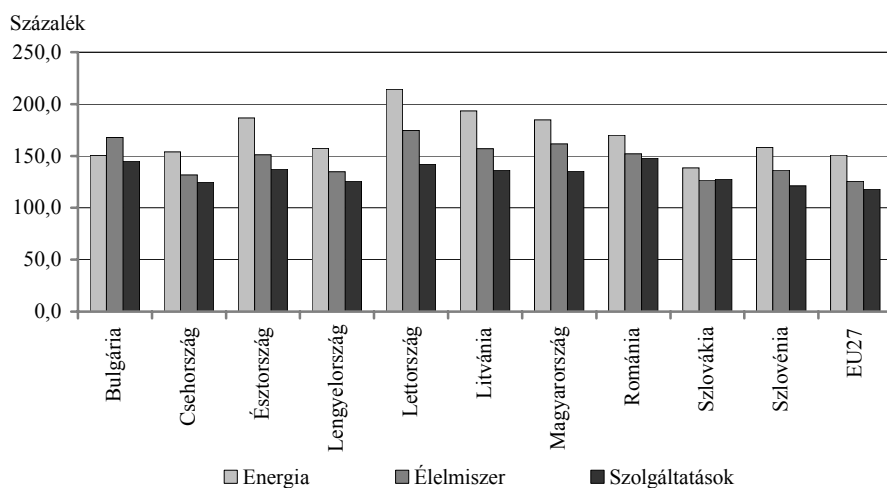
Forrás: Itt és a további ábráknál és táblázatoknál saját számítás az Eurostat [2013] alapján.

2. ábra. Az élelmiszerek fogyasztói árindexének alakulása az új tagországokban (EU27 = 100,0)



Nem csak az élelmiszerek fogyasztói árai nőttek azonban a vizsgált időszakban, az új tagországokban. (Lásd a 3. ábrát.) A fogyasztói árindexek szektoronkénti vizsgálata rávilágít arra, hogy 2005-ről 2012-re az energiaárak növekedése meghaladta, a szolgáltatásoké pedig alulmúlta az élelmiszerárak emelkedését. 2005-ről 2012-re a fogyasztói árak szinte minden esetben legalább 50 százalékkal nőttek, de előfordult több mint 100 százalékos növekedés is. A fogyasztói árak vizsgálata azt is világossá teszi, hogy az élelmiszerárak viselkedéséhez hasonlóan, az energia és a szolgáltatások árai is valamennyi tagországban meghaladták az EU27 átlagának árnövekedését.

3. ábra. A havi fogyasztói árindex változása 2012-re az új tagországokban szektoronként (2005. év = 100,0)



Az egyszerű árindexek vizsgálatán túl a minta leíró statisztikai további sajátosságokra hívják fel a figyelmet. (Lásd az 1. táblázatot.) Az országonként 104 megfigyelésből álló minta alapján kijelenthető, hogy az élelmiszerárak átlaga Magyarországon és Lettországon volt a legmagasabb, míg Csehországban és Szlovákiában a legalacsonyabb. Továbbá, az élelmiszerárak 2005-ről 2013-ra egyszer sem csökkentek 5 százaléknál nagyobb mértékben és nem nőttek 74 százalék fölé. A történelmi volatilitás elemzésére alkalmas szórás mutatója alapján látható, hogy az előbbiekkal összhangban Magyarországon kívül talán Lettországon voltak a vizsgált időszakban a leginkább volatilisek az élelmiszerárak (azaz itt volt legnagyobb az átlagtól való átlagos eltérés), míg a legalacsonyabb volatilitás, a szórás értékei alapján, Szlovákiában volt. Érdekes megjegyezni, hogy az EU27 élelmiszerárainak a szórása minden esetben az új tagországok élelmiszerárainak szórása alatt maradt, vagyis egyik hónapról a másikra kevésbé hektikusan változtak az árak az EU27-ben, mint az új tagországokban. A minta egyéb eloszlásjellemzőit (ferdeség, lapultság) tekintve megállapítható,

hogy a legalacsonyabb szórással rendelkező országok (Csehország és Szlovákia) élelmiszerárai a normális eloszláshoz képest jobbra elnyúlók és csúcsosak, míg a többi ország értékei – Lengyelország kivételével – balra elnyúlók és csúcsosak.

1. táblázat

*Az élelmiszerek havi fogyasztói árindexének leíró statisztikái az új tagországokban,
2005. január–2013. augusztus
(2005. év átlaga = 100,00)*

Ország	Átlag	Minimum	Maximum	Szórás	Ferdeség	Lapultság
Bulgária	133,00	95,66	161,03	19,66	-0,55	1,94
Csehország	111,94	98,70	135,00	9,69	0,50	2,34
Észtország	126,91	98,85	157,36	17,19	-0,19	1,87
Lengyelország	151,00	98,20	135,50	11,96	0,11	1,69
Lettország	137,70	95,32	166,39	21,72	-0,60	1,91
Litvánia	132,61	98,83	159,51	19,69	-0,47	1,81
Magyarország	137,21	97,91	174,05	22,69	-0,23	1,94
Románia	120,38	98,23	145,22	13,94	-0,03	1,80
Szlovákia	111,69	98,32	129,50	8,45	0,28	2,09
Szlovénia	119,07	98,46	141,97	12,56	-0,20	1,92
EU27	112,71	99,39	127,22	8,28	-0,13	1,87

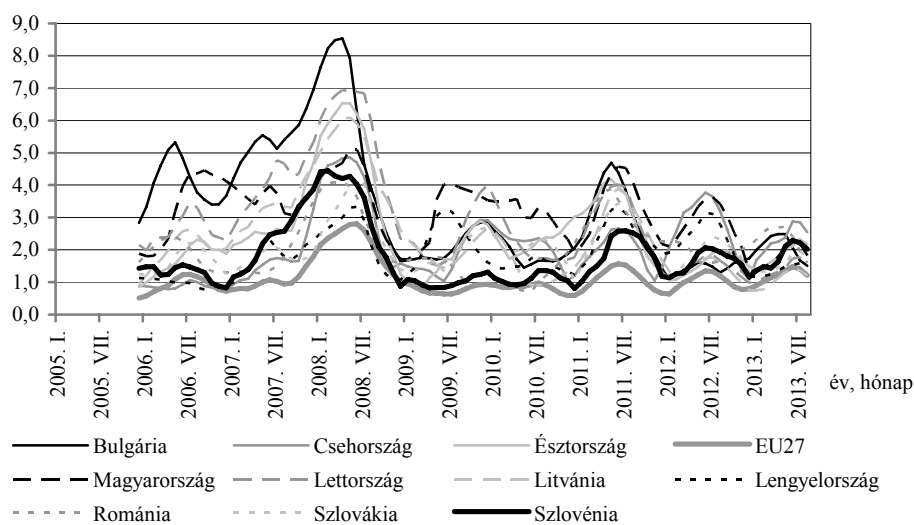
Megjegyzés. A megfigyelések száma 104 hónap.

Az élelmiszerárak volatilitásának további ismert módszere a szakirodalomban a relatív szórások vizsgálata mozgóátlagok segítségével, amelyek a statikus szórás helyett annak 12 hónapos dinamikáját elemzik. (Lásd a 4. ábrát.) A vizsgált időszakban jól láthatók a 2008-as és 2011-es kiugrások jelei, valamint az is, hogy az uniós átlagnál szinte minden hónapban magasabb volt a régiós árak volatilitása. Megfigyelhető az is, hogy az új tagországok között is nagy különbség mutatkozik az élelmiszerárak volatilitásában. Bulgáriában például 2008 első negyedévében az uniós átlaghoz képest négyszeres, míg Lettországnál háromszoros volt az árak ingadozásának mértéke, míg 2008 után is többször láthatók az új tagországok árainak volatilitása közötti két-háromszoros különbségek.

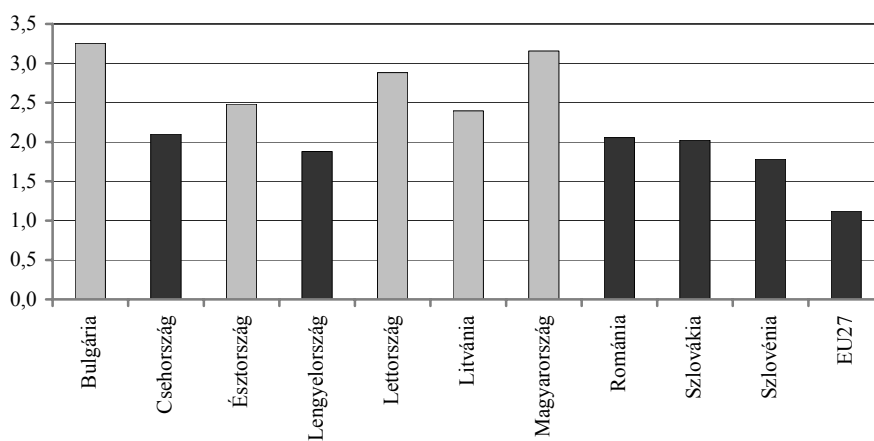
Amennyiben az egész időszak 12 hónapos mozgóátlagára számítjuk ki a relatív szórásokat, az élelmiszerár-volatilitás alapján könnyen csoportosíthatók az országok. (Lásd az 5. ábrát.) Jól látható, hogy a vizsgált időszakban a balti államok, Bulgária és Magyarország tekinthetők magas élelmiszerár-volatilitással rendelkező országoknak, míg a többi régiós országban relatíve alacsony volt az élelmiszerárak ingadozásának mértéke. Ezzel összhangban az is látszik, hogy minden új tagországban nagyobb volt

az élelmiszerárak volatilitása, mint az EU27 országoké, vagyis az új tagországokban hektikusabb ármozgásokat tapasztalhattunk.

4. ábra. Az élelmiszerek havi fogyasztói árindexének relatív szórása az új tagországokban, 12 hónapos mozgóátlagok alapján



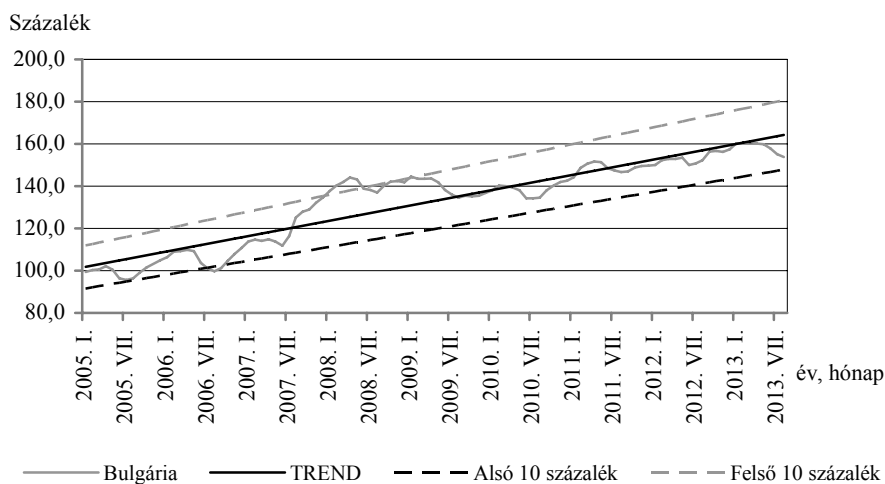
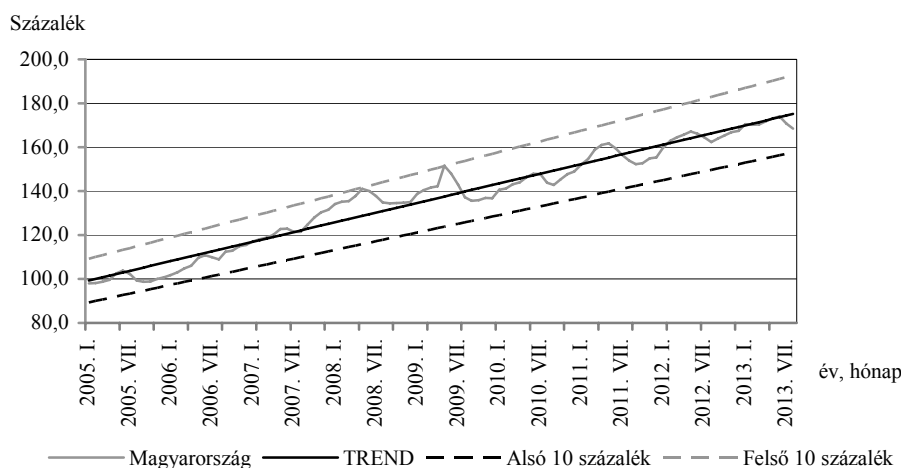
5. ábra. Az élelmiszerek havi fogyasztói árindexének relatív szórása az új tagországokban (2005. január–2013. augusztus)



Megjegyzés. A szürke színnel jelölt országok magas, a fekete jelölésűek relative alacsony élelmiszerár-volatilitással rendelkeznek.

A régiós élelmiszerár-volatilitás további vizsgálatára ad lehetőséget, ha egy hosszú távú trendhez viszonyítva vizsgáljuk meg az árak elhelyezkedését. (Lásd a 6. ábrát, ahol két konkrét példával mutatjuk be a módszert.) A korábban magas árvolatilitású országok közé sorolt Magyarország esetében látható, hogy az árnövekedés megmaradt a mérsékelt, 10 százalékos sávhatáron belül. Bulgária esetében pedig mind az árnövekedés, mind a volatilitás értéke magas volt, és itt már találhatóak a sávhatárt elhagyó értékek is.

6. ábra. Az élelmiszerek havi fogyasztói árindexének alakulása Magyarországon és Bulgáriában, 10 százalékos sávhatárral (2005. év átlaga =100,0)



Az előbbi példák mellett érdemes összegezni, hogyan alakultak az egyes országokban a 10 százalékos sávhatár figyelembe vételével kapott volatilitásértékek. (Lásd a 2. táblázatot.) Egyrészt általános tendenciaként megfigyelhető, hogy az esetek többségében az árak a képzett 10 százalékos sávhatáron belül mozogtak, vagyis nem voltak volatilisak. Másrészt látható, hogy csak Bulgáriában fordultak elő a 10 százalékos sávhatár alatti értékek, míg a 10 százalék feletti értékek több országnál is előfordultak (a legmagasabb érték Lettországnál volt megfigyelhető).

2. táblázat

A volatilis megfigyelések gyakorisága (százalék)

Ország	10 százalékon belüli változás	10 százaléknál nagyobb csökkenés	10 százaléknál nagyobb növekedés
Bulgária	90,4	2,9	6,7
Csehország	100,0	0,0	0,0
Észtország	97,1	0,0	2,9
Lengyelország	100,0	0,0	0,0
Lettország	86,5	0,0	13,5
Litvánia	98,1	0,0	1,9
Magyarország	99,0	0,0	1,0
Románia	100,0	0,0	0,0
Szlovákia	100,0	0,0	0,0
Szlovénia	100,0	0,0	0,0
EU27	100,0	0,0	0,0

5. Az élelmiszerár-változások régiós okai

Az új tagországok élelmiszerár-volatilitásában látható tendenciák számos okra vezethetők vissza. Mindenekelőtt tisztázni kell, hogy a régiós élelmiszerárak változása alapvetően világtendenciát követ, mivel a kelet-közép-európai kis országok döntően árelfogadók. A szakirodalmi áttekintésben bemutatott főbb okok (globális élelmiszer-kereslet és -kínálat változása, inputok árának emelkedése, bioüzemanyag-támogatások stb.) így tehát a régióban is érvényesek. A globális tendenciákon túl azonban a regionális élelmiszerár-változásnak más okai is vannak.

Elsőként az uniós csatlakozásból eredő okokat említjük. A 2004-es és 2007-es csatlakozási körrel az új tagországok a közös piac részévé váltak, ami a termékek és

szolgáltatások szabad áramlásával az élelmiszerárakra is erős hatással volt. A multinacionális élelmiszer-feldolgozó és -kereskedő vállalatok tömeges megjelenése, a szuper- és hipermarketek térhódítása új feltételeket és követelményeket teremtett a régiós mezőgazdasági termelők, feldolgozók és a fogyasztók számára. A nemzeti polcokon megnőtt a külföldről származó élelmiszerek aránya, míg a nemzeti élelmiszereknek a versenyképes nyugat-európai ételekkel és italokkal kell felvenniük a versenyt. Többnyire a fogyasztók a folyamat nyertesei, mivel viszonylag alacsonyabb áron, nagyobb termékválasztékkal találkoznak a szupermarketek polcain. A legtöbb esetben azonban a termelők és a feldolgozók a folyamat vesztesei, mivel sokszor nem tudnak alkalmazkodni a vertikális láncok által támasztott versenyfeltételekhez. Összességében tehát, a kemény versenyfeltételek ellenére, árkiegyenlítődség kezdődött meg az új és a régi tagállamok között.

Az uniós csatlakozás alapjaiban megváltoztatta a régiós országok agrárpolitikáját is. A különböző agrárpolitikai ösztönzők (támogatások, intervenciók stb.) is növelték az élelmiszerárakat, gondoljunk csak akár a közvetlen támogatások tőkésedésére, akár a kezdetben a világpiaci árhoz képest magasabb intervenció (garantált) árakra. A támogatási szintek összhangjának hiánya is növelte az élelmiszerek árait, mivel az EU15 hagyományosan magas agrártámogatásai a csatlakozás után mesterségesen növelték a hazai piacokra beáramló agrártermékek versenyképességét, ami egyenlőtlen versenyfeltételeket teremtett az új tagországok piacain, növelve a koncentrációt és ezzel az árakat is.

Az egyes országok itt bemutatott eltérő teljesítményei mögött nemzeti sajátosságok is meghúzódnak. A nemzeti valutaárfolyamok euróval szembeni leértékelődése például jellemzően az élelmiszerárak növekedését vonta maga után, megdrágítva a külföldről beszerzett javakat. Nem véletlen például, hogy az eurózónatag Szlovákia és Szlovénia is az alapvetően alacsony élelmiszerár-volatilitású országok közé tartozik.

További nemzeti sajátosság az egyes országok csatlakozás után alkalmazott agrárpolitikája is. A tapasztalatok azt mutatják, hogy a mezőgazdasági szektorban egyébként jól teljesítő országokat (kiemelten Lengyelországot és Szlovéniát) kevésbé éri sokként az uniós piacba való integráció (*Csáki-Jámbor* [2012]), ami megmutatkozik az élelmiszerárak mérsékelt változásán is.

Az élelmiszerárak növekedése az új tagországokban összefügg a régió sajátos agrárkereskedelmi termékszerkezetével is. Mivel az új tagországok többsége mezőgazdasági alapanyagot exportál, és feldolgozott élelmiszert importál (*Csáki-Jámbor* [2012]), az agrárkereskedelmi egyenlegük romlása mellett az élelmiszerárakat a külföldi piacok és nem a nemzeti verseny határozzák meg.

*

Az Eurostat havi fogyasztói élelmiszerárait 2005. január és 2013. augusztus között vizsgálva az új tagországokban, az élelmiszerárak volatilitását tekintve számos

következtetésre jutottunk. Először is bemutattuk, hogy az élelmiszerek fogyasztói ár-indexei 2005 óta folyamatosan és az EU27 átlagánál nagyobb mértékben növekedtek. Láthatóvá vált az is, hogy a régiós élelmiszerárak kiegyenlítődése az EU27 átlagához megkezdődött, és várhatóan a tendencia tovább is folytatódik. Kiderült továbbá, hogy a régióban, a vizsgált időszakban az energiaárak nagyobb, míg a szolgáltatások árai kisebb mértékben változtak az élelmiszerárak változásánál, ám ez utóbbiak hét év alatt így is legalább 50 százalékkal nőttek. A szórás és a relatív szórás mutatóját elemezve rávilágítottunk, hogy az új tagállamok közül Magyarországon volt az egyik legmagasabb és Szlovákiában a legalacsonyabb az élelmiszerárak volatilitása, ám minden ország értéke meghaladta az EU27 átlagát, mégpedig a képzett csoportok szerint a balti államok, Bulgária és Magyarország magas, míg a többi új tagország alacsony árvolatilitású ország volt. Az élelmiszerárak mozgását 10 százalékos sávhatáron belül vizsgálva azonban látható, hogy a régiós élelmiszerár-volatilitás mérsékelt maradt.

Ezek a változások alapvetően nemzetközi tendenciák eredményei, ám a cikkben azonosítottunk néhány olyan regionális sajátosságot is, amely az élelmiszerárak változásának irányába hatott. A kutatást a jövőben érdemes folytatni és megvizsgálni, hogy milyen árváltozások zajlottak le a mezőgazdasági termékek szintjén, és az egyes termékek milyen árvolatilitással rendelkeztek az új tagországokban.

Irodalom

- AI, C. – CHATRATH, A. – SONG, F. [2006]: On the Co-movement of Commodity Prices. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 88. No. 3. pp. 574–588.
- BABCOCK, B. A. [2011]: *The Impact of US Biofuel Policies on Agricultural Price Levels and Volatility*. International Centre for Trade and Sustainable Development. Paper No. 35. Genf.
- BAKUCS, L. Z. – FALKOWSKI, J. – FERTŐ, I. [2012]: Price Transmission in the Milk Sectors of Poland and Hungary. *Post-Communist Economies*. Vol. 24. No. 3. pp. 419–432.
- BALCOMBE, K. [2009]: The Nature and Determinants of Volatility in Agricultural Prices: An Empirical study. In: *Prakash, A. (ed.): Safeguarding Food Security in Volatile Global Markets*. FAO. Rome. pp. 85–106.
- CSÁKI CS. – JÁMBOR A. [2012]: Az európai integráció hatása a közép-kelet-európai országok mezőgazdaságára. *Közgazdasági Szemle*. 59. évf. 7–8. sz. 892–910. old.
- EUROSTAT [2013]: *Database*. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/data/database>
- FERTŐ I. [1999]: *Az agrárpolitika modelljei*. Osiris Kiadó. Budapest.
- FIGIEL, SZ. – HAMULCZUK, M – KLIMKOWSKI, C. [2012]: Price Volatility and Accuracy of Price Risk Measurement Depending on Methods and Data Aggregation: The Case of Wheat Prices in the EU Countries. 123rd Seminar of the European Association of Agricultural Economists. 23–24. February Dublin. <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/122549/2/Figiel.pdf>
- GILBERT, C. L. [2010]: How to Understand High Food Prices. *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 61. No. 2. pp. 398–425.

- GILBERT, C. L. – MORGAN, W. [2011]: Food Price Volatility. In: *Piot-Lepetit, I. – M'Barek, R.* (eds.): *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility*. Springer. London. pp. 45–61. old.
- HUCHET-BOURDON, M. [2011]: *Agricultural Commodity Price Volatility: An Overview*. OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers. No. 52. OECD Publishing. Párizs.
- PIOT-LEPETIT, I. – M'BAREK, R. (eds.) [2011]: *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility*. Springer. London.
- SUMNER, D. A. [2009]: Recent Commodity Price Movements in Historical Perspective. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 91. No. 5. pp. 1250–1256.
- SWINNEN, J. [2011]: The Right Price of Food. *Development Policy Review*. Vol. 29. No. 6. pp. 667–688.
- THORNE, F. [2012]: *Potato Prices as Affected by Supply and Demand Factors: An Irish Case Study*. 123rd Seminar of the European Association of Agricultural Economists. February 23–24. Dublin. <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/122473/2/thorne.pdf>
- ZHANG, Z. – LOHR, L. – ESCALANTE, C. – WETZSTEIN, M. [2010]: Food versus Fuel: What Do Prices Tell Us? *Energy Policy*. Vol. 38. pp. 445–451.
- ZSEMBERY, L. [2003]: A volatilitás előrejelzése és a visszszámított modellek. *Közgazdasági Szemle*. L. évf. 6. sz. 519–542. old.

Visszaemlékezések az ötvenéves Népeségtudományi Kutatóintézet történetére

A Népeségtudományi Kutatóintézet (NKI) jubileumát ünneplők a Magyar Tudományos Akadémia (MTA) székházában gyűltek össze 2014. január 20-án. A szövejtétan meghatározása szerint a szó, mármint a jubileum, héber-latin eredetű, és örömmünnepet jelent: kerek évfordulók köszöntését, mint amilyen az ötvenedik is. A múlt század viszonylag nyugodtabb második felében jött létre a magyar népeségtudomány kutatóközpontja, pontosabban 1963-ban. Megalapításakor együtt voltak mind a társadalmi szükségletek és a hatalom igényei, mind az intézet létrehozásához szükséges személyi és dologi feltételek.

Az 1960-as évek első felében a demográfiai jelenségek közül az élveszületések száma, tudományos kifejezéssel élve, a termékenység alakulása volt az érdeklődés középpontjában. A halandóság, kiváltképpen a csecsemőhalandóság csökkent, következésképp az életkilátások javultak. Szaknyelven a születéskor várható élettartam évről-évre magasabb értéket ért el. A házassági mozgalom a házasodási kedv stabilitását mutatta, a belföldi vándormozgalom a városiasodó Magyarország robusztus megerősödését demonstrálta. A népesség lélekszáma igaz, hogy csökkenő mértékben, de minden évben nőtt, és 1960-ban elérte a tizmilliót. Mint köztudott, 1956/57 után a nemzetközi vándormozgalom a drákói szigorúsággal megvalósított tiltás következtében nem befolyásolta a populáció nagyságát. A hatalom a közvéleménynek úgy prezentálhatta a demográfiai helyzetet, hogy az lényegében megnyugtatóan alakul, kivéve, hogy a születések száma

kevesebb, amire nem tudott magyarázatot adni. A szakemberek azonban nemcsak a csökkenő születésszámot regisztrálták, de arról is beszámoltak, hogy a termékenység tisztított mutatói előrevetítik a népesség létszámának fogyását. A teljes termékenységi arány már az 1950-es évek második felében a kritikus érték alá került. Miközben elsősorban az Egyesült Államokban, de a nyugat-európai országok többségében is baby boom volt, ez a jelenség Magyarországot elkerülte.

Az összehasonlítás a Nyugattal sokkolta a magyar közvéleményt, és defenzívába szorította a kommunista hatalmat. Anélkül, hogy az 1950-es évek demográfiai viszonyairól részletesen szólnék, annyi mindenesetre nyilvánvalóvá vált az 1960-as évek elejére, hogy ami Magyarországon történik, az nem magyarázható kizárólag a modernizáció, illetve a szekularizáció hatásával. A fertilitás hanyatlása egy többszörösen traumatizált társadalom válasza volt a ráerőszakolt, életidegen, elméletben megkonstruált szociális struktúrára, annak minden pszichés következményével együtt. Ekkor még más, úgymond szocialista országban lényegében ismeretlen volt az, ami a magyar társadalmat a demográfiai viszonyokat illetően már akkor foglalkoztatta. *Vörösmarty Mihály* megrendítő sorai a nemzethalálról az értelmiség félelmét erősítették, hogy tudniillik két elvesztett háború és 1956 leverett forradalma után olyan kórral kell szembenéznie, amelyre nincs orvosság. A polémia a termékenység csökkenéséről áttörte a szakmai korlátokat; *Németh László* például „Bezáródó méhek”

címmel írt vitacikket. A demográfusok ebben a nemzetet sújtó, demográfiai földcsuszamlás leírásában és interpretációjában a tudomány módszereivel vettek részt, nem feledkezve meg *Fernand Braudel* történész híres aforizmájáról, miszerint számára Franciaország bajainak vizsgálatában egyszerre van jelen a tudós objektivitása a hazáját szerető patrióta emóciójával. A demográfia nagy előnye a társadalomtudományok többségével szemben, hogy kezdettől fogva és azóta is mindig kvantifikál. Ebben a szakmában is lehet abszurdításokat mondani, de általában minden különösebb erőfeszítés nélkül meg lehet különböztetni a bolondgombát a szarvasgombától. Ha tehát azt mondom, hogy a kutatóintézet létrehozásában a termékenység szabadesése volt az egyik, ha nem a legfontosabb tényező, aligha tévedek.

A másik az 1960-as évek hatalmi politikájában világszerte és Magyarországon is tapasztalható enyhülés volt. E nélkül nehezen lett volna elképzelhető egy olyan intézet engedélyezése, amely a társadalom egyik súlyos és nagy érzékenységet mutató, neuralgikus problémakörével hivatott foglalkozni. Végül is ez volt az 1968-as gazdasági reform előkészítésének időszaka. Az optimista realisták úgy vélték, hogy a dió belülről is feltörhető, azaz a szovjet típusú szocializmus megreformálható. A pesszimista realisták a kísérletet eleve reménytelennek ítélték; az idő őket igazolta: a dió héjának össze kellett törnie ahhoz, hogy a modern világhoz tudjunk csatlakozni.

Én az NKI-t sohasem egy nehezen definiálható vákuumban képzeltem el, hanem egy meglehetősen bonyolult szakmai és intézményes beágyazottságban. Az MTA-val meglévő sajátos kapcsolat mellett a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) védőernyője, akkori szellemi légköre és infrastruktúrája járult hozzá a kutatóintézet bizonyos mértékig privilegizált helyzetéhez. A hivatal elnöke *Péter György*

volt, az a nagy műveltségű reformkommunista, aki végül életével fizetett az elvesztett illúzióiért; és a könyvtárban a század legnagyobb magyar politikai gondolkodójától, Bibó Istvántól lehetett tanulni a legkorszerűbb történelmi-társadalmi-gazdasági-demográfiai ismereteket, amelyek relevánsak voltak itthon, de a világ egészében is.

A kutatóintézetnek – ahogy már említettem – mindig sajátos kapcsolata volt az MTA-val, ami ma is olyan, mint az a barátság, amelyben kimondatlanul jelen van még nemcsak az egyszerű rokonszenvnél több, megbecsülésen alapuló kötődés, de a féltve őrzött önállóság is. Ennek a nehezen meghatározható viszonynak megvan a maga előnye, még ha erről nem is esik szó naponta. Az én nemzedékem még emlékszik a tudós *Szalai Sándorra*, a Rákosi-terror idején bebörtönzött szociáldemokrata politikus értelmiségire, akinek elévülhetetlen érdemei vannak a magyar szociológia rehabilitációjában és ennek keretében a népességtudomány pozícióinak megerősítésében. Őrá, a társadalom megismerését nélkülözhetetlenül fontosnak tartó, jóakaró emberre, a demográfia védelmében mindenkor lehetett számítani. Kiváló diplomáciai érzékkel rendelkezett.

Bibó István, Péter György, Szalai Sándor nagy formátumú emberek voltak. Néha azonban úgy alakul, hogy ügyes emberekre is szükség van; *Szabady Egon* éppen ilyen volt. Az ő személyes ambíciói járultak hozzá végeredményben az NKI létrehozásához.

Említettem a dologi feltételeket: 1960-ban a népszámlálás volt az első olyan census, amelyet a kommunista hatalomátvétel után úgy lehetett végrehajtani, hogy a hatalom önbizalma több szabadságot engedélyezett a népesség számbavételéhez, mint addigi alig tízegyházy éves regnálása idején bármikor. A háttérben tevékenykedett *Thirring Lajos*, aki ebben a vállalkozásban nélkülözhetetlen volt; az operatív tevékenységet *Klinger András* és *Kepecs*

József irányította tehetséggel és példamutató elkötelezettséggel. Állítom, hogy nélkülük, a felvilágosult szemléletük, a támogatásuk és a munkájuk nélkül valószínűleg nem alakult volna meg az NKI. A népszámlálás lebonyolításának keretében ugyanis létrejött egy kemény értelmiségi mag: kiváló elmék gyülekezete adekvát ismeretekkel. Megérdemlik, hogy néhányat megemlítsék közülük, például *Benkőné Lukács Ágnes*t, *Dányi Dezsőt*, *Nemeskéri Jánost*, *Pallós Emilt*, *Tamásy Józsefet*.

Ezeket az embereket csökkent szűklátókörűség lett volna szelne ereszteni, és így, részvételükkel állították fel a Népeségtudományi Kutatócsoportot, melyből nőtt ki aztán az Elbától keletre legkiválóbb Népeségtudományi Kutatóintézet. Az intézetnek számos meghatározó személyisége volt, többek között *Vukovich György*, aki kairói, az Egyesült Nemzetek Szervezeténél (ENSZ-nél) betöltött állásából hazatérve lett az első igazgató. Az ő tétéles ismeretei, jártassága a világban is közzismert volt. Azt azonban nem tudtuk róla, hogy rendelkezik még egy tulajdonsággal, a „soft powerrel”, ami nélkülözhetetlen egy kutatóintézet igazgatói pozíciójában. *Vukovich György* úgy vezette az intézetet, hogy a jó munkához kellemes légkört teremtett, angol módra élt az „understatementtel”, az udvariasságot, a kollegialitást, a szerénységet kifejező feltételes móddal. Védte, és meg tudta védeni az intézet viszonylagos függetlenségét, érdekeit és embereit. Később évekig dolgozott Genfben, az ENSZ Európai Gazdasági Bizottságában, aztán részt vett a TÁRKI gondozásában megjelenő „Társadalmi riportok” szerkesztésében, és amikor eljött az ideje, a rendszerváltás utáni első években jó és diplomatikus elnöke volt a KSH-nak.

Tekse Kálmán metodológiai kiválósága alkalmassá tette volna az intézetet arra, hogy az nemzetközileg is a demográfia nagy

iskolája legyen. Tragikus és váratlan halála azonban professzionális életútja csúcán vetett véget egy kimagasló szakmai karrier beteljesülésének.

Tekse Kálmán után a sorban *Monigl István* következett, aki közel egy évtizedig kormányozta a kutatóintézet hajóját. Regnálása egybeesik egy életképtelen politikai, társadalmi, gazdasági rendszer feltartóztatathatlan összeomlásával, valamint azzal a már nem titkolt érzéssel, hogy minden abszurdnak vége szakad egyszer, és ha van politikai akarat, lesz politikai újjászületés is. *Monigl István*nak becsületére legyen mondva, hogy nemcsak rossz egészségi állapota, de az országos és az intézeti környezet elbizonytalanodása idején is, igazgatóságának vezérmotívuma a „primum nil nocere” (csak nem ártani) volt. 1981-ben kezdett el csökkenni a népesség lélekszáma, és ez a folyamat, amely azóta is megállíthatatlanul tart, ha még lehet, tovább növelte a rossz közérzetet. Van úgy, hogy az embernek jó szándékai ellenére csak a kudarc mérséklésében vannak esélyei. *Monigl István* rezignáltan vette tudomásul, hogy nem a szerencse fia.

A férfiak közül említést kell tennem *Miltényi Károly*ról is. Ő, miután bizonyított mint kiváló hivatalnok, és ENSZ-szakértőként megjárta Afrikát, a kutatóintézetet a kiváló teljesítmény megkövetelésének igényével vezette. Allergiás volt a rendetlenségre, a tessék-lássék, „alibi munkákra”, és, mert ő elmélyülten, kiváló, szabatos, világos stílusban elemzett, ezt munkatársaitól is elvárta, sőt megkövetelte. Tökéletesre fejlesztette angolságát, így ma is, jóval túl a nyolcvanon, olyan hibátlanul alkalmazza a grammatikát, amire csak egy nagyon művelt, nem angol anyanyelvű képes.

Szólni kell még egy kivételes személyiségről, aki világszerte ismert, sőt elismert tudós volt. *Valkovics Emil* az, több európai nyelv kiváló tudora, könyvek és számos értékes dolgozat szerzője. Ő úgy létezett, hogy a demográfia

áért élt, és ezen kívül, óriási műveltsége ellenére, nem létezett számára a világ. Fiatalon vitte el betegsége, pontot téve egy sajátosan nagy tehetség alkotómunkájának végére.

Sajnos, Valkovics Emillel még nem ér véget azoknak a tudós kollegáknak a sora, akik idő előtt meghaltak. Valkovics Emil antitézise *Hablicsek László* volt, akit szintén megkínzott a rák, mielőtt megölte volna. Őt, a professzionális matematikust, a gyakorlati problémák foglalkoztatták. Azt próbálta megbecsülni, mennyi lesz 2030-ban, 2050-ben, sőt 2100-ban a népesség lélekszáma, ha az optimista, a reális, illetve a pesszimista termékenységi és halandósági alapirányzat érvényesül. Az érdekelte, miként alakul a populáció kor- és etnikai megoszlása 20, 50 vagy éppen 100 év múlva, és hogy milyen módon fogják ezek a változások az eltartási, illetve a nyugdíjterhet meghatározni. Valkovics Emil és Hablicsek László munkássága úgy alkotott értékes egészet, mint ahogy a kör két, 180 fokos körcikke együtt teszi ki a 360 fokos geometriai alakzatot.

Nem mindenkit lehet könnyen besorolni a tudomány valamely diszciplínájába, bármennyire is fragmentálttá vált már a régi nagy egység. Ilyen személyiség *Tóth Pál Péter*, aki nem volt ott a kezdeteknél, de később megcsinálta – mondjuk így – a maga demográfiai világgépét. Valójában a lehetetlennel birkózott: a történet-tudomány, a szociológia és a demográfia triászát kísérte meg megalkotni; és ezzel valami addig nem ismert újat teremtett.

Még két kiváló, nemes lelkű férfiút kell röviden említenem: *Andorka Rudolfot* és *Cseh-Szombathy Lászlót*. Bár ezek az igazi tudósok nem voltak státusban a kutatóintézetben, szemléletüknek az nagyon sokat köszönhet. A demográfiát is művelték, mégpedig társadalomtudományi kontextusban. *Andorka Rudolf* afféle Proteusként mindent tudott, ami akkor kurrens volt a társadalomtudományokban. *Cseh-Szombathy László* a szó nemes értelmé-

ben igazi iskolamesterként tette a dolgát, egyéniségében a nevelés kivételes helyet töltött be. Hajlíthatatlan demokratákként képviselték azt, ami jó Európában. Messziről jöttek: *Andorka Rudolf* apai ágon hitvalló német evangélikus családból származott, *Cseh-Szombathy László*nak pedig nem csak a neve volt cseh. Huszita családját Nagyszombat fogadta be. Tréfálkozva képzetűjű ikreknek hívtam őket, mert semmiben nem hasonlítottak egymásra, kivéve a hit vállalásában és a tudományos igazság tiszteletében.

Az NKI azonban nem csak férfikompánia. A jó néhány kiváló teljesítményű kollegina közül mindenekelőtt *Pongrácz Tiborné Hüttl Marietta* előtt tisztelgek. Ő a kontinuitás inkarnációja: évtizedek óta egyre felelősségteljesebb funkciókban tevékenykedik az intézetben. Időtálló kutatásai és számos, *S. Molnár Edittel* közösen írt dolgozata a család- és termékenységedemográfiában, vezetői kvalitásai az NKI igazgatóhelyetteseként, kellemes kötelességemmé teszik a tiszteletadást. *Marietta* ráillik, amit *Károlyi Gáspár* gyönyörű szépen magyarított bibliafordításában az aszszonyról mond: „Nem jó az embernek egyedül, szerzek néki társat, hozzáillőt”. Gondolom, férje, *Tibor* egyetért velem ennek az idézetnek a relevanciájában. *Marietta* fiatalos nőiessége mellett nagymamai obligációit is ellátja szeretettel és jó humorral. Egy találkozás alkalmával beszélgettünk róla, hogy egy nagy és régi értelmiségi família leszármazottja, felmenői között található *Semmelweis Ignác* is.

Az eddig felidézett emlékek sorai a múlt-ról szólnak, nagyjából azokról, akik már nincsenek közöttünk, és nem tudnak argumentálni, ha az ő személyükről beszélünk. Ami a kutatóintézet jelenlegi munkatársait illeti, általában nem lenne szerencsés névsorolvasást tartani, és mindenki nevéhez hozzárendelni valamilyen teljesítményt. De a régiek közül elismerően kell szólni *Csernák Magdolnáról*, aki

a szó nemes értelmében mindenes volt, mert mindenütt helytállt, bármit bíztak is rá, és a még most is tevékeny *Joubert Kálmán*ról, aki az antropológiát képviseli a népesség vizsgálatában. Rajtuk kívül még meg kell említeni a kutatóintézet igazgatói posztját az 1990-es évek végén betöltő, és a történelmi demográfiában mindmáig jeleskedő *Faragó Tamás*t is.

A Népességtudományi Kutatóintézetnek évek óta *Spéder Zsolt* az igazgatója. Vezetése alatt az intézet megerősítette pozícióit mind itthon, mind külföldön a népességtudomány releváns témaköreiben. Ennek és szakmai diplomáciájának köszönhető, hogy az Európai Népességtudományi Társaság (European Association for Population Studies) 2014 júniusában Budapesten tartja tudományos konferenciáját.

Az NKI, együttműködve az MTA Demográfiai Bizottságával, évente négy alkalommal jelenteti meg a *Demográfia* című folyóiratot, amely 1957 óta a népességtudomány hazai, mértékadó és mértéktartó folyóirata. A Pécsi Egyetem Demográfia és Szociológia Doktori Iskolájának munkájában a kutatóintézet nyolc munkatársával vesz részt, ezenkívül jelentős szerepet vállal a demográfia egyetemi oktatásában és tudományos minősítésű szakemberei révén a Magyar Tudományos Akadémia V. és IX. Osztályának tevékenységében, elsősorban az MTA Demográfiai Bizottságának keretében. Az NKI számos könyvet adott ki, tudományos közleményeinek száma elérte a 232-t.

A kutatóintézet a magyar demográfiai iskola reprezentánsa és letéteményese a legutóbbi fél évszázadban. Ez az iskola azonban a XVIII. században élt *Bél Mátvással* és *Hatvani Istvánnal* kezdődik, és ide sorolható *Fáy András*, *Fényes Elek*, *Keleti Károly*, *Kőrösy József* és *Thirring Gusztáv* is – hogy a teljesség igénye nélkül csak a legnagyobbakat említsem.

A XX. század viharai jó néhány kiváló kvalitású demográfust sodortak külföldre. Ilyen a Bambergben tevékenykedő *Vaskovics László* akadémikus és az Angliában jelentős tudományos életutat befutott *John Hajnal*. Utóbbi a nupcialitás Szentpétervár–Trieszt-vonal által meghatározott két típusának leírásával vált világhírűvé. Meg kell említenem *Stefano Somogyi* professzort is, akinek Olaszország lett a második hazája, és akinek ott adták ki, illetve használják általánosan demográfiai tankönyvét.

Demény Pál ennek az iskolának világszerete elismert nagy tudósa, nem mellesleg az MTA külső tagja. Nota bene a Coale–Demény-féle modell halandósági táblák elmélete és gyakorlata a demográfiai metodológia oktatásának szerves része az egyetemeken, és minden valószínűség szerint az egész világon leginkább használt népességtudományi módszerek közé tartozik. Ő, nyolcvan éven felül, az élő magyar demográfiai tradíció „nagy öregje”.

Az NKI első öt évtizedének történetét méltattam – szubjektíven. Ennek apropóján elgondolkodtam számomra az idő viszonylagossága. Sok idő volt-e ez az öt évtized, vagy épp csak a kezdet? Őszintén remélem, hogy a magyar demográfia kutatóközpontja hosszú életű lesz, és a következő évtizedek az érett felnőtt kor sikereivel ismerik el a teljesítményét. Mikor 1964-ben, a kutatóintézet létrehozását követő első évben beléptem a KSH-ba, aligha gondolhattam, hogy a véletlen kiismerhetetlenségének bizonyítékaként én írok majd méltatást öt évtized múlva az NKI-ról. Nekem az itt eltöltött fél évszázad az életem java része.

Józan Péter,

a KSH statisztikai főtanácsadója
E-mail: Peter.Jozan@ksh.hu

Hírek, események

Kinevezés. *Vukovich Gabriella*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke 2014. február 1-jei hatállyal *Varga Évát* nevezte ki az Elnöki főosztály Sajtó- és kommunikációs osztálya vezetőjének.

Jutalom. Közszolgálati jogviszonyban töltött ideje alapján jubileumi jutalomban részesült 2014. január és február hónapban 25 éves szolgálatért: *Juhász Csaba Lászlóné* (Pécsi főosztály); 35 éves szolgálatért: *Schepáczy György* (Informatikai főosztály); 40 éves szolgálatért: *Molnár Györgyné* (Pécsi főosztály).

Az Egyesült Nemzetek Szervezetének (ENSZ) Közgyűlése 2014. január 29-én fogadta el a „*Hivatalos statisztika alapelvei*” (Fundamental Principles of Official Statistics) című határozatot. A tíz pontba foglalt normagyűjteményben szereplő alapelvek a nemzeti statisztikai szervezetek munkájának iránytűjeként szolgálnak. Az ENSZ Statisztikai Bizottsága először 1993-ban, megújított változatát *Vukovich Gabriellának*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökének vezetésével 2013 februárjában fogadta el a Bizottság azzal, hogy kezdeményezni kell az alapelvek közgyűlési határozatba foglalását érvényesülésük elősegítése érdekében. Ennek nyomán nyújtotta be Magyarország az ENSZ Közgyűlésének a határozati javaslatot, amelyhez a New York-i állandó magyar ENSZ-képviselő diplomatái már a benyújtás előtt megszerezték a tagállamok közel egyharmadának aktív támogatását.

A dokumentum rögzíti egyebek mellett, hogy a hivatalos statisztika a demokratikus társadalom információs rendszerének nélkülözhetetlen eleme, a hivatalos statisztikai szervezetek feladata a gyakorlatban jól hasznosítható,

megbízható minőségű statisztika költségkímélő előállítására, és azok pártatlan hozzáférhetővé tétele mindenki számára. Elengedhetetlen, hogy a hivatalos statisztikai szolgálatok az adatok gyűjtése, feldolgozása, tárolása és közzététele során szigorúan szakmai megfontolások szerint járjanak el. Az adatok forrásának (közvetlen adatgyűjtés vagy már létező nyilvántartások) meghatározásakor szakmai, minőségi, költségkímélő szempontokat, valamint az adatszolgáltatók terhelését is szükséges mérlegelni. A statisztikai céllal gyűjtött személyes és egyedi adatokat szigorúan bizalmasan kell kezelni, és kizárólag statisztikai célra szabad felhasználni. Az Alapelvek között szerepel a két- és sokoldalú nemzetközi együttműködés fontossága, a nemzetközi összehasonlíthatóság biztosítása és a módszertani harmonizáció szükségessége is.

Együttműködési keretmegállapodást kötött 2014. február 7-én Szegeden a Szerb Köztársaság Statisztikai Hivatala (P3C) és a Központi Statisztikai Hivatal (KSH). Ennek értelmében a felek megegyezés szerinti területeken, elsősorban módszertani és minőségi kérdéseket érintően, az Európai Unió statisztikai jogszabályainak végrehajtásában, valamint infrastrukturális és szervezeti ügyekben működnek együtt. Ez a 2014. évben többek között az adatgyűjtésekben, a mezőgazdasági számlák összeállításában, a minőségbiztosításban, valamint az Európai Unióval való kommunikációban szerzett tapasztalatokra terjed ki. Ezen túlmenően a szerb hivatal bekapcsolódik a KSH Szegedi főosztálya és a Román Nemzeti Statisztikai Hivatal temesvári regionális központja közötti együttműködésbe is. A megállapodást különösen időszerűvé teszi, hogy Szerbia 2014. január 21-én megkezdte csatlakozási

tárgyalásait az Európai Unióval. Az okmányt szerb részről *Dragan Vukmirović*, a P3C elnöke, magyar részről *Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke írta alá.

„Érdekességek a szubjektív jóllét (well-being) magyarországi vizsgálatából” címmel rendeztek sajtóbeszélgetést 2014. február 4-én, a KSH-ban. *Németh Zsolt*nak, a hivatal társadalomstatistikai elnökhelyettesének rövid bevezetője után *Kincses Áron* osztályvezető tartott előadást a hazai eredményekről.

A Központi Statisztikai Hivatal Szegedi főosztálya is csatlakozott a „Házasság hete” elnevezésű országos rendezvénysorozathoz.

Ennek keretében *Kocsis-Nagy Zsolt* főosztályvezető 2014. február 14-én, a szegedi Katolikus Házban bemutatta a hivatal „A gyermekvállalás társadalmi-gazdasági hátterének területi jellemzői” című kiadványát. Előadása után pódiumbeszélgetésre került sor, ahol nagyszámú érdeklődő előtt *Balogh Barnabás* baptista lelkipásztor, *Keszeli Sándor* pasztorális szakember, *Kocsis-Nagy Zsolt* és *Tunyogi József*, a Szegedi Tudományegyetem mestertanára fejtették ki véleményüket a családról, valamint a munkaerő-piaci jellemzők, a jövedelmi helyzet, a családpolitika és a területi fejlettség termékenységre és családszerkezetre gyakorolt hatásairól. A beszélgetést *Márok Tamás*, a városi televízió munkatársa vezette.

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

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

Cancun, Mexikó. 2014. július 14–18.

A Nemzetközi Bayesi Elemzési Társaság 12. Világkonferenciája. (*12th World Meeting of the International Society for Bayesian Analysis.*)

E-mail: program-council@bayesian.org
Honlap: www.isba2014.eventos.cimat.mx

Buenos Aires, Argentína. 2014. július 28.–augusztus 1.

37. konferencia a sztochasztikus folyamatokról és alkalmazásairól. (*37th conference on Stochastic Processes and their Applications.*)

E-mail: spa.conference.2014@gmail.com
Honlap: mate.dm.uba.ar/~probab/spa2014/

Boston, Massachusetts. 2014. augusztus 2–7.

Az Amerikai Statisztikai Társaság, a Nemzetközi Biometriai Társaság, a Nemzetközi Kínai Statisztikai Társaság, a Nemzet-

közi Indiai Statisztikai Társaság, a Nemzetközi Bayesi Elemzési Társaság, a Koreai Nemzetközi Statisztikai Társaság, a Királyi Statisztikai Társaság, valamint a Kanadai Statisztikai Társaság 2014. évi közös ülései. (*2014 Joint Statistical Meetings held jointly by the American Statistical Association, the International Biometric Society, the Institute of Mathematical Statistics, the International Chinese Statistical Association, the International Indian Statistical Association, the International Society for Bayesian Analysis, the Korean International Statistical Society, the Royal Statistical Society and the Statistical Society of Canada.*)

Honlap: www.amstat.org/meetings/jsm.cfm

Genf, Svájc. 2014. augusztus 19–22.

21. Nemzetközi Számítógépes Statisztikai Konferencia és a Nemzetközi Számítógépes Statisztikai Társaság Világkonferenciája. (*21st International Conference on*

Computational Statistics and International Association for Statistical Computing World Conference.)

Honlap: www.compstat2014.org/

Bécs, Ausztria. 2014. augusztus 24–28.

A Nemzetközi Klinikai Biostatistikai Társaság 35., éves konferenciája. (*35th Annual Conference of the International Society for Clinical Biostatistics.*)

E-mail: iscb2014@aimgroup.eu

Honlap: www.iscb2014.info

Linköping, Svédország. 2014. augusztus 24–28.

Nemzetközi konferencia a lineáris statisztikai következtetéseméleti tendenciákról és perspektívákról. (*International Conference on Trends and Perspectives in Linear Statistical Inference.*)

Információ: *Martin Singull*

E-mail: linstat2014@mai.liu.se

Honlap: www.mai.liu.se/LinStat2014/

Könyvszemle

Krugman, P.:

Élég legyen a válságból! – MOST!

Akadémiai Kiadó. 2012. Budapest.
(End This Depression – NOW!) – W. W.
Norton Company. 2012. New York, London.

Ha létezik „közgazdasági bestseller”, a Nobel-díjas amerikai közgazdász *Paul Krugman* könyvét bizvást ide sorolhatjuk. A cím imperatív hangneme itt-ott a könyvben is felbukkan, de nem olyan mértékben, hogy úgy éreznénk, a szerző rá akarja erőltetni az olvasóra saját mondanivalóját. Már az előszó címe is segélykiáltás: „Hát akkor mármost mit tegyünk?”, az első fejezeté pedig: „Ilyen rosszul áll a szénánk?”. Tárgyalási módszere annyiban sajátos, hogy a kedvezőtlen jelenségeket – mint amilyen az infláció vagy a súlyos jövedelemegyenlőtlenség – részletesen, az okok sokoldalú leírásával tárgyalja, a kiutat azonban az utolsó fejezetekre hagyja. Így az olvasóban egyre sötétebb elképzelések alakulnak ki a világról, és csak a későbbi fejezetek nyújtanak némi vigaszt.

A könyv a válságot, annak jellegét, mértékét nagyrészt az Egyesült Államok szemszögéből vizsgálja. Ez mit sem csökkenti a mű értékét, a megállapítások érvényességét, mégis szem előtt kell tartanunk, hogy az Államok gazdasága sok mindenben – például fejlettségben, tradíciókban – különbözik bolygónk más országaitól. Így a véleményeket, megállapításokat némi óvatossággal kell kezelni, különösen, ha gyakorlati következtetéseket akarunk levonni az olvasottakból. Gondoljunk például az „economy of scale” (mértgazdaságosság)

fogalmára, hiszen a világ egyik legnagyobb és leggazdagabb országáról van szó (hagyjuk most figyelmen kívül az észak-dél különbségeket).

Válságról lévén szó, az első fejezetekben nagyon szomorú tények kapnak erős megvilágítást, ennek megfelelő emocionális kommentár kíséretében. A fő jellemzők: álláshiány, romba dőlő életek, a jövő elvesztegetése, a két-ségbeesés politikája és végül egy kis vigasztként: „Ne adjuk fel!”. Egyelőre nem is kell, mert olyan fejezetek következnek, amelyeket „fogalomelrendező” részeknek nevezhetnénk, és ezek egyike „A válság gazdaságtana” (szerintem a tizenhárom fejezet nagyobb részére ráillik ez a felirat). Ebben a fejezetben néhány alapelv jelenik meg, amely – helyenként más-más elnevezéssel – végigvonul a könyvön. Ezek között vannak közismertek, mint például „*a te kiadásod az én bevétel, az én bevétel, a te kiadásod*”. Amennyire közhelynek látszik, annyira igaz, és nem árt feleleveníteni. A nagyobb nyomaték kedvéért a szerző hozzá is fűzi: „Hát nem nyilvánvaló?” Nem mindenki számára; ezért aztán később olyan magyarázatban jut kifejezésre, mint „ha az egyszerű állampolgárok kevesebbet költenek, és az állam is kevesebbet költ, akkor ki fogja megvásárolni az amerikai termékeket?”

(Nem mellékesen: a fogalmakból levezetett definíciók tárgyalása során itt-ott olyan megállapításokkal is találkozunk, amelyek közvetlenül vagy közvetve a statisztikában használt definíciókat is érintik, de nem, vagy hiányosan tükrözik a fogalmat. A könyv szerint például azok tekintendők munkanélkülieknek, akik munkát keresnek; ha ezt a kört elfo-

gadjuk, akkor azok, akik azért nem keresnek munkát, mert nincsenek állásajánlatok, kimaradnak a számításból.)

Az eddigiekben bemutatott tények okait, hátterét tárgyalja „A válság gazdaságtana” című fejezet, amelyben már alapvető szerepet kap a gazdaságelmélet, jórészt *John Maynard Keynes* – aki a leggyakrabban hivatkozott (és legkevésbé bírált) közgazdász-tudós a könyvben – „Az 1930-as évek nagy gazdasági válsága” (*The Great Slump of 1930*) című alkotásában tulajdonképpen megalapozta a gazdasági válságok közgazdaságtanát. Ebbe az elméleti keretbe illeszkedik Keynes kortársainak, például *John Hicks*nek és *Irving Fisher*nek (utóbbinak egy jeles indexformulát is köszönhetünk) felismerése, amely szerint a válságnak nem kellett volna bekövetkeznie, továbbá, hogy az alapvető ok a *kereslet* oldalán található. A legfontosabb összefüggés, és a könyvben újra és újra felbukkanó szabály („A te kiadásod...”). Figyelemreméltó, hogy olyan öntörvényű és sokat vitatkozó szerző, mint *Krugman* ilyen erősen kötődik egyetlen iskolához (még akkor is, ha nem „akármilyen” iskoláról van szó). Más szóval: nem tartozik az „eklektikusok” közé. De nem fordul el más elméletektől sem, legalább egy-egy gondolat, állítás vagy közelítés erejéig.

Krugman „statisztikai világa”

Folyóiratunk sokkal szélesebb perspektívájú annál, semhogy idegenkedne a nem alapvetően statisztikai tárgyú, ám a statisztikát (bizonyító, vagy illusztráló eszközként) használó művektől. A könyvről nem mondhatjuk, hogy adatokkal, táblázatokkal, bonyolultabb statisztikai formulákkal lenne teli, de amit előad, ahhoz jócskán felhasználja a statisztika (inkább egyszerűbb, mint bonyolultabb) eszközeit. Ezek nagyobb részt illusztráló, kevésbé bizo-

nyító jellegűek, de e két funkció között amúgy sem nagyon élesek a határok. Példaképpen tekintsünk egy – 1947-tel kezdődő és aránylag hosszú – idősort, amely a családi jövedelmek nagyságát tartalmazza.

1. táblázat

Egy család átlagos évi jövedelme az Egyesült Államokban 2010. évi áron (ezer dollár)

Év	Átlag	Felső 1 százalék
1947	30	480
1955	37	490
1965	46	520
1975	59	500
1985	68	800
1995	70	1 000
2005	82	1 580

Erre a két idősorra „csak rá kell nézni”, hogy benyomásunk legyen a jövedelmkülönbségek mértékéről és szinte határt nem ismerő növekedéséről. Azt is látjuk, hogy *Krugman*, ha nem is továbbfejlesztője, de sokoldalú felhasználója a statisztikának (márpedig a statisztika művelői mindig nagy figyelmet fordítottak arra, hogy kik, mire és hogyan használják fel a „terméket”).

Egy másik jellegzetes példája a „*Krugman-statisztikának*”: évezredünk-évszázadunk első dekádjában (2000–2011) vagyunk, éppen egy élénkítési program van az államvezetés napirendjén. *Krugman* szkeptikus az akció sikerét illetően, mert úgy véli, hogy a „csomag” nem elég a célok eléréséhez. Ezt a véleményét egyszerű eszközökkel igazolta: az évtizedet két részre osztotta (2000–2007 és 2007–2011 közöttire), továbbá kiemelt két tételt: a szociális kiadásokat és az egészségbiztosítást.

2. táblázat

*Egyes jóléti kiadások mértéke
az állami kiadások százalékában*

Év	Szociális	Egészség- biztosítási	Egyéb
	kiadás		
2000–2007	6	7	6
2007–2011	18	9	6

Az első időszakban majdnem teljes volt a foglalkoztatás, a másodikat már erősen befolyásolta a válság, amely szükségessé tette a szociális kiadások jelentős növelését a szoros értelemben vett szegénység enyhítése érdekében. Ilyen és hasonló példák, valamint a hozzájuk kapcsolódó kommentárok, elméletek végigkísérik a könyvet, jelölve annak, hogy Krugman és a statisztika „jól megfér egymással”.

A válság jellege

Válság és válság között jelentős különbségek vannak. Válságonként más és más lehet a kialakulás oka, más a lefolyása és a következménye. A „napirenden” levő válság elemzésének alap gondolata: „a kereslet az oka mindennek” (mármint a kereslet hiánya). Bővebben: a fogyasztók, a vállalkozók és a kormányzat nem költ eleget. A jelenlegi válságban a kiindulás az ingatlanvásárlás erőteljes visszaesése volt, ezt követte a vállalkozások befektetései csökkenése, ami magával hozta a foglalkoztatás mérséklődését, összességében pedig a kereslet drámai mértékű visszaesését. Mindezek mögött a már idézett „...a te kiadásod az én bevétel...” tétel érvényesülése állt.

Ezt a modellszerű leírást Krugman az ún. „likviditási csapda” bemutatásával egészíti ki. A kiindulási pont az elmúlt évtized közepe, amelyet erős építőipari és élénk fogyasztási ki-

adások jellemeztek. Ezek mögött azonban irracionális várakozások álltak, és ennek napfényre kerülésével „kipukkadt a léggömb”. A recesszió 2007 végén indult el, és a könyv megírásának idején még tartott.

A folyamatban jelentős az Egyesült Államok központi bankjának (Federal Reserve System – FED) sokoldalú szerepe; ehhez olyan lépések tartoztak, mint a kereskedelmi bankoknak nyújtott kölcsönök, a pénzkínálat növelése, a kamatlábak csökkentése és más intézkedések (amelyek felsorolása túlterhelné gondolatmenetünket). Mindezek azonban nem tudták megállítani a válságot, annak minden következményével – a hitelek visszafogásával, a gazdaság pangásával – együtt, amelyek közül legsúlyosabb a munkanélküliség és ezzel a szegénység növekedése.

(Nem lehet a recesszió annyira tragikus, hogy ne kísérmé némi humor. A makrogazdászok körében kialakult két csoport: egyik, a keynesi gazdaságelmélet hívei történetesen a tengerparti vidék egyetemén dolgoztak, ők lettek a „sósvízi közgazdászok”, szemben az „édesvízi közgazdászokkal”, akik főleg az ország belső területein levő intézményekhez tartoztak, és szemben álltak a keynesi iskolával.)

Kirándulás Európába

Krugman ízig-veéig amerikai közgazdász, érdeklődése mégsem áll meg az óceán partjainál. Tisztán látja, hogy a „világgazdaság” akkor is egység, ha tagjait nagy távolságok, természeti és politikai határok választják el egymástól. Ez az egység jórészt a válságra is vonatkozik; az óceán elválaszthatja ugyan az amerikai és az európai kontinenst egymástól, egy ideig még a gazdasági, szellemi és más jelenségek is lehetnek „sajátosak”, a távolság azonban csak ideig-óráig állhat a hatások áramlásának útjába.

A válság európai „verziójának” elemzéséről szóló fejezetnek Krugman – nem kis iróniával –

az „Eurodämmerung” („Európa alkonya” vagy „Az euró alkonya”) címet adta. Mivel nem minden olvasó operabarát, ez a cím némi magyarázatot kíván: a szó eredetije „Götterdämmerung” („Istenek alkonya”). Ez a címe *Richard Wagner* hatalmas opera-tetralógiája (négy estén át előadandó, összefüggő cselekményű műve) negyedik darabjának.

Mint tudjuk, 1999. január 1-jétől az euró lett az Európai Unió közös pénzneme; e közös pénzt használó országok összességének neve eurózóna. A közös valuta bevezetése már az integráció magas fokára utal. Krugman „Bajok a közös pénzzel” cím alatt már alapos bírálatokat juttat kifejezésre az euróval szemben. (A fejtegetés azonban figyelmen kívül hagyja, hogy nem minden EU-ország – közöttük Magyarország sem – tagja az eurózónának.) A fejezetet olvasva egyre világosabbá válik, hogy – enyhén szólva – nem kifejezetten barátja az eurózónának. Ennek érdekes példáját mutatja be az „Euróbuborék” című táblázat. Ez a példa az euróövezet legkevésbé „nyertes” öt országát (Portugáliát, Írországot, Olaszországot, Görögországot, Spanyolországot – PIIGS) állítja szembe Németország adataival a külkereskedelmi egyensúlyhiány tükrében.

3. táblázat

Az európai külkereskedelmi egyenleg
(százalék)

Év	Németország	PIIGS-országok	Eltérés
2000	-20	-40	-20
2002	+40	-50	-90
2004	+130	-100	-230
2006	+200	-200	-400
2008	+210	-300	-510
2010	+190	-190	-380

Megjegyzés. Többit (+), hiány (-).

Az évezred elején Németország és a PIIGS-csoport egyenlege is enyhén negatív volt, majd irányuk – előbb lassan, majd egyre gyorsabban – szétvált. Németország maximum éve 2007 (+250), a PIIGS-csoport minimum pontja 2008-ban (-300) volt. A „buborék” (Krugman egyik kedvenc kifejezése; helyenként „lufiként” szerepel a magyar szövegben) ezt követően is megmaradt, de némileg kisebb lett.

A szerző – már említett „statisztikai világa” nemcsak sokoldalú és ötletes felhasználást, hanem – szerény mértékben továbbfejlesztést is fel tud mutatni. Az egyik alfejezet címe: „Korrelációs gondok.” Krugman mint írja: „Azt gondolnánk, hogy ha meg akarjuk becsülni, hogyan hatnak az állami kiadások a gazdaságra, akkor egyszerűen csak meg kell néznünk a korrelációt a kiadások mértéke és a többi változó – például a gazdasági növekedés és/vagy a foglalkoztatás – között.” De „...néha még azok is összekeverik a korrelációt az ok-okozati összefüggéssel, akiknek igazán ismerniük kellene a kettő közötti különbséget.” Példa az adóhányad (adók/GDP) és a munkanélküliség összefüggése.

4. táblázat

Az adóhányad és a munkanélküliségi ráta alakulása az Egyesült Államokban
(százalék)

Év	Adóhányad	Munkanélküliségi ráta
2000	20,6	4,0
2003	16,2	6,0
2007	18,5	4,6
2010	15,1	9,6

A táblázat szerint a magas adók éveiben alacsonyabb volt a munkanélküliség és vice-versa; ebből pedig az a téves következtetés vonható le, mely szerint magas adókkal csökkenteni lehet a munkanélküliséget. Krugman itt nem a korrelációs számítás ellen, hanem a he-

lyes értelmezés mellett száll síkra. Nem mind-egy, hogy milyen változókat állítunk egymás mellé. Az adóhányad és a munkanélküliség nem „összeillő pár”. Nyilván „harmadik” (vagy még több, de nehezen azonosítható) tényező zavarja meg a képet, olyanok, amelyeket nehéz azonosítani.

A példa azonban csak kisméretű jelzése a „korrelációs gondoknak”. Az igazi „nagy” kérdések egyike a gazdaságpolitikai irányvonalak változása és annak hatása. Ezek vizsgálata azonban szinte lehetetlen, mert ehhez olyan helyzetek tanulmányozására lenne szükség, „ahol egész biztosak lehetünk abban, hogy az állami kiadások változása nem a gazdasági fejlődés következménye”. „De hogyan alakulnak ki ilyen kísérletek? Sajnos leginkább katasztrófák nyomán – ezek lehetnek háborúk, háborús fenyegetések és költségvetési krízisek –, amelyek a gazdaság állapotától függetlenül kiadáscsökkentésre kényszerítik az államot.” (282. old.)

Megoldások, lehetőségek

A könyv „Mit kell tenni” és a már ismert „Elég legyen a válságból” címek alatt megoldási módozatokat mutat be; úgy is felfoghatjuk, hogy a múlt és a jelen tárgyalása után a közeljövővel foglalkozik (nem kisebb szenvedéllyel, mint az eddigi részekben). Egyik leg-súlyosabb témája a gazdaságélénkítés. Emlé-kezteti az olvasót a könyv előző részein végig-vonuló „a te kiadásod az én bevételem, az én kiadásom a te bevételed” alapelvre. A „Mit kell tenni” rész inkább összefoglaló, a hang-súlyok megerősítése, az „Elég legyen...” vi-szont újabb javaslatoknak ad hangot.

A „Mit kell tenni” elején például a követ-kezőket olvashatjuk: „A vizsgálatokból világosan és egyértelműen kiderül, hogy az állami kiadások változásával egyező irányban fordul el a termelés és a foglalkoztatottság”. Majd felteszi a kérdést: „Mi történt volna, ha az ál-lamok és az önkormányzatok nem kényszerül-nek megszorításra?” Hiszen a foglalkoztatás

mértéke 2008-2009-ig töretlenül növekedett, ekkor azonban ez a folyamat megtört, pedig az extrapoláció húsz és félmillió foglalkoztatottat ígért, végül azonban tizenkilenc és negyed millióval kellett beérni. Hasonló veszteség ter-heli például a szektorok költési lehetőségeit.

Bírálatban – mondhatnánk szemrehányás-ban – részese az Egyesült Államok központi bankja, a FED, olyan lépések elmaradásáért, amelyek gazdaságélénkítő hatásuk révén meg-előzhetők – később pedig enyhíthetők – volna a válság hatásait. Jellegzetes neurotikus pont az ún. „lakásügy”: a válságot megelőző időpontban erőteljes volt a hitelre való lakásvásárlás, minek következtében magasra szökött az adósság; az adósságcsökkentő próbálkozások pedig nem váltak be. Az ilyen és ehhez hasonló tények nagymértékben nehezítették a kibontakozást.

Az „Elég legyen a válságból” című rész jellegzetes „Krugman-sorokkal” kezdődik: „Semmi sem olyan sikeres, mint a siker” és ennek megfelelően: „A szakértők mindig rendkívül magabiztos kijelentéseket tesznek arról, hogy mit akarnak, miben hisznek az amerikai választók, és a közvélemény ilyen ál-lítólagos megnyilvánulásait gyakran arra hasz-nálják, hogy félresöpörjék a nagyobb politikai irányváltásról szóló javaslatokat.”

A könyvet „erkölcsi imperatívusz” zárja, amelyben – végre – némi optimizmus is fel-csendül: „...tény, hogy birtokában vagyunk mind a szükséges tudásnak, mind a megfelelő eszközöknek, amelyekkel kikerülhetünk ebből a válságból. Rendelkezésünkre állnak azok az időtálló közgazdaságtani elvek, amelyek érvé-nyességét csak tovább erősítették a közelmúlt eseményei. Tehát nincs más dolgunk, mint al-kalmazni ezeket, és akkor nagyon gyorsan el-érhetnénk a teljes foglalkoztatottságot, való-színűleg kevesebb, mint két év alatt.” Legyen ez a gondolat jelen írás kicsengése.

Dr. Szilágyi György

a közgazdaság-tudomány doktora,
Laureatus Academiae
E-mail: szileiler@t-online.hu

Folyóiratszemele

Davidian, M.:

A statisztika nemzetközi éve: ünnepelés és irányműltás

(The International Year of Statistics: A Celebration and a Call to Action.) – *Journal of the American Statistical Association*. 2013. évi 108. évf. 504. sz. 1141–1146 old.

2013 a statisztika nemzetközi éve volt, ami e diszciplína tudományban és társadalomban betöltött szerepének elismerését jelenti. A statisztika az egészségügy fejlesztésében, a környezeti problémák megértésében, az üzleti döntéshozatali eljárásokban, a kormányzásban, életünk minden folyamatában jelen van. A nemzetközi év alkalmat adott arra, hogy a statisztikatudomány eredményeit megosszák a kutatókkal, a gazdasági vezetőkkel, a kormányzati döntést hozó szakemberekkel, az egyetemi/főiskolai hallgatókkal, a médiával és a nyilvánossággal. A statisztika és a statisztikai gondolkodás tudatosságának emelése remélhetően vonzani fogja az egyetemi/főiskolai hallgatókat e tudományterület tanulmányozására, melynek ismerete nélkülözhetetlen ebben az új, adatvezérelt korban.

A szerző a megérdemelt ünnepelés mellett arról is szól, hogy a statisztika útelágazáshoz érkezett. A média és az egyetemi/főiskolai hallgatók statisztika iránti kitüntetett figyelme nem vakíthat el senkit, mert a statisztikatudomány alig van jelen a most alakuló nagy adatállományok (big data) vizsgálatában és az adattudományban (data science). Az ünnepelés egyben kiáltás is a statisztika művelőihez, mert váltani kell a statisztika megújulásáért, szerepének kibővítéséért. Ebben a szerző, mint az Amerikai Statisztikai Társaság (American

Statistical Association – ASA) elnöke, szervezetének jelentős szerepet tulajdonít.

2009-ben a *The New York Times* egyik cikke „A mai egyetemistáknak csak egy szó: statisztika” címmel jelent meg, ami arra utalt, hogy „adatrohammal” teli világunkban a statisztika iránti növekvő érdeklődés szinte törvényszerű. A Google vezető közgazdásza szerint a következő tíz évben a statisztikus foglalkozás lesz az egyik legvonzóbb („sexy job”). 2012-ben szintén a *The New York Times* „Mi teszi a statisztikusokat ilyen népszerűvé?”, a *Boston Globe* „A statisztika vonzerejének növekedése” című cikke és a *The Wall Street Journal* több írása foglalkozott a statisztika helyzetével. Ez utóbbi orgánium 2012 decemberében cikket jelentetett meg a statisztika jelentőségéről és a statisztikai műveltségről, mintegy elindítva a diszciplína nemzetközi évét. 2013-ban számos egyetemen és főiskolán a korábbinál jóval nagyobb számban vették fel vizsgatárgynak a statisztikát.

2012-ben megjelent egy nagy hatású könyv „A jel és a zaj: az előrejelzések jó része miért nem válik be, míg mások igen?” címmel, amely ráirányította a média és a nyilvánosság figyelmét a statisztikai adatok elemzésének fontosságára.

Nemcsak a média, hanem a tudományos folyóiratok (így például a *Nature* 2012. február 9. száma) is foglalkoznak a statisztikatudománnyal, megállapítva azt, hogy hiányoznak olyan hozzáértő statisztikusok, akik meg tudnának birkózni a genomika adatállományának kihívásaival; hangsúlyozzák, hogy a statisztikai szakértelem napjainkban sokkal értékesebbé válik, mint valaha volt.

Nem tűnik túlzásnak tehát *Davidian* elnök következtetése, hogy a statisztikusok válhat-

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

nak a jövő legkeresettebb szakembereivé, tudásukra a jelenleginél is nagyobb szükség lesz a tudományos, a gazdasági és a társadalmi életben. A statisztikusok nem maradhatnak ki a nagy adatállományok és az adattudomány létrehozásából és működtetéséből sem.

A big data állományok nagy tömegűek, komplexek, átfogók, amelyeknél a hagyományos adatkezelési, feldolgozási, elemzési eszközök keresztlühivetlenek. Ilyen adatok keletkeznek az üzleti életben, a tudományos kutatásban, a kormányzásban, a genomikában, a meteorológiában, a csillagászatban, a katonai alkalmazásokban és sok más területen. A data science az informatika, a matematika, az adatok képi megjelenítése, az eszközzel tanulás, az adatkezelés és a statisztika keveréke, amely gyakran összefüggésben van a big data-val. Gyakorlói így nemcsak adatelemzők, hanem innovatív problémamegoldók is, akik hozzáértően kezelik és dolgozzák fel a nagytömegű adatállományokat. Mivel az ehhez szükséges ismeretek általában meghaladják egy ember képességeit, ezért interdiszciplináris teamekre van szükség, amelybe természetesen beletartozik a statisztikus is.

Az Egyesült Államok Tudományos Akadémiája (National Academy of Science) egy jelentésében („A nagy tömegű adatállományok elemzésének határai”) így fogalmaz: statisztikai szigorúság szükséges ahhoz, hogy igazolni lehessen azt az ugrást, amely az adatoktól az ismeretekig terjed a nagy tömegű adatállományokban. Új kutatásokra van szükség a statisztikai modellezésben, elemzésben és az eredmények megjelenítésében.

Davidian nagy problémának tartja, hogy a big data-val és a data science-szel kapcsolatban megjelent tanulmányokban szinte soha nem jelenik meg a statisztika, illetve a statisztikus szó. Az előbbieket művelői a statisztikát nem tartják tudománynak, inkább csak eszközök tárának tekintik.

A *The New York Times* 2013 áprilisában az adattudományt már létezőnek harangozta be

(amit feltörekvő akadémiai diszciplínaként mutatott be). Az egyetemek feladata már csak az, hogy pontosan definiálják e tudományt, és meghatározzák tantervét. A statisztikát e cikk éppen csak megemlíti, melynek ismeretei hasznosak lehetnek az adattudomány művelésében.

A neves egyetemek statisztikai tanszékeinek teljes mellőzésével formálódik a data science és a big data létrehozása, amit a szerző teljességgel elfogadhatatlannak tart. Egy neves statisztikus így fogalmazta meg kételyeit: „úgy beszélnek az emberek az adattudományról, hogy figyelmen kívül hagyják a tényeket, mert már létezik egy olyan tudomány (a statisztika), amely az adatok elemzésével foglalkozik”. Davidian a statisztikai tanszékek teljes kiszorítását is elképzelhetőnek tartja, ha nem lépnek be agresszíven a data science arénájába.

2013 márciusában az Obama-kormány a big data kutatásokat és fejlesztéseket 200 millió dollárral támogatta. A Nemzeti Egészségügyi Intézet létrehozta a data science igazgatóhelyettesi munkakört, és 24 millió dollárt különített el éves költségvetéséből big data kutatásokra. 2011. február 11-én a *Science*-ben megjelent egy tanulmány, melyet a Tudomány Fejlődéséért Amerikai Társaság (American Association for the Advancement of Science – AAAS) publikált. E szervezet a világ legnagyobb (120 ezer tagot számláló) általános tudományos társasága, a *Science* pedig a Föld legnagyobb presztízsű tudományos lapja. Az AAAS egyik vezetője bátorítja a statisztika művelőit, vívják meg harcut a különböző területek kutatóival arról, hogy a statisztika nem csak az elemzési eszközök tárházát jelenti.

2011-ben a McKinsey Global Institute tanácsadó cég arról adott hírt, hogy számításai szerint 2018-ig csak az Egyesült Államokban további legalább 190 ezer komoly felkészült, adatelemző munkatársra lesz szükség. Nem vitatható, hogy közülük a legtöbbnek sta-

tisztikusnak vagy nagyon erős statisztikai háttérrel rendelkező szakembernek kell lennie.

Davidian szerint a feladat egyrészt az, hogy folytassák eddigi munkájukat a velük együttműködőkkel, a kutatókkal és az egyetemi/főiskolai hallgatókkal diszciplinánk megerősítéséért, beleértve a graduális programok teljesítését is. Másrészt kívánatos, hogy jelen legyenek a big data/data science projektek megalapozásánál. A szerző támogatja azt a kongresszusi javaslatot, hogy töröljék el az amerikai közösségi felvételt (American community survey – ACS), melyet az Amerikai Népszámlálási Hivatal (U.S. Census Bureau) hajt végre. Az ACS kis mintán végez adatgyűjtést minden évben a kérdések sorozatának részletes feltevésével. A lakosság számára a válaszadás kötelező, a felvételre 400 milliárd dollárt fordítanak évente (a recensens szerint itt sajtóhiba történt, milliárd helyett millióról lehet szó). Eredményeit leginkább a magáncégek használják fel terveik és projektjeik elkészítésére. Az egyik parlamenti képviselő szerint az egy személyre jutó 70 dollár miatt az összeírás nem költségghatékony, ráadásul nem is tudományos felvétel.

Az ASA a második legrégebb ilyen szervezet az Egyesült Államokban, amit 1839-ben alapítottak Bostonban. Csak az Amerikai Filozófiai Társaság idősebb, amely *Benjamin Franklin* vezetésével 1743-ban jött létre. Az ASA 2014-ben ünnepli fennállásának 175. évfordulóját. A társaságnak 19 ezer tagja van a világ 90 országában, ezzel a Föld legnagyobb statisztikai közössége. A „statisztika nagy sátrát” kívánják létrehozni, ami mindenkit szolgál, aki foglalkozik és/vagy felhasználja a statisztikát. Az előbbi célon túl megalkották „A statisztika átláthatóságának növelése” című tervet is. Az ASA tudománypolitikai szerepének hangsúlyozása a stratégiai terv részévé vált, az ASA-n belül tudománypolitikai igazgatói tisztséget hoztak létre. E tisztségviselő

egyik első feladata volt, hogy tehetséges statisztikusokat vigyen a kongresszusba, megtaníttani az alkalmazottakat a statisztika alapelveire. Ugyanő biztosította az ASA-vezetők részvételét a big data workshopokon. Hangsúlyozta a statisztika fontosságát az adattudomány létrehozásában kulcsszerepet betöltő szakértők előtt. Erőfeszítései nyomán az AAAS-vezetők egy része is a statisztika pártolójává vált.

Az AAAS-nek 24 szekciója van, melyből az „U” a statisztikáé, 2012-ben ünnepelte fennállásának 50. évfordulóját. Fontos szerepe van e szervezetnek abban, hogy a statisztika legjobb szakértői kapcsolatba kerülhessenek az újságírókkal, akiknek írásai szakértelem híján félretájékoztathatják az olvasókat. Egy másik javaslat az, hogy a legjobb szakértők írjanak blogot a statisztikáról.

A nemzetközi év alkalmából létrehoztak egy website-ot <http://www.statistics2013.org>. www.statistics2013.org, mely naprakészen ad információkat a statisztikai tárgyú tanulmányokról, blogokról, tanári segédletekről és karrierlehetőségekről. 2013 novemberében Londonban tervezték megtartani a statisztikatudomány jövője című munkaülést. A „Statisztika 2013” megünneplésében kétezer szervezet jelezte részvételét. A szerző javasolja mindenkinek, aki teheti látogasson el Cary-be (Észak-Karolinába), ahol a SAS-kampuszon meggyőződhet (zászlók erdeit látván is) a statisztika erős jelenlétéről. Az üzleti szektor vezetői és a data science gurujai már felkeresték ezt az intézményt. Az is a nemzetközi év jelentőségét emeli, hogy egy matematikából PhD-fokozatot szerzett kaliforniai képviselő előadást tartott a statisztikáról a Capitoliumban.

Az ASA „Statisztikai elemzés és adatbányászat” (*Statistical Analysis and Data Mining*) címmel 2008-ban lapot alapított, amelynek középpontjában az adatelemzési problémák állnak, szoros kapcsolatban a nagy tömegű, komplex adatbázisokkal. Az ASA

fontosnak tartja, hogy a legjobb statisztikusok és a big data/data science meghatározó képviselői között párbeszédet kezdeményezzen, amelynek igazi célja a közös munkában remélt együttműködés lenne. A statisztikusoknak adattudományi ismereteket kellene tanulni, a másik oldalon állóknak pedig statisztikát és statisztikai gondolkodást. Az ASA szerint a kölcsönös egymáshoz közeledés hozhat gyümölcsöző eredményeket.

Hajnal Béla

kandidátus, a Debreceni Egyetem és a Nemzeti
Közszolgálati Egyetem habilitált főiskolai tanára
E-mail: hajnal.bela@foh.unideb.hu

Sylla, N. S.:

Mérni a munkafelhasználás problémáit a fejlődő országokban: a munkanélküliség fogalmának korlátai

(Measuring Labour Absorption Problems in Developing Countries: Limitation of the Concept of Unemployment.) – *International Labour Review*. 2013. évi 152. évf. 1. sz. 27–41. old.

Jóllehet a munkanélküliségi rátát széles körben használják a munkaerőpiac, illetve a gazdaság általános állapotának jellemzésére, ez az egyik legellentmondásosabb, illetve legtöbbet kritizált mutató. Maga az, hogy ki tekinthető munkanélkülinek, illetve gazdaságilag aktívnak, részben definíciós kérdés. A szerző cikkében a standard munkanélküliségi rátát veszi nagyító alá, és a fejlődő országok gazdasági sajátosságainak megfelelő alternatív ráták segítségével kísérli meg bemutatni használatának korlátait a világ e szegmensében.

Módszertani és számbavételi gondok

A hagyományos munkanélküliségi rátával szembeni legfőbb kritika, hogy az csak döntő-

en teljes munkaidősben és alkalmazotti formában történő munkavégzés esetén képes egyedüli mutatóként megfelelően jellemezni a munkaerőpiac állapotát. Ettől eltérő körülmények esetén olyan kiegészítő kategóriák bevezetésére is szükség van, mint az alulfoglalkoztatás (time related underemployment) vagy a nem megfelelő foglalkoztatás (inadequate employment). A 13. Nemzetközi Munkaügyi Statisztikai Konferencián (International Conference of Labour Statisticians – ICLS) elfogadott hármas kritérium értelmében munkanélküli az, akinek nincs munkája, rendelkezésre áll, azaz képes munkába állni, vagy önállóként dolgozni, és keres is munkát. A fejlődő országokban, ahol a munkaerőpiacnak csak kisebb része tekinthető szervezettnek, a munkakeresés kritériuma nem igazán értelmezhető. További gond – ami viszont a fejlett országokra is igaz –, hogy a standard munkanélküliségi ráta alulbecsli a tényleges munkaerő-kínálatot, mivel a munkanélküli kategóriából kimaradnak a dolgozni szándékozó inaktívak éppúgy, mint a csak minimális órászámban és elégtelen jövedelemért dolgozó foglalkoztatottak.

A dolgozni szándékozó inaktívakat az Egyesült Államok Munkaügyi Statisztikai Hivatalának terminológiája elbátortalanodottaknak (discouraged) nevezi, s a hozzátartozó definíció szerint ők azok, akik szeretnének dolgozni, de azért nem részei a munkaerőnek (a gazdaságilag aktívoknak), mert különböző okokra visszavezethetően úgy vélik, hogy amennyiben keresnének, nem találnának munkát. A fejlődő országokban a munkakeresés definíciójának következetes alkalmazása esetén az említett réteg meglehetősen széles, ezért torz munkanélküliségi helyzetképet eredményez, ha csak a normál munkanélküliségi rátára hagyatkozunk. 2004-ben Dél-Afrikában például a munkanélküliség ráta 28 százalékot tett ki, viszont beszámítva az elbátortalanodottakat is, ennek közel másfélszerese (41%) volt. Több szakértő ezért a kiterjesz-

tett definíciójú ráta használatát javasolta, arra hivatkozva, hogy az elbátortalanodottak még a normál munkanélkülieknél is rosszabb helyzetben vannak, illetve az összes dolgozni kívánó száma az, ami meghatározza a helyi bérszínvonalat. A másik, munkaerő-piaci szempontból kritikus csoportot az elégtelen munkával rendelkezők jelentik. Annak, hogy az Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (International Labour Organization – ILO) foglalkoztatottnak tekint mindenkit, aki a referenciahéten legalább egy órát dolgozott, több oka is van. Az egyik, hogy ez a legtágabb kategória, amelyen belül a foglalkoztatottak megfelelő alkategóriákba rendezhetők, a másik, hogy ez ellentétes azzal, ha valaki semmilyen jövedelemszerző munkát nem végez, illetve ez felel meg a nemzeti számla fogalmi rendszerének. Az egyórás kritérium alkalmazása nem is problémás ott, ahol a foglalkoztatás jellemzően teljes munkaidős keresettel ellentételezett munkát jelent, viszont erősen torzít ott, ahol a munkavégzés egy részét pénzzel nem ellentételezik.

Az afrikai országok sajátosságai közé tartozik a kiterjedt, alacsony termelékenység jellemzte informális gazdaság, melynek résztvevői ugyancsak a potenciális munkaerőkínálat részét képezik. A szociális háló hiánya vagy kezdetleges volta miatt a teljes munkanélküliség itt „luxusnak” számít, a munkanélküliségi ráta így nem ugyanolyan jó jellemzője a munkaerőpiacnak, mint amilyen jó a fejlett országokban.

A munkanélküliség sajátossága a fejlődő országok szegmentált munkaerőpiacán

A fejlődő országok munkaerőpiaca úgy a munka (fizetett, nem fizetett), mint a foglalkoztatottság (közmunka, formális, informális háztartás) típusa szerint erősen szegmentált. Az informális, nem fizetett munka aránya erősen függ a mezőgazdasági szektor kiterjedtségétől.

A cikkben szereplő adatsor szerint például az európai fejlett országokban a mezőgazdasági foglalkoztatottak aránya 3,7, az alkalmazásban állóké pedig 86,2 százalék. Ugyanezek az arányok a Szaharától délre fekvő afrikai országok esetében 59, illetve 24,7 százalék. A fejlett országokban a munkanélküliségi ráta azt mutatja, hogy a gazdaságilag aktívak hány százaléka van munka nélkül éppen, és keres formális munkát. A fejlődő országokban, így a Szaharától délre fekvő országokban is, a helyzet egészen más, mivel a munkát keresők jó része beérné nem fizetett munkával is a gazdaság informális szektorában. A szerző ezért a fejlődő országok sajátosságait figyelembe vevő alternatív munkanélküliségi ráta formulát dolgozott ki, mely számításában figyelembe veszi a nem formális munkát keresőket, a nevezőjében pedig az összes foglalkoztatási forma kombinációt (tehát a nem fizetett, illetve az informális szektorban végzettet is). A ráta lényegében három különböző munkakoncepció alapuló alternatív munkanélküliségi ráta súlyozott összegeként számítható ki. Ez a módszer kiküszöbölheti a hagyományos munkanélküliségi ráta torzító hatását, viszont az alapadatok megszerzése nehézségbe ütközik. A fő gond, hogy a munkát keresők elsődlegesen nagyobb szociális biztonságot jelentő fizetett formális munkát szeretnének, s csak ennek hiányában érnék be más típusúval is.

Az ILO kidolgozta az ún. sebezhető (vulnerable) foglalkoztatott fogalmát (ideértve például az önállóként segítő családtagokat, mint olyanokat, akik az alkalmazásban állóknál nagyobb gazdasági kockázattal számolhatnak). E kategóriaképzésnek azonban több hibája is van. Például, hogy az alkalmazásban állók egy része számára a szociális biztonság ugyancsak nem garantált, különösen a fejlődő országokban, továbbá nem veszi figyelembe az alulfoglalkoztatottságot, illetve azt, ha valaki önállóként dolgozik, még nem feltétlenül egyenlő a gazdasági kiszolgáltatottsággal. A fogalmi hiányosság el-

lenére a sebezhető foglalkoztatottakra vonatkozó vizsgálatok nagyon fontosak a tényleges munkaerő-piaci helyzet megértésének szempontjából. 2009-ben a világban mintegy 1,5 milliárd ilyen foglalkoztatott volt, ami közel fele az összes foglalkoztatottnak, miközben a munkanélküliek száma 205 milliót tett ki, azaz az előbbi jelentheti a nagyobb munkaerő-piaci kihívást, legalábbis a fejlődő országokban. Ha a sebezhető foglalkoztatottakat figyelmen kívül hagyják a nevező kiszámításánál, a világ egészét jellemző 6,3 százalékos munkanélküliségi ráta 11,9 százalékra nőne. Az így számított mutató elvi alapja, hogy a munkát keresők nem akármilyen, hanem biztonságos munkát szeretnének. A két rátatípus közötti különbség a legszegényebb országokat tömörítő régiókban, így Dél-Ázsiában és a Szaharától délre fekvő afrikai országokban a legnagyobb, ahol viszont a hagyományos módon számolt munkanélküliségi ráta egyben a legkisebb.

A hagyományos munkanélküliségi ráta és a szegénység között erős negatív korreláció áll fenn, viszont pozitív a kapcsolat a sebezhető foglalkoztatottak és a foglalkoztatott szegények (alacsony keresetűek) aránya között. Például a Szaharától délre fekvő országokban a sebezhető foglalkoztatottak aránya 75,8 százalék, miközben a foglalkoztatottak 81,5 százaléka él a napi 2 dollár szegénységi küszöb alatt.

A tanulmány összegző részében a szerző rámutat arra, hogy a klasszikus módon számolt munkanélküliségi ráta alacsony értéke nem feltétlenül jelez kedvező munkaerő-piaci helyzetet, és így nem is alkalmas arra, hogy indikátorul szolgáljon a gazdaságpolitikai döntésekhez, legalábbis a fejlődő világ országaiban. Sokkal fontosabb azt tudni, hogy mennyi és milyen típusú munka az, ami valóban segítheti a gazdaság növekedését.

Lakatos Judit

E-mail: Judit.Lakatos@ksh.hu

Šimečková, M.:

A késői anyaság változásai Csehországban demográfiai szempontból

(Proměny pozdního manželství v České Republice v demografickém pohledu.) – *Demografie*. 2013. évi 55. évf. 2. sz. 117–131. old.

Újnak nem nevezhető jelenség a késői anyaság, legfeljebb az változott az idők folyamán, melyik életkort tekintették „későinek” egy-egy történeti pillanatban. A tanulmány a napjainkban érvényes pszichológiai, szociológiai és orvosi irodalom következtetései alapján a 35 esztendősen vagy annál idősebben szülésre vállalkozó nőket sorolja a „késői anyák” közé, megemlítve, hogy az ennél idősebb nők fogantatási esélyei rohamosan csökkennek. Ilyen megközelítésben, a 35 éves korhatárt kitűzve vizsgálja a szerző a Csehország népességére jellemző jelenségeket, átfogva csaknem egy évszázadot, kutatásaiban a népszámlálásokhoz közeli időpontok demográfiai adataira támaszkodva. Megállapításait hét, egyenként hároméves időszak összehasonlítása és jellemzése alapján szűri le. A 35 éves és annál idősebb anyák esetében több demográfiai mutatót alkalmaz: szemügyre veszi a termékenységnél a nők öt éves korcsoportjaiban megfigyelt mértékét az élveszülések átlagos számához viszonyítva; az átlagos életkort a szüléskor (súlyozott számtani átlagot, ahol a súlyokat a 35 éves és idősebb nők termékenységi mutatói alkotják); a termékenységnél házasságon belüli és azon kívüli mértékét; a férjzett (hajadon) nők által szült gyermekek számát az öt éves korcsoportokban az átlaghoz mérten. Vizsgálja továbbá a 35 éves és annál idősebb házas (hajadon) nők teljes termékenységi mutatóját (a házasságban, illetve házasságon kívüli termékenységi mértékek összegzésével kapott érték azt fejezi ki, hány gyermeket szül átlagosan az a nő, aki produktív korában mindvégig házas-

ságban él). Figyelembe veszi a késői anyák termékenységeinek redukált mértékét a születési sorrend és az életkor szerint; végül a redukált termékenységi mérték összegzéseként a gyermekek biológiai születési sorrendje szerinti teljes termékenységi mutatót (házasságban és azon kívül).

A demográfiai tényezők hatásának minél teljesebb feltárása érdekében a vizsgálat bináris logisztikai recessziót alkalmazott. Független változónak tekintette a 35 éves vagy idősebb korban születést, szemben az ennél fiatalabb életévben történővel. A modellt mindig egy független változóra számította, mivel ez lehetővé teszi, hogy annak ellenére összehasonlítsa az egyes változókat, hogy azok a vizsgált időszakokban nem egyforma mértékben érhetőek el. Tehát a független változók aszerint különböznek egymástól, hogy mennyiben hozzáférhetőek a statisztikai adatok. A kapott eredmények nem egyetlen modelltől származnak, hanem azoknak az adott időszakra számított együtteséből. A logisztikai regresszió megszo- kottól eltérő alkalmazásának oka egyrészt az, hogy a legtöbb adat csak aggregált formában áll rendelkezésre, másrészt pedig az összehasonlíthatóság követelménye. Mivel a közel száz évnyi vizsgált időszakban a 35 év feletti és az annál fiatalabb nők által szült gyermekek nemek szerinti megoszlásában nem észlelhető különbség, ettől a változótól a szerző eltekintett.

Az első időszak az 1920 és 1922 közötti évekre esik, amelynek jellegét részint az első világháború következményei, részint az első demográfiai átmenet befejező szakasza határozta meg. A háborút követő kompenzációs hatás ugyan mindössze 1921-ig tartott, ám a termékenység kimagasló szintjével járt, az élve születések száma 244 ezerre rúgott. Ez erősen hatott a 35 év feletti nők termékenységére, az összes vizsgált időszak közül ekkor volt a legmagasabb, csaknem 20 százalékos a kor-

csoportba tartozó nők által világra hozott, élve született gyermekek aránya. A termékenység korszpecifikus szintje a későbbiekhez képest minden csoportban magas volt; legnagyobb arányban a 25–29 esztendő nők szerepeltek benne. A születések csaknem kizárólag házastársi kapcsolatokon belül történtek, a házasságon kívüli, élve született gyermekek aránya 10 százalék körül mozgott (a 35 évesnél idősebb nők esetében 5 százalék körüli volt). A második időszakot az 1929–1931 közötti esztendők képviselik, amikor az első demográfiai átmenet lezárulását elmélyítette a világgazdasági válság. Bár ekkor a 35 éves és annál idősebb nők összes termékenységi mutatójának értéke csökkent, a késői anyaság jellege alig változott. Az élve született gyermekek száma csaknem 20 százalékkal (50 ezerrel) kevesebb lett, az összes élveszülés 13 százaléka változatlanul a 35 évesnél idősebb nőknél összpontosult. Az ő esélyük arra, hogy gyermekük halva születik, 1,6-szorta nagyobb volt, mint a fiatalabb korosztályokba tartozó nőknél (az előző időszakban az esély 1,8-szoros volt). A házasságban és a házasságon kívül született gyermekek aránya az előző időszakra jellemzőhöz hasonlóan alakult. Ettől az időszaktól kezdve követhető nyomon a gyermekek biológiai születési sorrendje is: a legmagasabb teljes termékenység az ötödik és további élve született gyermekek-nél figyelhető meg; az emelkedő sorrend növelte annak esélyét, hogy a gyermek 35 évnél idősebb anyától születik meg.

Ehhez a két időszakhoz képest az 1960 és 1962 közötti évek gyökeresen eltérő politikai, gazdasági és társadalmi környezetet jelentettek. Nem annyira a németek kitelepítése következtében (akiknél a második világháború előtt némiképp magasabb volt a házasságon kívül szülő nők termékenysége, mint a csehek-nél), hanem sokkal inkább a magánszektor felszámolása, a mezőgazdaság kollektivizálása, s így a nők tömeges munkába állása miatt

(amit nem kísért a lakásépítés megfelelő üteme). Az élve született gyermekek száma az első időszakhoz képest csaknem 125 ezer fövel visszaesett, ezzel párhuzamosan a 35 évesnél idősebb korú nők részesedése a szülésekben 6 százalékra mérséklődött. Megugrott a valószínűsége (2,7-szeresre) annak, hogy a 35 évesnél idősebb nők halva hozzák világra gyermeküket. A termékenység korszpecifikus szintje a fiatalabb (20–24 esztendő) nőknél összpontosult; megváltozott a késői anyák termékenységi szintje is: itt a teljes termékenység 79 százaléka a 35–39 esztendőkre esett. Míg összességében 5 százalékra csökkent a házasságon kívül született gyermekek aránya, a 35 évesnél idősebbeknél elérte a 8 százalékot. A következő időszak, az 1979–1981 közötti évek a késői anyaság szempontjából kedvezőtlenebbnek bizonyult. A termékenységi szint hatvanas években észlelt csökkenését fékezte a kiterjedt lakásépítések hatása, valamint a hetvenes évek elején meghozott pronatalista népességpolitikai intézkedések is; mindkettő egybeesett a második világháborút követően produktív korba lépő korosztályok jelentkezésével: így következett be az élveszületésekben az 1974. évi tetőpont, csaknem 200 ezer újszülöttel. A házasságkötésekre egyre fiatalabb korban került sor, az anyák mind korábbi életévükben szültek, rendszerint két (legfeljebb három) gyermeket, így a 35 éves és idősebb nők termékenységi mutatói alacsony értékeket mutattak, s részesedésük az összes szülésből csupán 3 százalékra rúgott.

A „bársonyos forradalmat” követő időszakot, a kilencvenes éveket a termékenység meredek visszaesése miatt gyakran a második demográfiai átmenet éveiként is emlegetik. Az 1990–1992 közötti időszak folyamán a késői anyaság jelensége azonban még alig tért el az előző két vizsgált időszak jellemzőitől, részesedésük a gyermekáldásból 4 százalékos. A

születések abszolút száma 1999-ben érte el a történelmi mélypontot (90 ezernél kevesebb), miközben a termékenység maximális szintje áthelyeződött a 25–29 éves nők korcsoportjába. A következő vizsgált időszakban, a 2000–2002 közötti években ezért 7 százalékosra emelkedett a 35 évesen és annál idősebben szülő nők aránya. A teljes termékenységi mutató ekkor 1,159 volt, viszont a késői anyák csoportjában 0,090-re emelkedett a tíz évvel korábban észlelt 0,063-ról, s összességében jelentősen nőtt a házasságon kívül született gyermekek aránya (23 százalékra az egy évtizeddel korábbi nem egészen 10 százalékról). Az utolsó vizsgált időszakot a 2008 és 2010 közötti évek képviselik. A termékenység szintjének mérsékelt emelkedése mellett ekkor a 35 éves és idősebb nők termékenysége kifejezetten kedvezően alakult. Részesedésük az összes szülésből megkétszereződött, 14 százalékra emelkedett, a korcsoport teljes termékenysége több, mint kétszeresére nőtt. A várakozásokkal ellentétben nem bizonyosodott be annak valószínűsége, hogy az idősebb nők holtan hozzák világra gyermeküket. Ebben közrejátszhattak a szülést megelőző egészségügyi szűrések is. Ismételtén megugrott, 37 százalékra, a házasságon kívül született gyermekek aránya (a 35 éves és idősebb nőknél 36 százalékra). Összegzésképpen a szerző megállapítja: napjainkban Csehországban a késői anyaság nem afféle ritkaság, mint az előző két-három vizsgált időszakban, inkább a múlt század húszas éveinek „reneszánsza”, megfelelő módosulásokkal. A nők fiatalabb korban, rögtön a 35. életévük betöltését követően szülnek, egyre több közöttük hajadon, leggyakrabban második gyermeküket hozzák világra.

Holka László,

a KSH vezető főtanácsosa

E-mail: Laszlo.Holka@ksh.hu

Kiadók ajánlata

DOLING, J. – Elsinga, M. [2013]: *Demographic Change and Housing Wealth: Home-owners, Pensions and Asset-based Welfare in Europe*. (Demográfiai változás és lakásvagyon: lakástulajdonosok, nyugdíjak és vagyoni jólét Európában.) Springer. New York.

Az Európai Unió lakossága folyamatosan zsugorodik és öregedik. Egyre nagyobb teher nehezedik a csökkenő létszámú munkavállalói körre, hogy megtermeljék a nyugdíjakhoz és az egészségügyi ellátáshoz szükséges adók alapjául szolgáló jövedelmet. A jóléti államok Európában is gyengülnek, a háztartásoktól pedig mindinkább elvárjuk, hogy ebben a kockázatos környezetben felkészüljenek a nyugdíjas éveikre és a jövőbeli egészségügyi szükségleteikre. A legtöbb országban ugyanakkor megemelkedett a saját otthon vásárlók aránya, akik napjainkban az európai háztartások körülbelül kétharmadát teszik ki.

A könyv egyebek között a következő kérdésekkel foglalkozik. Milyen mértékben enyhíti a saját otthon a társadalmak elöregedésének néhány következményét azáltal, hogy a tulajdonosok a befektetett tőke realizálásával elégitik ki időskori fogyasztási igényeiket? Mit jelent ez az örökhagyás szokásaira és a hosszabb távú egyenlőtlenségekre nézve Európában? Mennyire támaszkodnak a kormányok a lakásba fektetett vagyonukat most és a jövőben hasznosító állampolgárookra?

MANZO, G. (ed.) [2014]: *Analytical Sociology: Actions and Networks*.

A kötet egyedülálló, működésalapú szociológiai példák felsorakoztatásával, újszerűen tárgyalja az analitikus szociológia elméletét. Vezető tudósok az analitikai szociológia elméleti alapelvei segítségével magyarázzák

el, hogy bonyolult, több rétegű társadalmi mechanizmusok miként idéznek elő olyan fejlődést okozó, társadalmi és történelmi jelenségeket, mint a bűnözés, az adózással kapcsolatos viselkedés, az interneten alapuló társadalmi mozgalmak és kommunikáció, a munkahelykeresés és a karrier, a társadalmi hálózatokat befolyásoló homofília és instabilitás, az együttműködés és a bizalom. A kötetben szereplő elemzések sokféle módszerre támaszkodnak, többek között minőségi megfigyelésekre, modern statisztikai technikákra, bonyolult hálózati eszközökre, finom szimulációs módszerekre és kreatív kísérleti protokollokra.

A könyv alapvetően azt mutatja be, hogy a szociológia, mint bármely más tudomány, akkor nyújtja legjobbját, ha a mechanizmusokat pontos modellépítéssel és tesztekkel vizsgálja.

LINDLEY, D. V. [2014]: *Understanding Uncertainty. Revised Edition*. (A bizonytalanság megértése. Átdolgozott kiadás.) Wiley. New York.

A könyv minden szakterületnek szóló, kritikusok által is elismert első kiadása a bizonytalanságot vizsgálta, bemutatva, hogy a valószínűség-számítás alkalmas a bizonytalanság mérésére, és három olyan szabályt követ, mellyel ésszerű kezelése lehetővé válik a mindennapi életben. E megközelítést kiterjesztve a tudományos módszerekre azt tárgyalja, hogy miképp lehet bizonytalan elemek mellett racionális döntéseket hozni.

Az új kiadás az előzőhöz hasonlóan hasznos ismertető a bizonytalanság és a döntéshozatal témájában, de további új, könnyen érthető részeket is tartalmaz: 1. egy kritikai tanulmányt a tranzitivitásról, ami a valószínűség-

számítás alapfogalma; 2. a fogadások tárgyalását, bemutatva, hogy a bukmékerek tippjei nem fejeznek ki valószínűséget; 3. a könyv tézisének statisztikai alkalmazásait; 4. annak demonstrálását, hogy téves, sőt, nagymértékben félrevezető lehet néhány jelenleg népszerű statisztikai technika (például a szignifikancia-vizsgálatok), mivel megsértik a valószínűség-számítás szabályait.

SALKIND, N. J. [2014]: *100 Questions (and Answers) about Statistics*. (100 kérdés (és válasz) a statisztikáról.) Sage. Thousand Oaks.

Egyre adatmotiváltabb világunkban fontosabb, mint valaha, hogy a diákok és a szakemberek jobban megismerjék az alapvető statisztikai fogalmakat. A statisztikára vonatkozó lényeges kérdésekre ez a felbecsülhetetlen értékű útmutató pontos, érthető válaszokat ad. Más, átfogóbb munkák kiegészítőjeként tökéletes oktatók, diákok és gyakorló szakemberek számára.

KENETT, R. – ZACKS, S. – AMBERTI, D. [2014]: *Modern Industrial Statistics: With Applications in R, MINITAB and JMP. 2nd Edition*. (Modern iparstatisztika: R-, MINITAB és JMP-alkalmazásokkal. Második kiadás.) Wiley. New York.

Ez a teljesen átdolgozott és naprakésszé tett kötet az elméleti háttérrel példákkal és R-, MINITAB-, illetve JMP-hivatkozásokkal egyesíti. Ennek köszönhetően a szakemberek e kiadásban a legújabb információkat találják a vizsgálataik megalapozásához és végrehajtásához szükséges eszközökről. A tárgyalt témák között szerepel a számítógépes adatelemzés, az átvételi mintavétel, az egy- és többváltozós statisztikai folyamatok irányítása, a kísérletek tervezése, valamint a megbízhatóság klasszikus és bayesi módszereken alapuló elemzése.

A kötetben szereplő átfogó elméleti, illetve gyakorlati információkat a statisztikaminőségi és műszaki alap- és posztgraduális képzésben részt vevő diákok, az iparstatisztikusok, a kutatók és a gyakorlati szakemberek használhatják.

Társfolyóiratok

DEMOGRAFIE

revue pro výzkum populačního vývoje

2012. ÉVI 4. SZÁM

Kačerová, E. – Němečková, M.: Csehország népmozgalma 2011-ben.

Sivková, O.: A cseh családtámogatási rendszer ösztönzőleg hat a házasság nélküli együttélésre?

Krausová, T.: A 2011. évi népszámlálás és lakásösszeírás minőségi kérdései.

Fiala, T. – Langhamrová, J.: Milyen termékenységi arányra és milyen mértékű vándorlásra volna szükség ebben a században a népesség tartós növekedéséhez Csehországban?

Čtrnáct, P.: A 2011. évi népszámlálás és lakásösszeírás első végleges eredményei.

Poppová, M.: A kódolási eljárás változásai 2010 és 2011 között Csehországban.

Madan, S.: A nemek arányát meghatározó társadalmi és gazdasági tényezők Indiában empirikus megközelítésben.

Havel, R.: Csehország népességi és népmozgalmi adatai, 2011: ötvenezer főnél népesebb városok; területek és régiók.

2013. ÉVI 1. SZÁM

Rychtaříková, J.: Két különböző népesség: házasságon kívül és belül született gyermekek.

Hulíková Tesárková, K. – Mazouch, P.: A halálozások kohorszелеmzése időskorban: a „sarkosodás” vizsgálata az 1890 és 1910 között született cseh és francia kohorszok alapján.

Katuša, M. – Mládek, J. – Bleha, B.: A lakosság hozzáállása a családalapításhoz Szlovákiában és Pozsonyban.

Čtrnáct, P.: A 2011. évi népszámlálás végleges adatainak feldolgozása.

Šípek jr., A. (et al.): A 9. kromoszóma pericentrikus inverziója a cseh lakosság körében.

Tuháčková, P.: Gazdasági aktivitás a 2011. évi népszámlálási eredmények alapján.

2013. ÉVI 2. SZÁM

Kocová, M.: Az oroszországi mortalitás alakulásának vizsgálata különböző dekompozíciós eljárások segítségével.

Šimečková, M.: A kései gyermekvállalás változásai Csehországban demográfiai nézőpontból.

Zahangir, M. S. – Nahar, M. Z.: Termékenység Banglades városi és vidéki területein – összehasonlító tanulmány.

Bartoňová, D.: Az oktatás színvonala Csehországban, avagy hogyan mérjük az oktatás szintjeit?

Škrabal, J.: A háztartások harmada nyugdíjas háztartás.

Kusovská, M.: Katonai területek mint egy mikrorégió népmozgalmának meghatározó tényezői.

Čtrnáct, P.: Válogatás a 2011. évi népszámlálás és lakásösszeírás eredményeiből – gazdaságilag aktív háztartások a 2011. március 26-ai állapot szerint.

2013. ÉVI 3. SZÁM

Štyglerová, T.: Csehország népmozgalma 2012-ben.

Rabušic, L. – Chromková Manea, B.: Családméret – vélemények, normák és a valóság.

Kotýnek, J.: Az oktatás szintje Csehországban tágabb nézőpontból.

Kleňhová, M.: A tudás és a kompetenciák szintje összefüggésben van a befejezett tanulmányokkal? Hogyan mérjük a tudást és a szakértelmet?

Fischer, J.: Az oktatási szint megjelenése a statisztikákban és a közoktatásban.

Krausová, T.: Külföldi állampolgárok Csehországban.

Havel, R.: Csehország népességi és népmozgalmi adatai, 2012: húszezer főnél népesebb városok; nagy- és kistérségek.



AZ EGYESÜLT NEMZETEK EURÓPAI
GAZDASÁGI BIZOTTSÁGÁNAK
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 3. SZÁM

Al-Jabor, W. – Ucar, P.: A Katari Statisztikai Hivatal kezdeményezése a statisztikai jártasság fejlesztésére az emírségben.

Letheby, R.: Statisztikai jártasság: a fogalmak életre keltése. Az Ausztrál Statisztikai Hivatal új tapasztalatai.

de Martino, V. – Rosetti, S. – Rossi, D.: A statisztikák hatékony elektronikus terjesztésének új megközelítése – a Noi Italia esete. Száz statisztika, ami segít megérteni Olaszországot.

Chiu, R.: Csendet, mi ez a pletykálás?

Smith, A.: Adatok vizualizálása, és ami mögötte van. Multidiszciplináris megközelítés

a felhasználók hivatalos statisztika-alkalmazásának támogatására.

Van Halderen, G. – Turut, S.: Azt mérni, ami fontos. Képesek-e a nemzeti statisztikai hivatalok felhasználni a közösségi médiát?

Ramachandran, R.: A harmadik szektor növekvő szerepe a hivatalos statisztikai adatok egyeztetésében. A Maláj Nemzeti Információs és Kommunikációs Technológiai Szövetség tapasztalatai.

Laux, R. – Barham, C.: Nem látjuk a fától az erdőt? Statisztikai keretrendszerek szerepe az átfogó helyzet meghatározásában.

Makita, N. et al.: Használhatók a mobilhálózati adatok kisterületi népességbecslésre? Egy japán összevetés.

Nymand-Andersen, P.: A statisztikába vett bizalom megőrzése és az új statisztikai kommunikáció.

2013. ÉVI 4. SZÁM

A Hivatalos Statisztika Nemzetközi Szövetségének (IAOS) 2013. augusztusi közgyűlése. A végrehajtó bizottság elnökének jelentése a 2011-től 2013-ig tartó időszakra.

Shigeru Kawasakinak, az IAOS új elnökének beszéde.

Michalopoulou, C.: A görög mintavételi módszerek történeti áttekintése.

Nymand-Andersen, P.: A központi bank statisztikáinak közlése. A statisztika hasznos értelmezése egy változó világban.

Zarova, E.: Gazdasági ciklusok térbeli harmonizálása. A európai-orosz reálgazdasági együttműködés statisztikai igazolása.

Ritchie, F.: Nemzetközi hozzáférés bizalmasan kezelt adatokhoz. Az „alapelvű szabványok” megközelítés.

Thygesen, L. – Nielsen, M. G.: Hogyan elégítsük ki a felhasználók igényeit? A statisztikák nagybani „termelésétől” a tudásalapú megközelítésig.

Hudec, M.: Nem egyértelmű adatbázis-lekérdezések a hivatalos statisztikában: nyelvi kifejezések használatának lehetőségei a lekérdezési feltételekben.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 3. SZÁM

Mazuy, M. – Barbieri, M. – D'Albis, H.: Demográfiai trendek Franciaországban: nem változnak a termékenységi mutatók.

Barbieri, M.: Mortalitás Franciaországban közigazgatási területi egységek szerint.

Thompson, M. E. et al.: Számvetés az adatgyűjtési módszer hatásairól. A nemzetközi dohányellenőrzési adatfelvétel holland tapasztalatai.

Ma, L.: Foglalkoztatottság és első anyaság Dél-Koreában 1978 és 2006 között.

Valdes, B.: Az AIDS okozta mortalitás demográfiai vizsgálata Spanyolországban.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 10. SZÁM

Kutatás-fejlesztés a vállalati szektorban 2011-ben – 2. rész.

A jövedelemeloszlás első és tízedik decilise. Fogyasztói árindex 2013 augusztusában.

Az állati termékek 2012. évi forrásmérlege.

A környezeti javak és szolgáltatások szektora 2008 és 2011 között – kibocsátás és foglalkoztatás.

Konjunktúrastatisztika a kereskedelemben és a szolgáltatási szektorban 2010-es bázison, új változókkal.

Külkereskedelem 2013. január és június között – előzetes adatok.

2013. ÉVI 11. SZÁM

Sulewski, P.: A függetlenségi próba módosítása.

Ulrichs, M.: A bankszektor likviditásában bekövetkezett változások hatása a lengyel realgazdaságra.

Wyszkowska, D.: Képesek a helyi önkormányzatok elnyerni EU-támogatásokat?

Obrebalski, M.: Fejlettségbeli különbségek az EU-országok és –régiók között.

Strojny, J.: Szerkezeti taxonómia alkalmazása az Európai Unió áruszállítási rendszere fejlődésének elemzésében.

Piekut, M.: Gazdasági aktivitás Európában az ipari mintatípusok és védjegyek bejegyzése terén.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2013 szeptemberében.

2013. ÉVI 12. SZÁM

Az osztrák régiók népmozgalma 2012-ben.

A vállalkozások, a háztartások és az egyének információs és kommunikációs technológia használata 2012-ben, az EU-ban.

Atipikus foglalkoztatás Bécstől Voralbergig – különbségek a kilenc szövetségi tartomány között.

Fogyasztói árindex 2013 októberében.

A rászorultságalapú minimálbér-jövedelem összehasonlítása a tartományokban 2012-ben.

Az ipar és az építőipar anyagfelhasználási statisztikája 2012-ben.

A személyi és jövedelemadó fizetése alóli kivételek okozta adóteher-csökkenés mértéke és megoszlása 2010-ben.



A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 6. SZÁM

Dr. Csomós Gy.: Magyarország gazdasági központjainak pozícióváltozása 1992 és 2011 között.

Czakó K. – Dr. Dusek T. – dr. Koppány K. – Poreisz V. – Dr. Szalka É.: A mérhető-konyság vizsgálata a helyi kommunális szolgáltatásoknál.

Czakó K. – Dr. Dusek T. – Poreisz V. – Szabó I.: A kommunális szolgáltatások horizontális integrációja Győr példáján.

Szabó L. – Dr. Horváth B. – Dr. Horváth R. – Gaál B.: A Győri agglomeráció közforgalmú közlekedési rendszerének vizsgálata.

Dr. Tóth G. – Dr. Nagy Z.: Eltérő vagy azonos fejlődési pályák? A hazai nagyvárosok és térségek összehasonlító vizsgálata.

2014. ÉVI 1. SZÁM

Tóth B. I.: A hazai kistérségek vonzerejének és területi tőkájének néhány összefüggése.

Bói L.: Eltanulható-e a Karlsruhe város vonzáskörzetében alkalmazott regionális közösségi közlekedésszervezés?

Dr. Jakobi Á.: Újszerű területi statisztikai adatgyűjtési lehetőségek az információs világ egyenlőtlenségeinek kutatásában.

Siposné dr. Nándori E.: Gazdasági növekedés hatása a jövedelmi szegénység alakulására Dél-Alföldön.

Dr. Kulcsár B.: Hévízkutak geotermikus hasznosítási lehetőségeinek vizsgálata Észak-Alföld agrárgazdaságában.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 10. SZÁM

Sulewski, P.: A függetlenségi próba módosítása.

Ulrichs, M.: A bankszektor likviditásában bekövetkezett változások hatása a lengyel realgazdaságra.

Wyszkowska, D.: Mennyire képesek a helyi önkormányzatok felszívni az EU-támogatásokat

Obrębalski, M.: Fejlettségbeli különbségek az EU-országok és régiók között.

Strojny, J.: Szerkezeti taxonómia alkalmazása az Európai Unió áruszállítási rendszere fejlődésének elemzésében.

Piekut, M.: Gazdasági aktivitás Európában az ipari mintatípusok és védjegyek bejegyzése terén.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2013 szeptemberében.

2013. ÉVI 11. SZÁM

Antczak, R.: A háztartások vagyonának fogalma és mérése.

Sompolska-Rzechuła, A.: A lakosság egészségi állapotának területi megoszlása Lengyelországban.

Środa-Murawska, S.: Kulturális szolgáltatások a kisvárosokban.

Olberk-Żyła, M.: Demográfiai változások a Bielsko-Biala agglomerációban.

Wiśniewski, H.: A makrogazdasági mutatók és a tőzsdeindexek egymásra gyakorolt hatása egyes országokban.

2013. ÉVI 12. SZÁM

Marczuk, I.: A Lengyel Statisztikai Hivatal 2014. évi statisztikai adatfelvételi munkaterve.

Szreder, M.: A bayesi elmélet 250 év távlatában.

Sulewski, P.: A függetlenségi próba többdimenziós általánosítása.

Słoczyński, T.: A társadalmi kapcsolatok hatása a foglalkoztatásra és a keresetekre Lengyelországban.

Ziemiński, J.: Az EU-tagországok és Norvégia adórendszerének vizsgálata.

Rozkrut, M.: A kutatás-fejlesztési tevékenység emberi erőforrásai az EU-tagországokban.

Gorczyca, M.: A munkahelyi juttatások helyzete és alakulása.

Lazowska, B.: XLII. Országos Statisztikai Verseny.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2013 októberében.

Nekrológ – Zdzisław Hellwig professzor (1925–2013).

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 11. SZÁM

Michaelis, E.: Az új, 2013. évi törvény az államháztartásra és a közszolgákra vonatkozó statisztikákról.

Hammes, W.: Háztartások és a lakosság életkörülményei.

Liersch, A.: 2012. évi statisztika a túlzott eladósodásról – hivatalos statisztika a túlzottan eladósodott emberek helyzetéről Németországban.

Buschle, N. – Haider, C.: Az oktatás gazdasági haszna. Az oktatásra fordított költségek megtérülésének kiszámítása.

Vorholt, H.: Az építőipari árindexek új számítása 2010-es bázison.

2013. ÉVI 12. SZÁM

Böth, K. – Kobold, K.: A 2013. szeptember 22-én tartott német Bundestag-választások végleges eredménye.

Keller, M. – Haustein, M.: A munka és a családi élet összehangolása.

Vollmar, M.: Szakmai továbbképzések szervezése vállalkozásoknál, 2010-ben.

Deckl, S.: Szegénység és társadalmi kirekesztés Németországban és az Európai Unióban.

Hohmann, K. – Junkert, C.: A költségvetésben megjelenő pénzügyi eszközök 2012. december 31-én.

A 2013. évi Gerhard Fürst-díj