

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 8–9. SZÁM 2014. AUGUSZTUS–SZEPTEMBER

*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
2014.97 – 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

Felzárkóztak az árak és lemaradtak a bérek? – Tévhitek, tények és közgazdasági összefüggések – <i>Oblath Gábor</i>	745
Rendszertelen idősorok modellezése spline-interpolációval – <i>Rappai Gábor</i>	766
Gyógyszerek terjedésének vizsgálata Cox-regresszióval – <i>Keresztúri Judit Lilla</i> – <i>Lublóy Ágnes</i> – <i>Benedek Gábor</i>	792

Műhely

Energiaszegénység Magyarországon – <i>Fülöp Orsolya</i> – <i>Lehoczki-Krsjak Adrienn</i>	820
--	-----

Fórum

Hírek, események	832
------------------------	-----

Szakirodalom

Folyóíratszemle

Kahoun, J. – Sixta, J.: A regionális GDP számbavétele: termelési, jövedelmi és felhasználás oldali megközelítés – (<i>Péter Sándor</i>)	836
Samaniego, R. M.: A szellemi tulajdonjog és az innovációs folyamatok kapcsolatai – (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	839
Hammes, K. W.: Háztartások és életformák a német népességben – (<i>Varga Anna</i>)	841
Kiadók ajánlata	844
Társfolyóiratok	846

Felzárkóztak az árak és lemaradtak a bérek? – Tévhit, tények és közgazdasági összefüggések*

Oblath Gábor,

az MTA KRTK Közgazdaságtudományi Intézetének és az ELTE TÁTK Közgazdaságtudományi Tanszékének tudományos főmunkatársa

E-mail: oblath.gabor@krtk.mta.hu

Magyarországon elterjedt az a vélekedés, hogy a hazai árszint erősen megközelítette az Európai Unió fejlett tagországainak színvonalát, miközben a keresetek szintje mind az ár-, mind pedig a termelékenységi szintekhez mérten jelentősen lemarad. Az írás bemutatja, hogy e hiedelmek az árak szelektív összehasonlításán és a viszonylagos bérszintadatok téves értelmezésén alapulnak. Emellett rámutat néhány olyan elméleti és empirikus közgazdasági összefüggésre, amely nélkülözhetetlen egyfelől az országok közötti gazdasági fejlettségi (termelékenységi), másfelől az ár-, illetve kereseti különbségek kapcsolatának megértéséhez. A kereseti szinteket csak az árszintkülönbségek figyelembevételével indokolt a fejlettségi/termelékenységi szintekkel egybevetni, így nézve pedig Magyarország fejlettségi, ár- és bérszínvonala összhangban van egymással. Illúziókon alapul és illúziókat kelt tehát az az elképzelés, hogy a hazai keresetek a munkatermelékenység, ezáltal a gazdaság összeteljesítményének növelése nélkül is jelentősen emelhetők.

TÁRGYSZÓ:

Nemzetközi összehasonlítás.

Gazdasági fejlettség.

Relatív ár- és bérszint.

* Az írás alapjául szolgáló kutatást az Országos Tudományos Kutatási Alapprogramok – OTKA 105660-K számú kutatási pályázata támogatta. Cikkem egyes részei a témáról szóló szakmai, illetve szélesebb közönségnek szánt korábbi írásaimra (Oblath [2014a], [2014b], [2014c]) támaszkodnak.

Napjainkban kevés olyan, a gazdaságstatisztikát és a makroökonómiai összefüggéseket egyaránt érintő, egyszersmind életviszonyaink szempontjából is meghatározó – s nyilván ezért is erősen átpolitizált, olykor indulatokat keltő – kérdéssel találkozhatunk, mint a hazai áraknak és béreknek az Európai Unió (EU) fejlettebb tagországhoz viszonyított színvonala. Ugyanakkor alig van olyan nemzetközi színvonal-összehasonlításokhoz kapcsolódó témakör, amelyet annyi félreértés, illetve félremagyarázás övezne, mint éppen a hazai árak és keresetek más országokhoz mért szintje.

Írásomban először e félreértéseknek néhány jellegzetes példáját mutatom be, felidézve az európai parlamenti választási kampány idején, plakátokon látott jelszavak némelyikét. Ezt követően a hazai áraknak az EU fejlettebb tagországhoz viszonyított színvonalával foglalkozom, választ keresve arra, vajon mi állhat az „árfelzárkózás” közkeletű képzete mögött, továbbá ismertetem, milyen általános összefüggések mutatkoznak a gazdaságok fejlettsége, árszínvonala és relatív árai között. Végül az EU-tagországok termelékenységi és kereseti (bérköltség-) szintjének folyó áron, illetve reálértéken (vásárlóerő-paritáson) mért összehasonlítása alapján hívom fel a figyelmet egy gyakori félreértés forrására, majd néhány tanulságot szűrök le.

1. Bérszint és árszint: politikai jelszavak

Az európai parlamenti választásokra készülve, a politikai pártok között éles verseny bontakozott ki: melyikük tud a hazai bér-, illetve árszinttel kapcsolatban a statisztikai adatokat, illetve a közgazdasági ésszerűséget leginkább mellőző választási jelszót plakátján feltüntetni. Ízelítőül: „Európai munkáért – európai béreket!”¹ „Ne csak áraink, a fizetésünk is legyen európai!”² És egy kevésbé harcias, de a közgazdasági megalapozást ugyancsak nélkülöző szlogen: „A kecskeméti gyárban dolgozó magyar munkás pont ugyanannyit ér, mint bármelyik más Mercedes-alkalmazott. Közelítsük az uniós bérekhez a magyar béreket!”³ Amíg az első jelszó statisztikai tévedésen, a második pedig közgazdasági félreértésen és statisztikai tévedésen alapul, a harmadikkal az a gond, hogy a Mercedes-bérekből semmi nem következik az átlagos hazai bérszintnek az uniós szinthez való közelíthetőségére nézve.

¹ <http://jobbik.hu/hireink/europai-munkaert-europai-bereket>

² <https://parbeszedmagyarorszagert.hu/hir/europai-fizeteseket>

³ <https://www.facebook.com/gyurcsanyf/photos/a.629536757078790.1073741826.187301974635606/756591701039961/?type=1&theater>

Az *első jelszót* illetően látni fogjuk, hogy a hazai munka igen távol van az „euró-paitól” hiszen termelékenységének átlagos szintje – az egy ledolgozott órára jutó GDP mennyisége – 2012–2013-ban a nyugat-európai országok átlaga 53 százalékának felel meg. (Nyugat-Európa átlagát az EU15 – a 2004. évi bővítést megelőző EU-tagországok – átlagaként értelmezem.) Ezért sem alapja, sem értelme nincs annak a követelésnek, hogy a hazai béreket – valakik – emeljék fel az európai szintre. A *második jelszóval* az a közgazdasági természetű gond, hogy az árak esetleges felzárkózottságából semmi sem következik a bérek indokolt szintjére nézve. Ugyanis, ha a hazai termelékenység a nyugat-európai átlagnak nagyjából a fele, akkor azonos ár-szint esetén sem lehetne az euróban kifejezett itthoni bérszint sokkal magasabb a nyugat-európai átlag felénél. A kör a statisztikai tévedéssel zárul: szó sincs arról, hogy a hazai árak szintje megközelítette volna az EU fejlett térségének az átlagát. 2013-ban a GDP árszintje 54, a teljes háztartási fogyasztásé 51, a háztartási fogyasztási kiadásoké pedig 56 százalékon állt az EU15 átlagához viszonyítva. Ami pedig a *harmadik jelszót* illeti, a Mercedes azért is hozta Magyarországra a gyárát, mert nálunk alacsonyabbak az árak és – ebből is következően – a bérek szintje, mint a cég anyaországában. A kecskeméti Mercedes-gyárban azonban az átlagkereset – más külföldi tulajdonban lévő hazai cégekéhez hasonlóan – nyilván számottevően meghaladja az országos átlagot.⁴ Viszont, ha a magyarországi Mercedes-béreket a németországiakhoz közelítve, minden más vállalatot is arra kényszerítenének, hogy ehhez igazítsa saját bérszintjét, akkor jelentős elbocsátásokkal kellene számolni, hiszen a hazai tevékenységek többségének a Mercedesétől jóval elmaradó termelékenységi szintje messze nem fedezné a többletköltséget.

Vajon miért lehet ilyen statisztikai és közgazdasági tévedéseken alapuló politikai jelszavakat megfogalmazni? A magyarázat alighanem az, hogy a politikai pártok szakértői (a választási jelszavak megfogalmazói) ugyanazoknak az illúzióknak az áldozatai, mint az általuk megszólítani kívánt szavazók többsége.

2. Árszintek, árarányok és fejlettségi szintek nemzetközi összehasonlításban

A következőkben először az országok közötti összehasonlításokra nézve igyekszem értelmezni az ún. pénzillúzió jelenségét, majd azokat az elméleti és empirikus

⁴ Earle–Telegdy–Antal [2012] a többségi külföldi tulajdonban levő vállalatokra általában, Soós [2013] pedig specifikusan a külföldi tulajdonban levő exportáló vállalatokra mutatta ki, hogy az ott dolgozók kereseti szintje lényegesen magasabb az országos átlagnál. A Mercedes-gyári keresetek aligha térnek el ettől az általános mintától.

összefüggéseket tekintem át, amelyek az árszinteket és az arányokat a fejlettségi szintekkel összekapcsolják.

2.1. Térbeni pénzillúzió

A közgazdasági elmélet egyes irányzatai között vita van abban, hogy a makrogazdasági folyamatokat – az egyéni döntéseken keresztül – befolyásolja-e az ún. pénzillúzió jelensége. Akkor beszélünk pénzillúzióról, ha a nominális (pénzben, folyó áron kifejezett) nagyságok észlelése nem válik el az ún. „reál”, vagyis az árszint (-változás) hatásától megtisztított nagyságokétól.⁵ Ennek sokszor hivatkozott példája, hogy a munkavállalók inkább elfogadják reálbérük mérséklését az infláció emelkedése, mint nominális (forintban kifejezett) bérük csökkentése révén. A pénzillúzió számos okra vezethető vissza, egyik lehetséges forrása azonban az, hogy élel-
sebben észleljük a naponta vásárolt termékek és szolgáltatások árát és azok változását, mint a ritkábban, de nagyobb összegért vásároltakét. Az időbeni – az árak változásának téves észlelésén vagy e változások negligálásán alapuló – pénzillúzió analógiájára értelmezhető a térbeli pénzillúzió, amely az országok közötti valóságos árszint-különbségek téves érzékeléseként határozható meg.

Ilyesfajta illúzió áldozatai lehetnek azok a Nyugat-Európába látogató turisták, akik csak az áruházak árcédulái alapján tájékozódnak. De azok a hazai szakértők is, akiknek („európai árakat” emlegetve) – az összehasonlító árstatisztikák figyelmetlen vagy szelektív tanulmányozása folytán – nem tűnik fel, hogy ha egy magyar átlagkereső Nyugat-Európában próbálna itthoni fizetéséből megélni, akkor életszínvonala – országtól függően – jelentősen zuhanna. Az 1. táblázat első sorából látható: 2013-ban a fejlett EU-tagországok átlagos háztartási fogyasztási kiadási árszintje közel 80 százalékkal haladta meg a magyarországit.⁶ Ennek a pénztárcánkra gyakorolt hatását érzékelteti a táblázat második oszlopában szereplő összehasonlítás, amely azt mutatja, hogy hány forintot érne 100 forintos hazai keresetünk, ha abból Nyugat-Európában kívánnánk megélni. Eszerint 100 forint – átváltás után – Nyugat-Európában átlagosan nagyjából 55 forintot ért 2013-ban, vagyis mintegy 45 százalékkal csökkent volna jövedelmünk vásárlóereje, ha azt nem itthon, hanem az Unió fejlettebb országaiban költöttük volna megélhetésre.

⁵ *Irving Fischer* [1928] könyvét tekintik a pénzillúzióval foglalkozó irodalom klasszikus művének. Bár a gazdasági szereplők racionális várakozásait feltételező modern makroökonómia nem számol a pénzillúzió lehetőségével, amint *Akerlof-Shiller* [2011] rámutatott: a modern gazdaságokat jellemző folyamatok gyakran érthetetlenek, ha eltekintünk a pénzillúziótól. Ám attól, hogy a gazdaság szereplőit gyakran pénzillúzió jellemzi, a gazdaság elemzője nem eshet pénzillúzióba: számára alapvető a nominális, illetve reálnagyságok megkülönböztetése. A pénzillúzióról lásd még *Shafir-Diamond-Tversky* [1997].

⁶ $1/0,562 = 1,78$, ahol 56,2 százalék a háztartási fogyasztási kiadásoknak az EU15-höz viszonyított magyarországi árszintje; lásd a 2. táblázat első sorát.

Az 1. táblázatból az is látható, hogy az EU15-ön belül sem elhanyagolhatók az árszintkülönbségek.⁷ Például Dániában csaknem 60, Angliában közel 50, Németországban 40 százalékkal csökkent volna hazai keresetünk vásárlóértéke 2013-ban. Nem véletlen, hogy ritkán hallunk olyan magyar nyugdíjasról, aki Skandináviában kívánna itthoni nyugdíjából megélni (a táblázatból látható, hogy Európán belül az északi országokban a legmagasabbak az árak), ellenben gyakran hallani ennek ellenkezőjéről. Azok a nyugat-európai nyugdíjasok, akik Magyarországra költöznek, nem szenvednek pénzüllúzióban: tudják, hogy időskori jövedelmük vásárlóereje akár több mint kétszeresére is emelkedhet, ha azt nálunk, nem pedig anyaországukban költik el.

1. táblázat

A háztartási fogyasztói kiadások árszintje Magyarországhoz viszonyítva és 100 forintnyi magyarországi kereset vásárlóértéke az Európai Unió fejlettebb tagországaiban 2013-ban

Országcsoport, ország	A háztartási fogyasztási kiadások árszintje (Magyarország = 100 százalék)	100 forintnyi magyarországi bér vásárlóértéke (forint)
EU15	178	56
Belgium	183	55
Dánia	234	43
Németország	170	59
Írország	198	50
Görögország	150	67
Spanyolország	159	63
Franciaország	183	55
Olaszország	173	58
Luxemburg	207	48
Hollandia	185	54
Ausztria	179	56
Portugália	144	69
Finnország	207	48
Svédország	217	46
Anglia	190	53

Forrás: Eurostat alapján saját számítás.

⁷ Ennek egyik fontos, de nem kizárólagos oka, hogy az országok között jelentős különbségek vannak az átlagos áfa-kulcsban, illetve abban, hogy a főbb kiadási tételeket hány százalékos kulccsal adóztatják. Ezt is figyelembe kell venni a 2. táblázatban közölt részletesebb összehasonlítások értelmezéséhez.

2.2. Relatív fogyasztói árszintek és árarányok

Az 1. táblázatban közölt és a továbbiakban ismertetett árszint-összehasonlítások forrása az Eurostat vásárlóerő-paritás adatbázisa (*Eurostat* [2014]). A keretes írás a vásárlóerő-paritás mibenlétét és a nemzetközi színvonal-összehasonlítások néhány további fogalmának, illetve mutatójának jelentését kívánja tisztázni.

Vásárlóerő-paritás, árszínvonalindex, nominális és reálszintek

A vásárlóerő-paritás (purchasing power parity – PPP) a valuták közötti egyfajta átváltási kulcs, amely a valutaárfolyamtól elröen, nem a valuták piaci árát, hanem viszonylagos vásárlóképességét fejezi ki. Amíg a valutaárfolyam azt jelzi, hogy a külföldi pénz egysége hány belföldi pénzegységért vásárolható meg, a vásárlóerő-paritás arról tájékoztat, hogy az az áru- és szolgáltatásmennyiség, amely egységnyi külföldi pénzért szerezhető be külföldön, hány belföldi pénzegységbe kerül belföldön. A vásárlóerő-paritás tehát az országok közötti árszínvonal-különbségekről ad képet – nemzeti valutákban kifejezve. Ahhoz, hogy azonos valutában is értelmezni tudjuk az árszínvonal-különbségeket, a vásárlóerő-paritást el kell osztani a valutaárfolyammal (ezt a mutatót nevezik árszínvonalindexnek). 2013-ban a hazai GDP árszintje az EU15 54 százalékának felelt meg. Ez úgy adódik, hogy azt az össztermelést reprezentáló árukosarat, amely az EU15 átlagában 1 euróba került, Magyarországon 161 forintért lehetett megvásárolni. 2013-ban a forint évi átlagos árfolyama 297 forint/euró volt, így a GDP relatív árszintje $161/297 = 0,54$. A statisztikusok a GDP-re, illetve a háztartási fogyasztásra (és a GDP további felhasználási komponenseire) vonatkozó vásárlóerő-paritást a részletes összetevők súlyozott átlagaként határozzák meg, ahol a súlyok a felhasználásban képviselt arányokból adódnak.

A vásárlóerő-paritás, illetve az árszínvonalindex segítségével határozható meg az egy főre jutó GDP (és a GDP egyes felhasználási komponenseinek) ún. reálszintje, valamint térbeli „volumenindexe”. A nemzetközi összehasonlító statisztikák szóhasználata szerint – a nemzeti statisztikákkal megegyezően – a nominális érték folyó áron (belföldi valutában vagy például euróban) kifejezett nagyságot jelent. A reálszint, illetve volumenindex viszont – a nemzeti statisztikák terminológiájától eltérően, de annak analógiájára – vásárlóerő-paritáson átszámított nagyságot, illetve az utóbbi más országokhoz vagy országcsoportokhoz viszonyított arányt jelent. A vásárlóerő-paritáson mért nagyságok egy-egy évre vonatkozó térbeli összehasonlítás tekintetében jelentenek reálszinteket (volumeneket), de nem alkalmasak a volumenek időbeni változásának mérésére (ezzel részletesen foglalkozik *Schreyer–Koechlin* [2002] és *Dey–Chowdhury* [2007]).

A 2. táblázat, amely néhány árucsoportnak és egy alapvető szolgáltatásnak, a lakhatási költségeknek az EU15-höz viszonyított, Magyarországon és egyes fejlett eu-

rópai országban mért árszintjéről tájékoztat, egyfajta magyarázatot ad arra: miből származhat az a gyakori téves képzet, miszerint a hazai árak megközelítették a nyugat-európai színvonalat. A táblázatban szereplő relatív árszintek alapján látható, hogy az összehasonlított fejlettebb EU-tagországokban az élelmiszerek, a ruházati, különösen pedig az elektronikai cikkek árszintje igen közel van a hazaihoz. Nem véletlen tehát, hogy az a nyugatra látogató turista, aki csak ezeket az árakat hasonlítja össze, nem érzékeli, hogy a hazai átlagos árszint lényegesen alacsonyabb a nyugat-európainál.

Ha azonban megkérdezzük nyugat-európában dolgozó ismerőseinket vagy hozzátartozóinkat, hogy havonta mennyit költenek lakhatásra (lakbér, háztartási energia stb.), megváltozik a kép: e szolgáltatások díja átlagosan két és félszerese (Angliában háromszorosa, Dániában 3,3 szorosa) a hazainak. (Magyarországon a lakhatási költségek az összes háztartási kiadásnak közel egynegyedét, nyugat-európában valamivel magasabb hányadát teszik ki.) Az arányok összehasonlítása alapján az az általánosabb minta rajzolódik ki, hogy Magyarországon a háztartások által fogyasztott árucikkek ára közelebb van a nyugat-európai szinthez, a szolgáltatásoké pedig jóval távolabb: 2013-ban az előbbieket árszintje a nyugati árszint 72, az utóbbiaké annak 44 százaléka körül állt. E kettő súlyozott átlagaként adódik a fogyasztási kiadások Nyugat-Európához viszonyított 56 százalékos árszintje. Fogyasztói áraink átlagos szintje tehát még messze nem „európai”.

2. táblázat

*A fogyasztási kiadások és egyes összetevőik árszintje Magyarországon és hat nyugat-európai országban 2013-ban
(az EU15 átlaga = 100 százalék)*

Fogyasztási összetevő	Magyarország	Ausztria	Dánia	Egyesült Királyság	Finnország	Írország	Németország
Vásárolt fogyasztás összesen	56,2	100,7	131,6	106,9	116,3	111,3	95,6
Fogyasztási árucikkek összesen	72,3	102,5	127,4	99,0	111,3	110,3	99,2
Élelmiszer	74,3	115,3	127,8	93,0	115,3	108,7	101,8
Ruházat és lábbeli	75,6	97,9	124,0	92,3	118,7	97,0	101,5
Elektronikai cikkek	93,5	94,8	111,9	101,6	107,9	104,3	93,9
Fogyasztói szolgáltatások összesen	44,3	98,5	135,6	115,1	121,8	112,3	93,3
Lakhatás, háztartási energia	38,3	86,9	133,8	124,4	114,3	105,5	95,3

Forrás: Eurostat.

2.3. Kitérő: a relatív fogyasztói árszint változása

A hazai háztartási fogyasztás viszonylagos árszintváltozását illetően gyakran kap hangot az a vélekedés, hogy az elmúlt években számottevően közeledtünk a fejlettebb EU-tagországok színvonalához.⁸ Bár az adatok ezt a benyomást éppoly kevésbé támasztják alá, mint azt, hogy árszintünk közel áll a nyugat-európai színvonalhoz, a relatív árszint változását nem helyes az egyes évek keresztmetszeti árszínvonal-indexei alapján meghatározni (erről lásd a korábbi keretes írást). Az Eurostat által közölt fogyasztási árszínvonalindex szerint az EU15-höz viszonyítva 2008-ban 67, 2013-ban pedig 52 százalékon álltunk, s a két adat egybevetése azt sejteti, hogy az azonos valutában mért fogyasztói árszintünk öt év alatt több mint 15 százalékkal süllyedt a fejlettebb EU-tagországokhoz képest. Ha viszont az időbeni összehasonlításra valóban alkalmas, az EU-Bizottság AMECO-adatbázisában (Annual macroeconomic database) közölt fogyasztási deflátorokat vetjük egybe, az derül ki, hogy ebben az időszakban a háztartási fogyasztási kiadások euróban mért árszintje valóban süllyedt az EU15-höz viszonyítva, mértéke azonban mintegy 5 százalék volt. Mivel a forintban mért áremelkedés jelentősen meghaladta a fejlettebb európai országok euróban mért áremelkedését, a forint mintegy 18 százalékos leértékelődésének következménye relatív árszintünk euróban mért csökkenése.

A következőkben a gazdaságok fejlettségi és árszintjét összekapcsoló közgazdasági és empirikus összefüggéseket tekintem át, továbbá – ezekre az összefüggésekre támaszkodva – Magyarországnak az EU-tagországok között elfoglalt pozíciójáról igyekszem képet alkotni.

2.4. Relatív árszint és relatív fejlettség: elmélet és tapasztalatok

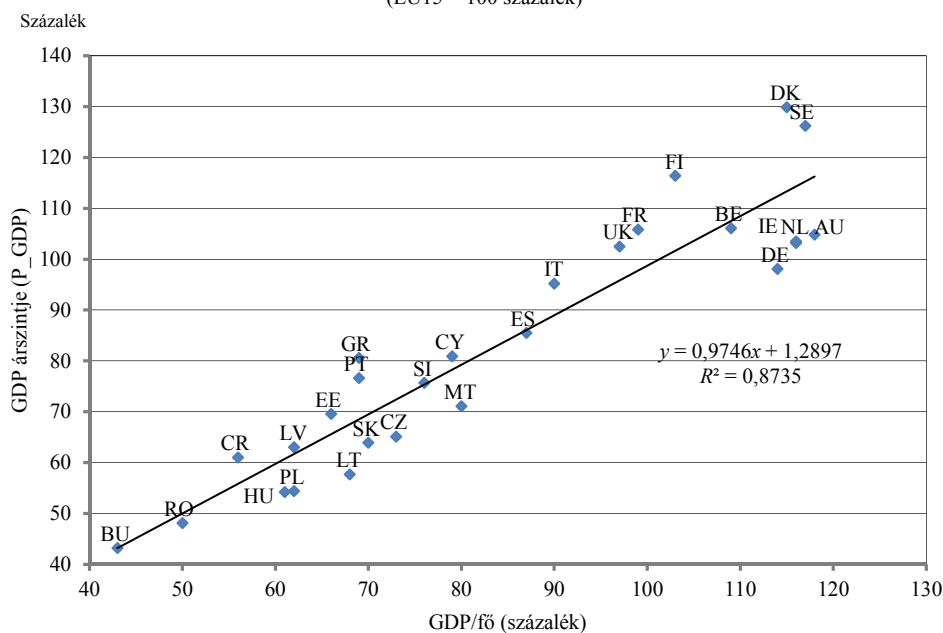
Balassa Béla [1964] és *Paul Samuelson* [1964], egymástól függetlenül, éppen fél évszázada fogalmazták meg azt a – Balassa–Samuelson-hatásként híressé vált – fontos összefüggést, hogy az azonos valutában mért általános árszintek az országok gazdaságával együtt emelkednek. Minél fejlettebb egy ország – minél magasabb az egy főre, illetve egy ledolgozott órára jutó GDP mennyisége –, annál magasabb a GDP árszintje, és megfordítva: minél fejletlenebb az ország, annál alacsonyabb az árszintje.⁹ Az 1. ábra a vásárlóerő-paritáson mért, egy főre jutó GDP függvényében

⁸ Például: „Nem törődhetünk bele, hogy az árak az uniós átlag felé tartanak, a bérek azonban nem” (*Scheiring* [2014]).

⁹ Másként fogalmazva: eltérő fejlettségű országok között nem érvényes a vásárlóerő-paritás elméletnek az az állítása, hogy az árfolyamok egyensúlyi szintjét a vásárlóerő-paritás határozza meg. A fejletlenebb országok valutái alulértékelték a vásárlóerő-paritáshoz viszonyítva, és az alulértékelttség mértéke a fejlettségi színvonal-különbség növekvő függvénye. Erre már *Ricardo* is utalt, az 1930-as években pedig *Harrod* fogalmazta meg az összefüggést, de akkoriban csekély figyelmet keltett (lásd *Ricardo* [1954] 144–148. old. és *Harrod* [1964] 53–63. old.).

ábrázolja az Európai Unió 27 tagországának az EU15 átlagához viszonyított általános (GDP-) árszintjét 2013-ban.¹⁰

1. ábra. A GDP árszintje a GDP/fő függvényében az EU tagországaiban 2013-ban
(EU15 = 100 százalék)



Megjegyzés. P_GDP: a GDP árszintje az EU15 átlagához viszonyítva. $P_GDP = 100 \times (PPS/E)$, ahol a PPS (purchasing power standard – vásárlóerő-standard) az Eurostat által konstruált (az ábrán az EU15-höz viszonyított) vásárlóerő-paritás, E pedig a valutaárfolyam. Az ábrán szereplő adatokra nézve 1 PPS = 1 euró vásárlóereje az EU15 átlagában, az euró-zóna tagországaira pedig E = 1. Az EU-szabályok szerinti országkódokat lásd a következő linken: <http://publications.europa.eu/code/hu/hu-370100.htm>.

Forrás: Eurostat.

Az Európai Unió tagországainak adatai rendkívül szoros, pozitív lineáris kapcsolatot jeleznek a fejlettség és az árszint között. A viszonylagos fejlettség 1 százalékponttal magasabb/alacsonyabb szintje – a régió egészét tekintve – közel 1 százalékponttal magasabb/alacsonyabb árszinttel társul.¹¹ Magyarország általános árszintje – Lengyelországhoz hasonlóan – 2013-ban regressziós vonal alatt helyezkedett el, vagyis az árszint a fejlettségi szintből következőnél némileg alacsonyabb volt. A 61

¹⁰ Luxemburg – csekély méretéhez tartozó extrém adatai miatt – nem szerepel az összehasonlításban.

¹¹ Ha 2013 helyett más éveket vagy hosszabb időszakok átlagát vizsgáljuk, hasonlóan szoros kapcsolatot tapasztalunk. Az 1. ábrán látható regressziós egyenletben a GDP/fő 0,975-ös együtthatója 1 százalékos szinten szignifikáns.

százalékos reálfelzárkózással a GDP árszintjének a ténylegesnél mintegy 6,5 százalékponttal (10 százalékkal) magasabb euróban kifejezett színvonala lett volna összhangban. Ez közvetve arra is utalhat, hogy a forint elmúlt években tapasztalt leértékelődése némileg meghaladta a közgazdaságilag indokolt mértéket, vagyis a hazai valuta 2013-ban alulértékeltté vált.

De mire vezethető vissza a fejlettség és az árszint szoros kapcsolata? Ezt Balassa és Samuelson azzal magyarázta, hogy a munkaigényes szolgáltatások ára, amelyet alapvetően a bérszint határoz meg, a szegényebb országokban alacsonyabb, a gazdagabbakban pedig magasabb. Az árutermelő szektorokat tekintve viszont kevésbé, vagy nem érvényesül a fejlettség és az árszint pozitív kapcsolata, mivel ezek belföldi árára jelentős befolyást gyakorolnak a külkereskedelmi (import-)árak. A magyarázat abból a megfigyelésből indult ki, hogy a gazdag és szegény országok közötti termelékenységi különbségek nagyobbak az árutermelő szektorokban, mint a kevésbé gépesíthető szolgáltató tevékenységekben, de ehhez *Balassa* [1964] modelljében három további feltevés társult: 1. az árutermelő szektorokban a bérek a termelékenységhoz igazodnak; 2. országokon belül a szektorok közötti bérszintek – az árutermelő szektor béreihez igazodva – kiegyenlítődnek; 3. országok között az áruk árszintje árfolyamon átszámítva kiegyenlítődik, vagyis ebben a körben teljesül a vásárlóerő-paritás.

E felvételek megalapozottsága – különösen az utóbbi kettőé – természetesen vitatható, s ennek alapján sokan kérdőjelezték meg a Balassa–Samuelson-hatás érvényességét. A statisztikai tények és azok magyarázatának világos megkülönböztetése végett javasolta *Samuelson* [1994] a „Penn-hatás” megnevezést. A világ legtöbb országára kiterjedő (az University of Pennsylvania-hoz kötődő) Penn World Table¹² jelezte ugyanis egyértelműen a relatív fejlettségi és árszintkülönbségek rendkívül szoros empirikus kapcsolatát, aminek a Balassa–Samuelson-hipotézis az egyik lehetséges, de nem az egyedüli, valamint nem mindig és mindenhol érvényes magyarázata. A „Penn-hatás” azonban – Samuelsont idézve – akkor is „brutális statisztikai tény”, ha Balassa modelljének feltevései megalapozatlannak bizonyulnának, illetve egyes alternatív – például az áruk és szolgáltatások egymástól különböző tényezőigényességén (*Bhagwati* [1984]) vagy keresletük eltérő jövedelemrugalmasságán (*Podkaminer* [2010]) alapuló – magyarázatok bizonyulnak alkalmasabbaknak.¹³

Az 1. ábra azt mutatja, hogy az Európai Unió tagországai között érvényesül a Penn-hatás (a jelentős fejlettségi különbségek jelentős árszintkülönbségekkel járnak), a 2. ábra pedig azt jelzi, hogy e mögött főleg a szolgáltatások árában mutatkozó számottevő eltérések állnak. Az ábra két oldalának összehasonlítása alapján látható,

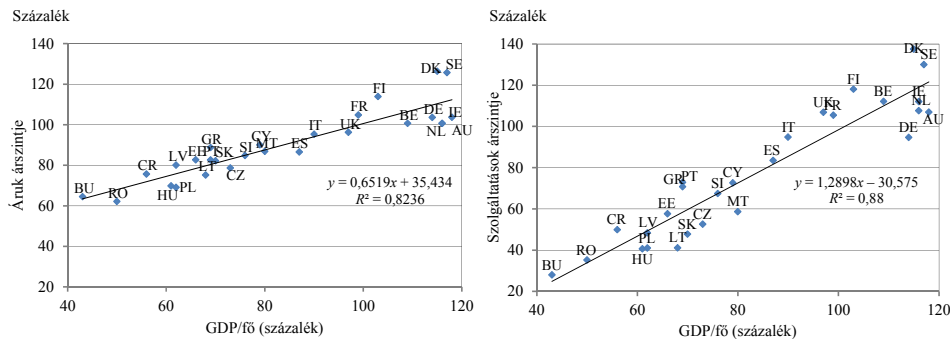
¹² 2013-ban a Penn World Table „új generációjának” gondozását a *University of Groningen* [2013] vette át.

¹³ *Samuelson* [1994] szerint: „Egy szilárd tény, amelynek nincs egyértelmű magyarázata, jobb, mint egy szép elmélet, amely hamis tényt igyekszik megmagyarázni.”

hogy az EU tagországaiban az árak árszintjében lényegesen kisebb (fejlettségi szinttől függő) különbségek mutatkoznak, mint a szolgáltatásokéban. Jóllehet az előbbieket árszintje nem egyenlítődik ki, a szolgáltatások ára és a fejlettség közötti kapcsolatot kifejező regressziós vonal sokkal meredekebb, mint az, amelyik az árak árára vonatkozik.

2. ábra. Az árak (bal oldal) és a szolgáltatások (jobb oldal) árszintje a GDP/fő függvényében az EU tagországaiban 2013-ban

(EU15 = 100 százalék)



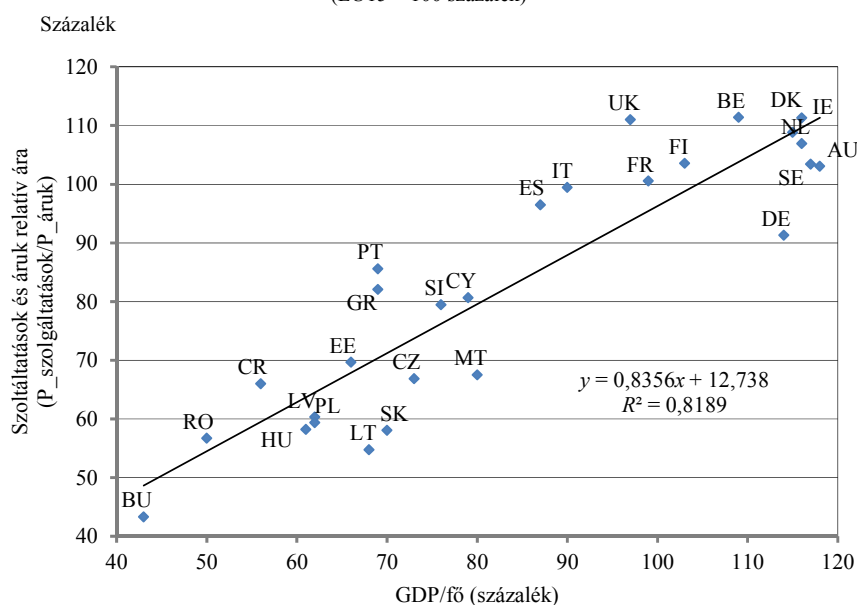
Forrás: Eurostat.

Az tehát, amit korábban a 2. táblázat bemutatott – Magyarországon a fogyasztói szolgáltatások az árucikkekhez olcsóbbak a fejlett európai országokhoz viszonyítva – szélesebb összefüggésrendszerbe illeszkedik. Az alacsonyabb fejlettségi szint nemcsak Magyarországon, hanem más országokban is azzal jár, hogy a szolgáltatások relatív ára alacsonyabb, továbbá ez az összefüggés nem csupán a fogyasztási cikkek és fogyasztói szolgáltatások, hanem a szolgáltatások és az árak arányát tekintve általában is érvényes. A 3. ábra a szolgáltatásoknak az árukhoz viszonyított, ún. „belső relatív árát” mutatja a fejlettségi szint függvényében.¹⁴ Az ábra az általános árszínvonal és a fejlettségi szint szoros kapcsolatának belföldi hátteréről ad képet: arról, hogy az árszinteknek a gazdasági fejlettségtől függő jelentős különbségét (lásd az 1. ábrát) döntően a szolgáltatásoknak az árukhoz viszonyított belföldi árban tapasztalt eltérések magyarázzák meg. Fontos azonban hangsúlyozni, hogy elsősorban a jelentős különbségek magyarázatáról van szó, hiszen – az 1. és a 3. ábra tanúsága

¹⁴ A 3. ábrán szereplő belső relatív árak az EU15-höz viszonyított külső relatív árak (a 2. ábra két oldala) arányát mutatják. Ez módszertani szempontból nem kifogástalan eljárás, mivel az árszerkezetek összehasonlításához más típusú vásárlóerő-paritásokat indokolt használni, mint amelyeket az egyes felhasználási tételek országok közötti szintbeli egybevetéséhez az Eurostat alkalmaz. Az alternatív (ún. Geary–Khamis-típusú) vásárlóerő-paritásokon alapuló árszerkezeti összehasonlításokat az OECD utóljára 2008-ról tett közzé, és abban az évben az országok többségében nem mutatkozott jelentős különbség a kétféle módszer szerint számított belső arányok között. A kétféle vásárlóerő-paritásról és azok alkalmazásairól lásd *Eurostat–OECD* [2012].

szerint – a hasonló fejlettségi szinten álló országok csoportján belül kevésbé érvényesülnek a régió egészét jellemző összefüggések.

3. ábra. A szolgáltatások és az áruk relatív ára a GDP/fő függvényében az EU tagországokban 2013-ban (EU15 = 100 százalék)



Forrás: Eurostat alapján saját számítás.

A 3. ábrán szereplő relatív ár közel áll ahhoz, amit a szakirodalomban „belső reálárfolyamnak” neveznek (lásd például *Égert–Halpern–MacDonald* [2006] és *Ruschner–Wolff* [2009]). Ez az árarány befolyásolja ugyanis a külkereskedelemben kerülő áruk, illetve az abból kimaradó javak (jórészt szolgáltatások) egymáshoz viszonyított belföldi keresletét és jövedelmezőségét (ezáltal kínálatát), s így a külkereskedelmi mérleget. Az „egyensúlyihoz” viszonyított magas relatív szolgáltatásárszintet a kereskedelmi mérleg deficitjét előidéző valuta-túlértékeltség, ennek ellenkezőjét a kereskedelmi többlet hozzájáruló alulértékeltség jeleként szokták tekinteni. Ha az egyensúlyi szintet a keresztszetszeti regressziós vonalon elhelyezkedő pontokként, a valuta félreértékeltségének mértékét pedig a 3. ábrán látható regressziós vonaltól mért eltérésként értelmezzük, akkor a forint mintegy 8 százalékkal volt alulértékelt 2013-ban. Ezzel a becsléssel nemcsak az 1. ábrán látható, a forint mintegy 10 százalékos alulértékeltségét jelző eltérés van összhangban, hanem az is, hogy Magyarország 2013-ban a GDP 8 százalékát elérő exporttöbbletével messze kiemelkedett az

EU-tagországok közül. Mindezek arra vonatkozó jelzések, hogy a forint az elmúlt években alulértékeltté vált. Ez is fontos adalék a fejlett európai országokhoz viszonyított, euróban mért magyarországi bérszint értelmezéséhez.

3. Nominális és reálbérszintek nemzetközi összehasonlításban

A bérszintek összehasonlításával kapcsolatban gyakran hangzik el a következőhöz hasonló okfejtés: „Jelenleg az EU átlagos gazdasági teljesítményének kétharmadát hozza Magyarország, a béreink színvonala viszont az uniós átlag alig több mint egyharmada. Tehát az, hogy azért olyan alacsonyok nálunk a bérek, mert a gazdaság is rosszabbul teljesít, nem igaz.” (*Molnár* [2014]).

Az idézett okfejtésben van egy, a keresetek országok közötti összehasonlításában rendszeresen visszatérő módszertani hiba, amelyet nemcsak politikusok, hanem szakértők is gyakran elkövetnek (lásd például *Pogátsa* [2011] és *Gazdag* [2013]). A gondolatmenet megfogalmazója ugyanis a relatív gazdasági teljesítményt vásárlóerő-paritáson, vagyis reálértéken, a relatív bérszintet viszont euróban, tehát nominálisan értelmezi. Az, aki így jár el, a teljesítmények nemzetközi egybevetésekor még átlát az árfolyamon átszámított nominális szintek „fátylán”, és volumeneket hasonlít össze, ám a kereseti szintekhez érve – a korábban javasolt fogalmat alkalmazva – „térbeli pénzüllúzió” áldozataként, árfolyamon átszámított nagyságokat mér egymáshoz.

A továbbiakban először a nettó keresetek, valamint a bruttó bérköltségek nemzetközi összehasonlíthatóságáról szólok, majd két állítást fejtek ki.

1. Ha közvetlenül és egyszerűen értelmezhető információhoz kívánunk jutni a teljesítmények és a keresetek kapcsolatáról, így arról, hogy valamely ország más országokhoz mért kereseti szintje összhangban van-e viszonylagos teljesítményével, akkor kétféle – egyaránt alkalmas – módszer követhető. Az egyik: mind a teljesítményeket, mind pedig a kereseteket reálértéken (vásárlóerő-paritáson) fejezzük ki, a másik lehetőség pedig az, hogy mindkettőt nominálisan, vagyis folyó áron (európai összehasonlításban: euróban) számszerűsítjük.

2. Nem eleve értelmetlen a reálteljesítmények és az euróban kifejezett kereseti szintek keresztmetszeti összehasonlítása, ennek elengedhetetlen feltétele azonban az, hogy megértsük a kettő közötti összefüggés közgazdasági természetét. Amint látni fogjuk, egyik megközelítés sem igazolja a hazai bérlamaradás tézisének.

3.1. A nettó keresettől a termelői bérköltségig

A bérszintek nemzetközi összehasonlítása sokkal bonyodalmasabb az áráknál. A keresetek ugyanis egyszerre jelentenek költséget (a munkáltató szempontjából) és jövedelmet (a munkavállaló szempontjából). A két összehasonlítás azonban nem feltétlenül vezet azonos eredményre. A munkáltató nézőpontjából a bruttó bérköltség számít – ez befolyásolja a hazai termelés jövedelmezőségét és költségversenyképességét más országokkal összehasonlítva –, a dolgozó szempontjából viszont a nettó kereset, hiszen ettől függ a vásárlás, illetve megtakarításra fordítható jövedelme. A keresetek kétféle szempontból értelmezett reálértékének országok közötti összehasonlításához különböző árszintindexeket kell használni. A munkáltató nézőpontjából tekintett „termelői reálbérez” a GDP árszintkülönbségét, a munkavállaló szempontjából fontos „dolgozói reálbérez” a fogyasztás árszintkülönbségét jelző indexet kell használni.

Ám, ha az áráknál bonyolultabb a keresetek nemzetközi összehasonlítása, a bruttó bérköltségnél sokszorosan nehezebb a nettó kereseti szintek nemzetközi egybevetése. Miközben többé-kevésbé egyértelmű jelentés tulajdonítható az átlagos bruttó bérköltség fogalmának, amelynek egy konkrét statisztikai adat is megfeleltethető, a nettó keresettel más a helyzet. Jövedelemszinttől, családnagyságtól, az adórendszeren és az azon kívül nyújtott pénzbeli és természetbeni társadalmi juttatásoktól is függ a nettó jövedelem. A támogatási és elvonási formákban jelentős különbségek mutatkoznak országok között. Nem véletlen tehát, hogy miközben az Eurostat a bérköltségekről közzé tesz átlagos adatot,¹⁵ a nettó keresetekről nem közöl ilyen számot, hanem – 13 kategóriába rendezve – jövedelemszinttől és családnagyságtól függő adatokat tesz hozzáférhetővé.¹⁶ Ráadásul ezek is csak az adórendszer hatásait veszik figyelembe, tehát nem tartalmazzák a pénzbeli és természetbeni társadalmi juttatások (például egészségügy, oktatás) értékét.

Dacolva a felsorolt koncepcionális és mérési nehézségekkel, a 3. táblázatban bemutatok egy, a hazai nettó keresetek és bruttó bérköltségek euróban, illetve vásárlóerő-paritáson mért szintjére vonatkozó, igen egyszerű és hangsúlyozottan hozzátétőleges összehasonlítást. Ezúttal az EU27 tagországának 2012. évi átlaga a viszonyítási pont,¹⁷ de azokra a tételekre, amelyekről az alapadatok rendelkezésre álltak, szerepelnek az EU15 átlagához mért, illetve 2013-ra vonatkozó viszonyszámok is. A táblázat első blokkja (1.–4.2. sor) nominális (euróban mért) arányokat

¹⁵ Eurostat database: Labour cost levels (lc_lci_lev). A bérköltséget és a munkaerőköltséget azonos értelemben használom.

¹⁶ Eurostat database: Annual net earnings (earn_nt_net).

¹⁷ Az Eurostat az EU15 egy órára jutó átlagos bérköltségéről és Horvátország nettó keresetéről nem közöl adatot, továbbá az EU27 2013. évi átlagos nettó kereseti szintjeiről a cikk írása idején még nem álltak rendelkezésre információk.

mutat, a második blokkban (5.–6. sor) a nominális értékek reálértékre történő konvertálásához szükséges árszintindexek szerepelnek, a harmadik blokkban (7.–10.2.) láthatók a relatív reálértékek. Az emlékeztető tételek között szerepel a háztartások fogyasztásnak, valamint – két fő összetevője – a fogyasztási kiadásoknak és az állami természetbeni társadalmi juttatásoknak az egy főre jutó viszonylagos reálértéke.

A továbbiakban a táblázat harmadik, valamennyi arányszámot tartalmazó oszlopára összpontosítok. 2012-ben Magyarországon a nominális (euróban) mért GDP/fő, az egy ledolgozott órára jutó GDP, illetve a bruttó bérköltség rendre a következő szinten állt az EU27 átlagához viszonyítva: 38,5, 34, illetve 32 százalék. A hazai gazdasági fejlettség (GDP/fő) viszonylagos nominális szintjétől tehát elmaradt a munkatermelékenység, az utóbbihoz viszont igen közel állt az egy órára jutó euróbérköltség színvonala. Az egy keresőre jutó nettó kereseti szintek – az Eurostat kategóriái szerint – az EU27 átlagának 24,5 és 31,5 között szóródtak, vagyis a legmagasabb nettó kereseti csoport relatív szintje is elmaradt a bruttó bérköltség viszonylagos színvonalától. Mindez arra utal, hogy nominális értéken a hazai bruttó bérköltség és a termelékenység nagyjából összhangban van egymással, de a nettó keresetek sávja ezekhez képest alacsonyabb.

A táblázat második blokkjában szereplő keresztmetszeti árszintindexek alkalmazásával kapjuk meg a viszonylagos reálértékeket, amelyek – a nominális szintekhez hasonlóan – azt mutatják, hogy a termelői reálbérek némileg alacsonyabbak a termelékenység szintjénél, ellenben a nettó reálkeresetek – rendkívül széles, az EU27 átlagának 41-től 53 százalékáig terjedő, s ezzel e mutató értelmezésének nehézségeit jól kifejező – sávja jóval elmarad a termelékenység, különösen pedig a gazdasági fejlettség viszonylagos szintjétől. A nettó reálkereseti adatokat azonban a 3. táblázat emlékeztető tételei között feltüntetett, természetbeni társadalmi juttatások fajlagos reál-szintjének ismeretében indokolt értelmezni. E juttatások egy főre jutó reálértéke az EU27 átlagának 80 százalékán, a gazdaság fejlettségét és termelékenységét jóval meghaladó szinten állt (lásd a táblázat 7. és 8. és 11.1. sorát), így az ún. tényleges háztartási fogyasztás (11. sor) reálszintje nagyjából összhangban volt a gazdaság reálteljesítményével: a magyar gazdaságnak az uniós átlaghoz viszonyított termelékenysége és fejlettsége között helyezkedett el.¹⁸

A továbbiakban a termelékenység és a bérköltségek kapcsolatát az Európai Unió tagországainak adatai alapján vizsgálom, választ keresve arra, hogy vajon a magyarországi bérköltségszint alacsonynak tekinthető-e a gazdaság teljesítményével egybevetve.

¹⁸ A volt szocialista EU-tagországokat a magyarországihoz hasonló minta jellemzi: a nettó keresetek sávja viszonylag alacsony, a természetbeni társadalmi juttatások szintje viszont igen magas a fejlettséggel, illetve a termelékenységgel egybevetve.

3. táblázat

*A magyar gazdaság összeteljesítményének és kereseti szintjének egyes mutatói az EU15-höz,
illetve az EU27-hez viszonyítva 2012-ben és 2013-ban
(százalék)*

Sorszám	Mutató	2012	2103	2012	2013
		EU15 = 100		EU27 = 100	
Nominális szintek (euróban)					
1.	GDP/fő	33,0	33,0	38,5	38,5
2.	GDP/óra	28,5	28,5	34,0	34,0
3.	Bruttó bérkötség/óra	–	–	32,0	31,0
	Nettó kereset				
4.1.	Alsó*	21,0	–	24,5	–
4.2.	Felső*	27,0	–	31,5	–
Árszintindexek (PPS/E)**					
5.	GDP	54,1	54,2	57,4	57,5
6.	Háztartási fogyasztási kiadás	56,8	56,2	60,2	59,6
Reálszintek (vásárlóerő-paritáson)					
7.= 1./(5./100)	GDP/fő	61,0	61,0	67,0	67,0
8.= 2./(5./100)	GDP/óra	53,0	53,0	59,5	59,5
9.= 3./(5./100)	Termelői reálbérkötség/óra	–	–	56,0	54,0
	Nettó reálkereset				
10.1.= 4.1./(6./100)	Alsó*	35,0	–	41,0	–
10.2.= 4.2./(6./100)	Felső*	44,5	–	53,0	–
Emlékeztető tételek (egy lakosra jutó reálszintek, vásárlóerő-paritáson)					
11.	A háztartások tényleges fogyasztása	58,0	58,0	63,0	63,0
	Ezen belül:				
11.1.	Fogyasztási kiadás	54,0	54,0	59,0	59,0
11.2.	Természetbeni társadalmi juttatások	75,0	75,0	80,0	80,0

* Az Eurostat adatbázisában szereplő tizenhárom kereseti/családnagyság szerinti kategória közül a minimális és maximális szint.

** Az Eurostat csak az árszintindexekről közöl egytizedes pontosságú adatot; a többi számot főtizedre kerekítettem.

Forrás: Az Eurostat- és az AMECO-adatbázis alapján saját számítás.

3.2. Nominális és reálbérkötség

Mindenekelőtt célszerű összefoglalni azokat a megfontolásokat, amelyek a termelési szinteknek a bruttó bérkötségekkel, nem pedig a nettó keresetekkel való

összehasonlítása mellett szólnak. Ez azért fontos, mert az írás elején idézett jelszavak a bérköltségekhez és a nettó keresetekhez egyaránt kapcsolódhatnak, az utóbbiakról azonban nemzetközi összehasonlításban a következő okok miatt csaknem lehetetlen kvantitatív megállapításokat tenni:

- nem léteznek nemzetközileg összehasonlítható országos nettó átlagbér adatok (az Eurostat a 13 jövedelmi/családkategóriához nem ad meg súlyokat);
- a nettó reálkeresetek önmagukban értelmezhetetlenek a természetbeni társadalmi juttatások reálértékének figyelembevételével, ám az egy főre jutó társadalmi juttatások átlagos volumene nem kapcsolható össze a nettó keresetek kategóriák szerinti adataival;
- miközben az egy órára jutó GDP közvetlenül összehasonlítható az egy órára jutó munkaerőköltséggel, meglehetősen problematikus lenne az egy keresőre jutó – amúgy nem is létező – éves nettó kereset összehasonlítása az egy órára jutó GDP-vel.

De nézzük azt a kategóriát, ahol van értelme az összehasonlításának. Az Eurostat által közölt adatok szerint az egy órára jutó bruttó bérköltség Magyarországon 2012-ben 7,5, 2013-ban 7,4 eurót tett ki, ami az EU27 átlaga mintegy 31-32 százalékának felelt meg. Ez vajon az EU27-hez viszonyított, mintegy 60 százalékos (az EU15-höz mért 53 százalékos) termelékenységi szinthez képest sok vagy kevés, netán éppen megfelelő? Amint szó volt róla, a nominális 30 és a vásárlóerő-paritáson átszámított 60 százalék körüli szint egyszerű egymás mellé helyezése nem alkalmas következtetések levonására. Előzetesen azonban azt sem lehet megmondani, hogy mindkét szint nominális vagy reál-összehasonlítása ígéretesebb-e. Éppen ezért, első lépésként a legfrissebb adatok alapján euróban és vásárlóerő-paritáson egyaránt célszerű megvizsgálni az EU 26 tagországát jellemző keresztmetszeti összefüggést.

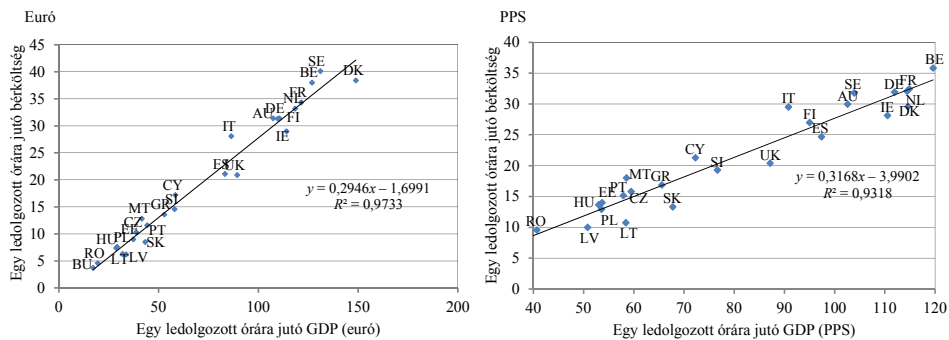
A 4. ábra bal oldalán látható nominális összehasonlítás rendkívül szoros kapcsolatot jelez az euró-béreköltség és az euróban mért termelékenység között: egy százalékponttal magasabb folyó áron mért termelékenység szint mintegy 0,3 euróval magasabb bérköltséggel jár együtt.¹⁹ Jól látható, hogy Magyarország adatpontja a regressziós vonalon fekszik, az ország euróban mért bérköltség-szintje tehát megfelelt annak, amit az európai keresztmetszeti összefüggés alapján várunk. Az ábra jobb oldala az árszintkülönbségekkel korrigálva, tehát reálértéken mutatja az országok átlagos termelékenységének és bérköltségének kapcsolatát. Ez esetben is nagyon szoros a kapcsolat, és jól látható, hogy Magyarország termelői reálbére összhangban

¹⁹ A relatív szinteket (a logaritmusok kapcsolatát) nézve: 1 százalékkal magasabb eurótermelékenység 1,1 százalékkal magasabb bérköltséggel jár.

van az ország viszonylagos termelékenységi szintjével. Ez nem mondható el az EU egyes új tagországairól (Lettországról, Litvániáról és Szlovákiáról), amelyek jóval a regressziós vonal alatt helyezkednek el.

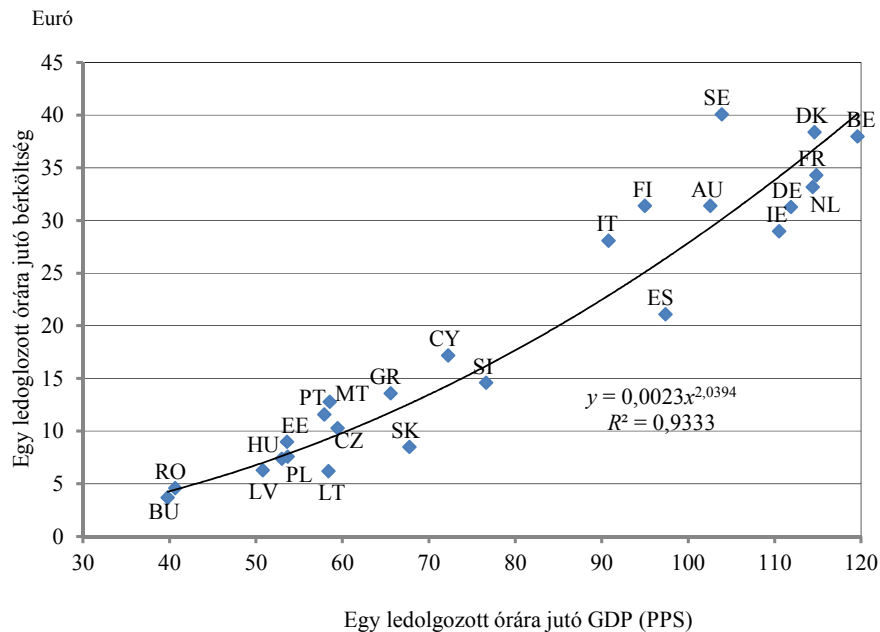
4. ábra. A bérköltség és a termelékenység kapcsolata euróban (bal oldal) és vásárlóerő-paritáson mérve (jobb oldal) az EU 26 tagországában 2013-ban

(az EU15 átlaga = 100 százalék)



Forrás: Az Eurostat- és AMECO-adatbázis alapján saját számítás.

5. ábra. Az egy órára jutó bérköltség (euróban) és a GDP volumene az EU26 tagországában 2013-ban



Forrás: Az Eurostat- és AMECO-adatbázis alapján saját számítás.

Végül tekintsük az euróbérek és a reáltermelékenység gyakran emlegetett kapcsolatát, amely a korábban hivatkozott vélemények szerint egyértelműen jelzi a hazai bérszint lemaradását. Az 5. ábrán a vízszintes tengely a reáltermelékenység viszonylagos szintjét, a függőleges tengely pedig az euróban kifejezett bérköltséget mutatja.

Először az tűnik szembe, hogy a nominális bérekhez és a reáltermelékenységhez legszorosabban illeszkedő görbe nem lineáris, hanem hatványos, még hozzá csaknem pontosan négyzetes kapcsolatot jelez. Ennek az a magyarázata, hogy az euró-bér a vásárlóerő-paritáson mért (reál-) bérnek (4. ábra jobb oldal, függőleges tengely) és a relatív árszintek (1. ábra, függőleges tengely) a szorzata, s mindkettő szoros lineáris kapcsolatban áll a relatív termelékenységi szinttel, 1-hez közeli koefficiensekkel.²⁰ Az 5. ábrán, az előzőhöz hasonlóan, azt látjuk, hogy Magyarország adatpontja rásimul a regressziós görbére, jelezve, hogy alkalmas összehasonlítás esetén nem mutatkozik az ország reálteljesítményéhez viszonyított nominális bérlamaradás. Meg kell azonban jegyezni, hogy amennyiben a forintnak a korábban tárgyalt, mintegy 5–10 százalékosra becsült alulértékeltsége megszűnne, akkor az euróban kifejezett bérek hasonló arányban emelkednének, ami még összhangban lenne a reáltermelékenység által indokolt szinttel.

4. Összegzés

Illúziókon alapul és illúziókat kelt az a közkeletű elképzelés és minden kapcsolódó szlogen, amely szerint nemzetközi összehasonlításban a hazai árak szintje sokkal magasabb, ellenben a bérszint jóval alacsonyabb annál, mint amit a gazdaság viszonylagos fejlettsége indokol. Az ilyen jelszavak azt a hamis, teljesíthetetlen ígéretet hordozzák, hogy Magyarország átlagos kereseti szintje reálgazdasági erőfeszítések nélkül is közeledhet az Európai Unió fejlett tagországainak szintjéhez. A magyar gazdaság számára olyan hosszú távú stratégiát kellene kidolgozni, amely lehetővé teszi a termelékenység tartós emelkedését, mivel csak ez alapozhatja meg a bérek hosszú távú felzárkózását.

Irodalom

AKERLOF, G. A. – SHILLER, R. J. [2011]: *Animal spirits – avagy a lelki tényezők szerepe a gazdaságban és a globális kapitalizmusban*. Corvina Kiadó. Budapest.

²⁰ Emlékeztetőül: $V = P \times Q$, ahol V az érték (euróban), P az árszintindex, Q a volumen. A keresztmetszeti nominális és reálnagyságok összefüggéséről részletesebben lásd *Oblath* [2014a].

- BALASSA, B. [1964]: The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *The Journal of Political Economy*. Vol. 72. No. 6. pp. 584–596.
- BHAGWATI, J. N. [1984]: Why Are Services Cheaper in the Poor Countries? *Economic Journal*. Vol. 94. No. 374. pp. 297–286.
- DEY-CHOWDHURY, S. [2007]: International Comparisons of Productivity: The Current and Constant PPP Approach. *Economic & Labour Market Review*. Vol. 1. No. 8. pp. 33–39.
- EARLE, J. S – TELEGDY, Á. – ANTAL, G. [2012]: *FDI and Wages: Evidence from Firm-Level and Linked Employer-Employee Data in Hungary, 1986–2008*. George Mason University School of Public Policy Faculty Research Paper Series. No. 2013-08. Arlington.
- EC (EUROPEAN COMMISSION) [2014]: *Annual Macro-Economic Database (AMECO)*. Economic and Financial Affairs. http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/ameco/index_en.htm
- ÉGERT, B. – HALPERN, L. – MACDONALD, R. [2006]: Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 20. No. 2. pp. 257–324.
- EUROSTAT – OECD (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT) [2012]: *Methodological Manual on Purchasing Power Parities (PPPs)*. <http://www.oecd.org/std/prices-ppp/eurostat-oecdmethodologicalmanualonpurchasingpowerparitiesppps.htm>
- EUROSTAT [2014]: *Statistics Database*. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database
- FISCHER, I. [1928]: *The Money Illusion*. Adelphi Company. New York.
- GAZDAG L. [2013]: *Az alacsony fizetésektől szenved Magyarország*. Ado/online. <http://ado.hu/rovatok/ado/az-alacsony-fizetesektol-szenved-magyarorszag>
- HARROD, R. [1964]: *International Economics*. Cambridge University Press. Cambridge.
- MOLNÁR CS. [2014]: Interjú Molnár Csabával, a Demokratikus Koalíció képviselőjével. *Magyar Narancs*. Május 24. <http://magyarnarancs.hu/belpol/abba-kellene-hagyni-a-jobbik-hisztitmolnar-csaba-a-demokratikus-koalicio-ep-kepviselojeloltje-90209>.
- OBLATH G. [2014a]: A hazai „bérelemaradás” kérdése, a forint reálárfolyama és a bérfelzárkózás kilátásai. In: *Sebestyén K. (szerk.): Surányi György hatvanéves*. Pénzügykutató Alapítvány. Budapest. http://penzuegykutato.hu/sites/default/files/suranyi_60_eves_web.pdf
- OBLATH G. [2014b]: Az árfelzárkózás és a bérelemaradás illúziója. *Élet és Irodalom*. LVIII. évf. 20. sz. http://www.es.hu/oblath_gabor;az_arfelzarkozas_es_a_berleymaradas_illuzioja;2014-05-15.html
- OBLATH G. [2014c]: *Európai munkáért európai béreket?* Defacto blog. <http://blog.defacto.io/post/92518618000/europai-munkaert-europai-bereket>
- PODKAMINER, L. [2010]: *Why Are Goods Cheaper in Rich Countries? Beyond the Balassa-Samuelson Effect*. Working Papers. No. 64. April. Wiener Institut für Internationale Wirtschaftsvergleiche. Wien.
- POGÁTSÁ Z. [2011]: *Radikális béremelést! Senki nem tudja megmondani, miért olyan alacsonyak a magyar bérek, amilyenek*. FN blog. http://pogi.blog.fn.hu/index.php?view=bejegyzes_oldal&bejid=172863&kompage=3
- RICARDO, D. [1954]: *A politikai gazdaságtan és az adózás alapelvei*. Akadémiai kiadó. Budapest.
- RUSCHER, E. – WOLFF, G. B. [2009]: *External Rebalancing is Not Just an Exporters’ Story: Real Exchange Rates, the Non-Tradable Sector and the Euro*. *European Economy*. Economic Papers. No. 375. Mach.

- SAMUELSON, P. [1964]: Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 46. No. 2. pp. 145–154.
- SAMUELSON, P. [1994]: Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later. *Review of International Economics*. Vol. 2. No. 3. pp. 201–226.
- SCHEIRING G. [2014]: *Európai fizetéseket!* http://scheiringgabor.blog.hu/2014/05/03/europai_fizeteseket?utm_source=mandiner&utm_medium=link&utm_campaign=mandiner_201405
- SCHREYER, P. – KOEHLIN, F. [2002]: *Purchasing Power Parities – Measurement and Uses*. OECD Statistics Brief. No. 3. <http://www.oecd.org/std/prices-ppp/2078177.pdf>
- SHAFIR, E. – DIAMOND, P. – TVERSKY, A. [1997]: Money Illusion. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 112. No. 2. pp. 341–374.
- SOÓS, K. A. [2013]: *The Role of Intra-Industry Trade in the Industrial Upgrading of the 10 CEECs New Members of the European Union*. Working Paper P2.2. <http://www.grincoh.eu/working-papers>
- UNIVERSITY OF GRONINGEN [2013]: *Penn World Table. Version 8.0*. <http://www.rug.nl/research/ggdc/data/penn-world-table>

Summary

According to a popular fallacy, in Hungary the level of prices has almost reached that of the more developed member states of the European Union, while the level of wages is lagging behind both the price level and the relative economic performance of the country. The article shows that these misperceptions are related to the selective comparison of prices on the one hand, and to methodological problems in the comparison of wages, on the other. It is pointed out that, if adequately compared, the level of Hungary's prices turns out to be somewhat lower than justified by that of per capita real GDP, while the level of Hungary's labor costs, adjusted to the differences in price levels, is in line with that of the country's labor productivity.

Rendszertelen idősorok modellezése spline-interpolációval*

Rappai Gábor,
a Pécsi Tudományegyetem
Közgazdaságtudományi Kará-
nak intézetigazgató egyetemi
tanára
E-mail: rappai@ktk.pte.hu

Az interpolációs módszerek speciális osztályáról, a spline-interpolációról kapunk áttekintést a tanulmány segítségével. Amennyiben a nemekvidisztáns idősort kiegészítjük (átlaggal, esetleg az előző értékkel feltöltjük, vagy interpolációval pótoljuk), és az így keletkező ekvidisztáns modellezzük, gyakran fals eredményre jutunk: ugyanis nem ritka, hogy a kiegészített idősor más tulajdonságokkal rendelkezik, mint az eredeti generáló folyamat. A szerző célja annak bemutatása, hogy a rendszertelen idősorok kiegészítése nem történhet mechanikusan. Dolgozatában néhány rendszertelen empirikus idősoron demonstrálja a bemutatott eljárásokat, majd néhány általános konklúziót fogalmaz meg.

TÁRGYSZÓ:
Idősorelemzés.
Interpoláció.

* A szerző ezúton mond köszönetet a TÁMOP-4.2.2.C-11/KONV-2012-0005 számú „Jól-lét az információs társadalomban” című pályázatnak kutatás támogatásáért. Köszönet illeti a pályázatban is közreműködő kollégáimat, illetve a *Statisztikai Szemle* ismeretlen lektorát értékes tanácsaikért.

Az idősorelemzés szakirodalma túlnyomó többségben olyan jelenségekkel foglalkozik, amelyekben a megfigyelések időpontjai egymástól azonos távolságra vannak, vagyis két megfigyelt időpont között egyenlő hosszúságú idő telik el. Az ilyen idősorokat tartalmazó adatállományok esetében tulajdonképpen nincs szükség a megfigyelés dátumának (időpontjának) feljegyzésére, teljes körű információt kapunk akkor is, ha csak a kezdő, illetve végső időpontot, valamint a megfigyelések gyakoriságát (az idősor frekvenciáját) tüntetjük fel.

Ezeket az idősorokat ekvidisztánsnak¹ nevezzük, és modellezésük során gyakran élünk (beláthatóan információvesztés nélkül) azzal az egyszerűsítéssel, hogy a tényleges dátum helyett az időpontokat fiktív, számtani sorozatot alkotó egész számokkal jelöljük. (A leggyakrabban alkalmazott időmegjelölés a szokásos $t = 1, 2, \dots, T$.) Az idősor-elemzési technikák ugyanakkor nem szűkíthetők le az egyenletes (rendszeres) idősorok modellezésére, ugyanis számos olyan esettel találjuk szembe magunkat, amikor a megfigyelések nem egyenlő időközönként követik egymást.

A gazdaságtudományok területén szemléletes példa a pénzügyi piacokon mért árfolyam-idősorok esete, ahol – elsősorban a hétvégi, ritkábban az ünnep- vagy tőzsdeszünnapok következtében – az idősorokban „lyukak” vannak, ezáltal még az amúgy egymástól rendszeresen 24 óra távolságra levő záró árfolyam adatok sem ismétlődnek szabályosan. Az egy napnál nagyobb gyakoriságú pénzügyi idősorok esetén pedig a rendszertelenség tekinthető általánosnak, hiszen a valamennyi üzletkötést tartalmazó árfolyamidősoroknál az azonos távolság kritériuma úgysem teljesül, hiszen semmi sem garantálja, hogy a brókerek 10 vagy 20 másodpercenként kötnék üzletet. Szintén gyakran találkozunk rendszertelen idősorokkal a kereslet mikroszintű modellezésében, amikor az egyébként nem megfigyelhető keresletet a fogyasztással (azaz a rendszertelen időközökben megvalósuló vásárlásokkal) helyettesítjük.

A nem egyenletes időközökben keletkező megfigyelések modellezésének széles tárházát használják a tengerbiológiában, az asztrofizikában, a meteorológiában. Önmagában megérne egy hosszabb fejtegetést, hogy mi okból keletkeznek ilyen rendszertelenül megfigyelt idősorok, mennyiben lenne javítható a helyzet a mérési módszer tökéletesítésével, ám ezzel itt nem foglalkozunk.² A rendszertelenséget (időbeli

¹ Az ekvidisztáns helyett az angol nyelvű szakirodalom gyakran használja az *evenly-spaced* vagy *equally-spaced*, a német nyelvű az *regelmäßige* kifejezést is. Ezek a megjelölések viszonylag ritkán kerülnek elő, ugyanis „hírértéke” az egyenletesség nem teljesülésének van.

² Érdeemes belegondolni, hogy a rendszertelen idősoroknak tulajdonképpen három altípusa különböztethető meg: a rendszeres, de nem mindig azonos időközönként keletkező; a rendszeres, de időnként kimaradó; illetve a teljesen rendszertelenül keletkező idősor. Ezek között a dolgozatban nem teszünk különbséget.

egyenetlenséget) adottságként fogjuk fel, ugyanakkor kijelenthető, hogy a modellezést nehezítő anomália, kellemetlen tulajdonság.

Az idők során különböző megoldások fejlődtek ki a változó időintervallumokat tartalmazó idősorok modellezésére:

1. Elsősorban pénzügyi idősorok esetén (de a csapadék modellezésében is) használatos, hogy a meglevő lyukakat 0-kal (bizonyos esetekben az utolsó megfigyelt tényleges értékkel³) töltjük fel, és az így kiegészített idősorokon végezzük el a modellezést. Intuitív módon is könnyen belátható, hogy ez a megoldás nagy mennyiségű kiegészítés alkalmazásakor teljesen tévútra vihet, ezért óvatosan kezelendő.

2. Nyilvánvalóbb megoldásnak tűnik, hogy keressünk az idősornak egy olyan frekvenciát, amelyre minden megfigyelés ráilleszhető, majd interpoláljunk a hiányzó időpillanatokhoz kvázi megfigyeléseket. Lineáris interpoláció esetén a megoldás mindenképpen gyors és kényelmes, ugyanakkor a nemlinearitásra vonatkozó tesztek ilyenkor kevésbé lesznek hatásosak, meglepően gyakran előfordul, hogy olyankor is nemlinearitást mutatnak, amikor az eredeti adatok között ez nem volt tapasztalható (*Schmitz* [2000]).

3. Lényegesen komplexebb (a dolgozatban nem tárgyalt megoldás), ha az idősor kovariancia-struktúrájából (autokovariancia-függvényéből) kiindulva képzünk becslőfüggvényt, amivel a hiányzó helyeket ki tudjuk egészíteni. Amennyiben az adathiányos szakaszt olyan valószínűségi változók jellemzik, amelyek valószínűség-eloszlása megegyezik az ismert adatok eloszlásával, akkor alkalmazható a Lomb–Scargle-algoritmus (eredeti leírását lásd *Lomb* [1976], jó áttekintést ad róla *Schmitz* [2000]), amely a rendszertelen adatokra szolgáltat periodogramot, és amelynek fontos jellemzője, hogy nem szükséges feltételezésekkel élni az adathiányos szakaszra vonatkozóan.

4. Amennyiben az adatsorunk ténylegesen rendszertelenül keletkezik, vagyis az ekvidisztáns idősorból hiányzik egy-egy megfigyelés, célszerű lehet bevezetni a folytonos időt feltételező modelleket (continuous-time model). A probléma már viszonylag korán megjelent a modellezési szakirodalomban, érdemben *Jones* [1985], *Bergstrom* [1985] és *Hansen–Sargent* [1991] foglalkozott a kérdéssel. A dolgozatnak nem célja a folytonos időt feltételező modellekre vonatkozó eredmények bemutatása, az érdeklődőknek ajánljuk *Brockwell* [2001]

³ Az árfolyam-modellezésben a leggyakoribb feladat a hozam előrejelzése, ebben az esetben a hiányzó hozam adatok 0-val történő feltöltése ekvivalens a hiányzó árfolyam adat legutolsó tényleges adattal való helyettesítésével (forward-flat interpolation).

vagy *Cochrane* [2012] kitűnő összefoglalóját. Az ilyen modellek paraméterbecslésének általánosan használt, állapotér modellen alapuló megoldását kimerítően tárgyalja *Wang* [2013]. Ez a modellosztály leginkább előrejelzési célra használatos, ugyanakkor gyenge pontja, hogy az előrejelzés megint csak ekvidisztáns idősort feltételezve készül.

Ebben a tanulmányban az interpolációs módszerekről, pontosabban egy speciális osztályukról a spline-interpolációról⁴ kapunk áttekintést. Amennyiben a nemekvidisztáns idősort kiegészítjük (átlaggal, esetleg az előző értékkel feltöltjük, vagy interpolációval pótoljuk), és az így keletkező ekvidisztáns idősort modellezzük, gyakran meglehetősen fals eredményre jutunk, ugyanis nem ritka, hogy a kiegészített idősor más tulajdonságokkal rendelkezik, mint az eredeti generáló folyamat. Célunk annak bemutatása, hogy a rendszertelen idősorok kiegészítése annak ellenére sem történhet mechanikusan, hogy a statisztikai-ökonometriai programcsomagok a lehetőséget „tálcán kínálják”.

A továbbiakban először áttekintjük a gyakrabban alkalmazott interpolációs technikákat, viszonylag részletesen tárgyalva a spline-interpoláció alapvető tulajdonságait, illetve sajátosságait. Ezt követően szimulált (fiktív) idősorokon mutatjuk meg, hogy milyen torzulásokat eredményezhet az adatgeneráló-folyamat(ok) felismerése során, ha a rendszertelen idősorokat előbb feltöltjük, majd a kiegészített idősor(ok)ra végezzük el a szokásos teszteket. A tanulmány végén néhány rendszertelen empirikus idősoron demonstráljuk a bemutatott eljárásokat, legvégül néhány általános konklúziót fogalmazunk meg.

1. A probléma kezelése hiányzó adatok feltételezésével

A rendszertelen idősorok kezelésének megszokott útja, ha azzal a feltételezéssel élünk, hogy létezik egy „eredeti” idősor, ami tulajdonképpen ekvidisztáns, csak nem ismerünk belőle néhány megfigyelt értéket. Ilyenkor a hiányzó adatok kezelésének leggyakrabban alkalmazott módszere az idősori interpoláció.

Az interpoláció általánosabban használatos eljárás, vagyis nem csak akkor alkalmazható, ha hiányzó vagy vélt hiányzó adatot akarunk pótolni. Minden olyan becslést így nevezünk, amelyben az idősor „közepén” (értsd nem a megfigyelési idősza-

⁴ A spline kifejezésnek mindeddig nem honosodott meg magyar megfelelője. A szó eredetileg a hajógyártásból származik, a hosszú, rugalmasan hajlítható, a hajótest formáját jól követő lécekre (dongákra) használatos. A spline-okra vonatkozó első matematikai hivatkozás *Schoenberg* [1946] cikkében olvasható.

kon túl!) található időponthoz rendelünk hozzá egy ex post becslést. Jelen dolgozatban az interpoláció két típusát mutatjuk be:

- a *lineáris* (illetve az ezzel gondolatvilágában azonos log-lineáris) és
- a *spline*

közelítést. Mindkét eljárás ugyanazzal a lépéssel indul: meg kell határoznunk az idősorra jellemző gyakoriságot, vagyis azt a frekvenciát, aminek alkalmazásával kijelöljük a hiányzó (interpolálandó) adatok helyét. Bizonyos esetekben a kérdés triviális, hiszen adott egy „természetes” gyakoriság, csak valamely okból nem keletkezik minden elvárt időpillanatban adat. (Gondoljunk a már említett napi záróár-folyam-idősorban szombatnaként és vasárnapnaként keletkező lyukakra. Ekkor a természetes megfigyelési gyakoriság a naponkénti, ugyanakkor minden 6. és 7. érték hiányzik.) Más esetekben nincs ilyen kézenfekvő megoldás, hiszen például a világcsúcsok egy sportágban vagy a kormánykoalíció erejét mutató mandátumarány változása elméletileg sem ugyanolyan időközönként következik be. A már többször említett tőzsdei példában hasonló problémák keletkeznek akkor, amikor a különböző tőkepiacokon (tőzsdéken) a nemzeti sajátosságok következtében eltérő időpontokban megjelenő ünnepnapok okoznak rendszertelenséget.

Általánosan javasolt eljárás, hogy a feltételezett gyakoriság legyen a tényleges megfigyelések között előforduló *legkisebb* távolság. Erről ugyanakkor könnyen belátható, hogy nem feltétlenül eredményez olyan frekvenciát, amelyre valamennyi tényleges érték illeszkedik. Két megjegyzést fűznénk a feltételezett időszori frekvencia megállapításához:

- egyrésztől kívánatos, hogy minél több (lehetőleg az összes) eredeti megfigyelés megfeleltethető legyen a feltételezett idősor egy konkrét pontjával, ami – könnyen átláthatóan – a minél sűrűbb megfigyelési gyakoriság melletti érv;
- másrésztől el kell(ene) kerülni, hogy az interpolált értékek száma meghaladja (egy es érvelések szerint megközelítse) a tényleges (valós) adatok számát, mindez a túl sűrű feltételezett megfigyelési gyakoriság ellen szól.⁵

A feltételezett gyakoriság bevezetésével már egyenletessé tett, ám hiányzó adatokat tartalmazó idősor felírását követően az interpoláció azt jelenti, hogy meg kell becsülnünk a folyamat lefutását minden ismert két empirikus érték között.

⁵ A szakirodalom az elmúlt mintegy két évtizedben sokat foglalkozott azzal a problémával, hogy az extrém nagy sűrűségű idősorok (ultra-high frequency data) modellezése esetén az említett kritériumok nehezen teljesíthetők. Az ilyen, tipikusan tőzsdei üzletkötéseket tartalmazó idősorok modellezési lehetőségeinek kitérő összefoglalása olvasható Engle [1996] munkaanyagában.

Az interpoláció eredményeként keletkező kiegészített idősorral kapcsolatban két követelményt támaszthatunk:

- ahol ilyen létezik, ott a megfigyelt időszori értékeket adja vissza,
- legyen viszonylag sima, azaz diszpreferálja a töréseket.

Vezessük be a következő jelöléseket! Legyen a megfigyelt (empirikus) idősorunk

$$y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_k}, \dots, y_{t_T},$$

ahol $t_2 - t_1$ nem feltétlenül egyezik meg $t_3 - t_2$ távolsággal. Legyen Δ az a legnagyobb távolság, amelyre igaz, hogy valamennyi $t_k - t_{k-1}$ megegyezik Δ -val vagy annak egész számú többszörösével.⁶

Ekkor képezhető a következő hiányos idősor:

$$y_{t_1}, y_{t_1+\Delta}, y_{t_1+2\Delta}, \dots, y_{t_1+j\Delta}, \dots, y_{t_T},$$

ahol $y_{t_1+j\Delta}$ eredetileg nem megfigyelt, vagyis interpolációval előállítandó adat akkor, ha $t_1 + j \times \Delta$ nem esik egybe egyetlen eredeti t_k -val sem.

Az interpoláció során a feladatunk tehát az, hogy valamilyen eljárással becsljük azokat az értékeket, melyek olyan időpontokhoz tartoznak, amelyből eredetileg nem származik empirikus adatunk. Triviális, ám a korábban felállított kritériumrendszernek nem teljesen megfelelő eljárás a lineáris interpoláció. Ekkor ha

$$y_{t_{k-1}} = y_{t_1+(j-1)\Delta} < y_{t_1+j\Delta} < y_{t_k} = y_{t_1+(j+1)\Delta},$$

ahol $y_{t_1+j\Delta}$ eredetileg hiányzik, ugyanakkor két „szomszédja” ismert, akkor az interpolációval pótoltt érték

$$\hat{y}_{t_1+j\Delta} = y_{t_{k-1}} + \frac{y_{t_k} - y_{t_{k-1}}}{t_k - t_{k-1}} = y_{t_{k-1}} + \frac{y_{t_k} - y_{t_{k-1}}}{2\Delta}.$$

Az utóbbi felírás alapján könnyen belátható, hogy amennyiben a két empirikus érték között egynél több hiányzó adat található, akkor az interpoláció a nevező értelemeszerű módosításával egyszerűen elvégezhető. Általánosságban a lineáris interpoláció felírható formulája:

$$\hat{y}^{LIN} = (1 - \lambda)y_{t_{k-1}} + \lambda y_{t_k}, \quad /1/$$

⁶ Ez gyakran, de nem feltétlenül, megegyezik a két tényleges megfigyelés közötti minimális távolsággal.

ahol $y_{t_{k-1}}$ az utolsó nem hiányzó adat, y_{t_k} a következő nem hiányzó adat és λ megmutatja a hiányzó adat relatív pozícióját a két ismert, empirikus érték között. (Látható, hogy amennyiben egy érték hiányzik, akkor felezni kell az ismert különbséget; ha kettő hiányzó adat van, akkor harmadolni és így tovább.)

Könnyen átlátható, hogy az így képzett egyszerű lineáris interpoláció meglehetősen „töredezett” folyamatot szolgáltat, az eljárással keletkező becslt függvény meredeksége gyakran és ugrásszerűen változik. Ennek a töredezettségnek a tompítására szokták alkalmazni a log-lineáris interpolációt, ahol a becslt érték a

$$\hat{y}^{LOGLIN} = e^{(1-\lambda)\ln y_{t_{k-1}} + \lambda \ln y_{t_k}} \quad /2/$$

képlettel keletkezik.

Miközben a logaritmálás varianciastabilizáló jellegénél fogva az eljárás némiképpen simább megoldást szolgáltat, újabb problémaként merül fel az esetleges negatív értékek kezelésének nehézsége, így – noha kiszámítása meglehetősen egyszerű – a bemutatott lineáris, illetve log-lineáris interpoláció inkább csak durva tájékozódásra használatos.⁷

A sima függvények megtalálására fejlesztették ki az ún. spline-interpolációt. Az eljárás eredeti definíciója szerint szakaszonként adjuk meg az $S(t)$ interpoláló függvényt, úgy, hogy az kielégítsen bizonyos speciális feltételeket. Amennyiben – mint eddig is – a megfigyelések helyét $t_1 < t_2 < \dots < t_T$ pontok jelölik, és a megfigyelt értékekről feltételezzük, hogy ezek az idő függvényében alakulnak, vagyis $y_{t_k} = f(t_k)$, akkor olyan $S(t)$ függvényt keresünk, amely teljesíti a következő feltételeket:⁸

$$S(t) = S_{t_k}(t) \quad t \in [t_1, t_T], \quad /F1/$$

$$S(t_k) = y_{t_k}, \quad /F2/$$

$$S_{t_k}(t_{k+1}) = S_{t_{k+1}}(t_{k+1}). \quad /F3/$$

E feltételek tulajdonképpen a következőket jelentik: az interpoláció szakaszokból áll, és akár minden szakaszra különböző függvényt definiálhatunk; az interpoláló

⁷ Az eljárások értelemszerűen továbbfejleszthetők: amennyiben nem csak a hiányzó adatot közvetlenül megelőző, illetve követő ismert értéket használjuk fel, akkor az interpoláció simasága javítható (ilyen például az EVIEWS programban használatos cardinal spline módszer).

⁸ Ezeket a feltételeket F1, F2 stb. számozással jelöljük.

függvény a tényleges megfigyeléseket képes reprodukálni; valamint az interpoláció eredményképpen kapott görbe folytonos (hiszen a közbülső megfigyelések két szakaszhoz is tartoznak, de ott $/F3/$ értelmében mindkét szakasz egyenlő értékkel bír). Az előbbi három feltétel a spline-interpoláció általános definíciója.

Annak függvényében, hogy milyen típusú $S(t)$ függvényeket használunk, más-más spline-eljárásokról beszélhetünk.⁹ A leggyakoribb megoldás, hogy $S(t)$ függvényeket a polinomok közül választjuk, mégpedig úgy, hogy magasabb fokszámú polinomok esetében a közbülső pontokban csatlakozó szakaszoknál a deriváltak (meredekség) egyezőségét is megköveteljük. Általánosságban egy spline p -ed fokú és m -ed rendű, ha szakaszonként legfeljebb p -ed fokú polinomokból áll, és a közbülső pontokban a találkozó szakaszok deriváltjai m -ed rendig megegyeznek.¹⁰

A továbbiakban két – a gyakorlatban viszonylag elterjedt – spline-interpolációt mutatunk be:

- inkább csak didaktikai okból a lineáris spline-t és a
- harmadfokú, másodrendű spline-t.

A lineáris spline bemutatása során elsőként fókuszáljunk mindössze egy szakaszra: legyen a vizsgált intervallum $[t_{k-1}, t_k]$, melynek – feltevésünk szerint – két végpontján ismert érték helyezkedik el, így ha meg tudjuk határozni a két empirikus érték között lefutó, interpolált görbét (a sztochasztikus folyamat alakulását), akkor a szakaszon található hiányzó adatokat csak le kell olvasnunk erről a függvényről.

Definíció szerint a spline-ra igaz, hogy

$$S_{t_{k-1}}(t_{k-1}) = \alpha_{t_{k-1}} + \beta_{t_{k-1}} t_{k-1} = y_{t_{k-1}},$$

$$S_{t_{k-1}}(t_k) = \alpha_{t_{k-1}} + \beta_{t_{k-1}} t_k = y_{t_k}.$$

Ebből a kétismeretlenes, kétegyenletes rendszerből az ismeretlen paraméterek $(\alpha_{t_{k-1}}, \beta_{t_{k-1}})$ rendre meghatározhatók, vagyis a spline felírható.¹¹

⁹ Noha az általános definíció megengedi, hogy akár minden szakaszon más-más függvénytípust használjunk, általában azonos függvényosztályból származtatjuk az interpoláló függvényeket.

¹⁰ Nyilvánvalóan erős megszorítást jelent az a feltételezés, miszerint egy folyamat adott intervallumon folytonosan differenciálható függvény szerint fut le. (Gondoljunk például az árfolyam-modellezésben kitétetett szerepet játszó Brown-mozgásra, ahol a differenciálhatóság sehol sem teljesül!) Ezért itt is szükséges hangsúlyozni, hogy az interpolációs technikák nem „csodaszerek”, hanem körültekintően és óvatosan alkalmazandó „sebtapaszk”.

¹¹ Az egyenletrendszer megoldhatósága szemmel látható, hiszen az együtthatómátrix determinánsára $t_k - t_{k-1} > 0$ definíciószerűen teljesül.

A megoldás egyébiránt azonos a már bemutatott lineáris közelítéssel, vagyis:

$$S^{LIN}(t) = y_t = y_{t_{k-1}} + \frac{y_{t_k} - y_{t_{k-1}}}{t_k - t_{k-1}}(t - t_{k-1}) \quad t \in [t_{k-1}, t_k]. \quad /3/$$

A felírásból jól látható, hogy a spline paraméterei minden $[t_{k-1}, t_k]$ intervallumban változnak, illetve változhatnak.

A gyakorlatban – mivel ésszerű számolásigénnyel megfelelő rugalmasságot biztosít – általában harmadfokú, másodrendű spline-interpolációt¹² alkalmazunk. Harmadfokú spline esetén a korábban tárgyalt /F1–/F3/ feltételek újabb hárommal¹³ egészülnek ki:

$$S'_{t_{k-1}}(t_k) = S'_{t_k}(t_k), \quad /F4/$$

$$S''_{t_{k-1}}(t_k) = S''_{t_k}(t_k), \quad /F5/$$

$$S''(t_1) = 0 \quad S''(t_T) = 0, \quad /F6/$$

Az interpolációhoz szükséges görbék meghatározása során tehát keressük a

$$\begin{aligned} S^{CUB}(t) &= S_{t_{k-1}}(t_{k-1}) = y_{t_{k-1}} = \\ &= \alpha_{t_{k-1}} + \beta_{t_{k-1}}(t - t_{k-1}) + \gamma_{t_{k-1}}(t - t_{k-1})^2 + \delta_{t_{k-1}}(t - t_{k-1})^3 \quad t \in [t_{k-1}, t_k] \end{aligned} \quad /4/$$

kifejezéshez tartozó paramétereiket. Belátható, hogy összesen $4(T-1)$ darab ismeretlen paraméterhez a /F2–/F6/ feltételek pontosan ugyanennyi egyenletet határoznak meg, így a feladat megoldható.¹⁴

Az előbbieken bemutatott, általánosan definiált harmadfokú, másodrendű spline-interpoláció helyett gyakran alkalmazzák az ún. *Catmull–Rom-spline*-okat (első leírását lásd *Catmull–Rom* [1974], a továbbiakban *CRS*). Az eljárás akkor alkalmazható, ha feltételezhetjük, hogy a rendszertelen idősor tulajdonképpen nem más, mint egy ekvidisztáns idősor, melyből hiányoznak megfigyelések.

¹² Amikor a harmadfokú, másodrendű spline-interpolációról esik szó, általában egyszerűen harmadfokú spline-ról (cubic spline) beszélünk.

¹³ A felírás az ún. természetes spline-ra vonatkozik, elvben nem kizárt, hogy a második derivált a kezdő, illetve a végső megfigyelésnél nem 0.

¹⁴ A bizonyítást lásd *Mészárosné* [2011]. Az ismeretlenek és feltételek számának megegyezése természetesen csak szükséges, ám nem elégséges feltétele az egyenletrendszer egyértelmű megoldhatóságának. A megoldás egzisztenciája és unicitása megkívánja az együtthatómátrix nem szinguláris voltát is.

Vezessük be a

$$y_{t_0+j \times \Delta} = y_j$$

jelölést, így az idősor első, biztosan megfigyelt értéke y_0 , a második értéke y_1 , és így tovább. Az eljárás lényege, hogy feltesszük, minden (megfigyelt, vagy éppen hiányzó) pont egy harmadfokú polinomon fekszik, melynek az adott helyen nemcsak az értékét, de a deriváltját is ismerjük.

$$y(t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \alpha_3 t^3$$

Nézzük az első két pont esetén mindez mit jelent:

$$\begin{aligned} y(0) &= \alpha_0, \\ y(1) &= \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3, \\ y'(0) &= \alpha_1, \\ y'(1) &= \alpha_1 + 2\alpha_2 + 3\alpha_3. \end{aligned}$$

Oldjuk meg az egyenletrendszer az ismeretlen paraméterekre:

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= y(0), \\ \alpha_1 &= y'(0), \\ \alpha_2 &= 3[y(1) - y(0)] - 2y'(0) - y'(1), \\ \alpha_3 &= 2[y(0) - y(1)] + y'(0) + y'(1). \end{aligned}$$

Mindezt visszahelyettesítve az eredeti polinomba, és elvégezve a szükséges egyszerűsítéseket kapjuk a következő harmadfokú polinomot:

$$y(t) = (1 - 3t^2 + 2t^3)y(0) + (3t^2 - 2t^3)y(1) + (t - 2t^2 + t^3)y'(0) + (-t^2 + t^3)y'(1). \quad /5/$$

Az /5/ egyenlet megoldása során a nehézséget az okozza, hogy a különböző megfigyelt értékeknél nehezen adható meg az illesztett (illesztendő) görbe deriváltja (meredeksége).

A CRS-eljárás során feltesszük, hogy az előbbi deriváltak a megfigyelt értékekből egyszerűen meghatározhatók. Keressük a spline-t az $[y_j, y_{j+1}]$ szakaszon! Legyenek a keresett meredekségek a következők:

$$y'(j) = \frac{y_{j+1} - y_{j-1}}{2},$$

$$y'(j+1) = \frac{y_{j+2} - y_j}{2}.$$

Így a korábban bemutatott harmadfokú polinom felírható mátrix alakban a következőképpen:

$$y(t) = \begin{bmatrix} 1 & t & t^2 & t^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -3 & 3 & -2 & -1 \\ 2 & -2 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_j \\ y_{j+1} \\ \frac{y_{j+1} - y_{j-1}}{2} \\ \frac{y_{j+2} - y_j}{2} \end{bmatrix}.$$

Mindez minimálisan átalakítva:

$$y(t) = \begin{bmatrix} 1 & t & t^2 & t^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -3 & 3 & -2 & -1 \\ 2 & -2 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -\frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & -\frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{j-1} \\ y_j \\ y_{j+1} \\ y_{j+2} \end{bmatrix},$$

majd a két belső mátrixot összeszorozva

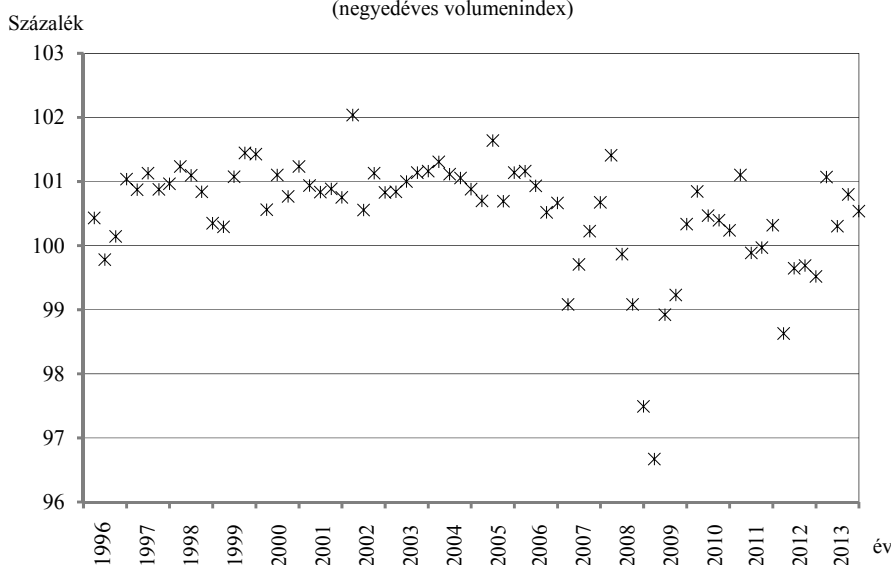
$$y^{CRS}(t) = \frac{1}{2} \begin{bmatrix} 1 & t & t^2 & t^3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 2 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 1 & 0 \\ 2 & -5 & 4 & -1 \\ -1 & 3 & -3 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{j-1} \\ y_j \\ y_{j+1} \\ y_{j+2} \end{bmatrix}. \quad /6/$$

Az előbbi egyenlettel meghatározott, viszonylag könnyen számszerűsíthető görbe reprezentálja az idősor alakulását két kijelölt pont között. (Minden különösebb ma-

gyarázat nélkül látható, hogy az interpolációval keletkezett görbék minden szakaszon változhatnak.)

Tekintsük a következő rendkívül egyszerű példát! A magyar reál GDP negyedéves változását jellemző volumenindexek 1996 és 2013 között az 1. ábrán látható módon alakultak:

1. ábra. A magyar GDP alakulása 1996 és 2013 között
(negyedéves volumenindex)



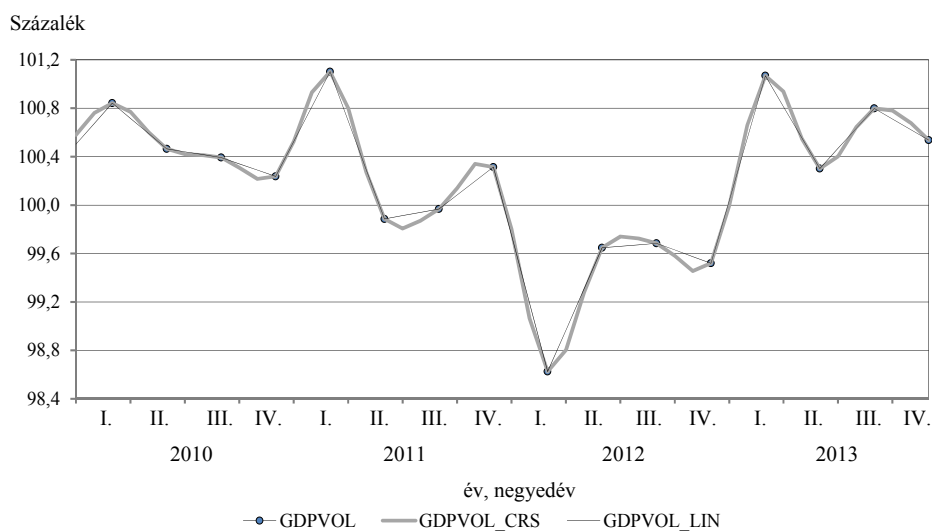
Forrás: KSH (http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_evkozi/e_qpt001b.html).

A pontdiagramon, miután minden negyedévhez egy értéket rendeltünk (vagyis összességében 72 elemű idősorunk van), viszonylag nehezen követhetők a tendenciák, ezért is használunk idősorok esetén általában – némiképp félrevezető módon – vonaldiagramot.¹⁵ Amennyiben a negyedéves tényadatokat összekötjük, tulajdonképpen – ki nem mondva – értékeket interpolálunk az empirikus értékek közé. A korábban elmondottaknak megfelelően többféle módon is elvégezhetjük az interpolációt, a 2. ábrán lineáris és Catmull–Rom-spline-nal végzett interpoláció segítségével becsült havi bontású fiktív idősorok láthatók.¹⁶ Annak érdekében, hogy az ábrán jobban elkülönüljenek a tényadatok (GDPVOL), és a lineáris, illetve CRS interpolációval nyert értékek (GDPVOL_LIN, GDPVOL_CRS), ezért csak az utolsó négy év adatait szerepeltettük.

¹⁵ A grafikus ábrázolásra vonatkozó szabályok, elvek tekintetében lásd például Hunyadi [2002].

¹⁶ A Központi Statisztikai Hivatal is elvégzi a negyedéves GDP-adatok havi bontásra sűrítését (igaz nem a volumenindexek, hanem az értékadatok tekintetében), de az egy teljesen más gondolatmeneten alapuló, ezért értelemszerűen teljesen eltérő eredményre vezető eljárás.

2. ábra. A magyar GDP alakulása 2010 és 2013 között
(negyedéves volumenindex interpolálásával nyert havi adatok)



A 2. ábráról leolvasható a kétféle interpoláció eredményeképpen keletkező, egymástól esetenként jelentősen eltérő becült idősor. Érdekes felfigyelni arra, hogy olykor a polinomiális spline segítségével becült értékek „túlfutnak” a lineáris interpoláció által sugallt folyamatokon (tipikusan így van ez trendfordulók környezetében, például 2011 vagy 2012 közepén!). Pontosan az ilyen, a nehezen megmagyarázható túlfutások miatt merül fel a gondolat, hogy az interpolációs eljárásokat óvatosan kell kezelni.

2. Az eredeti adatgeneráló folyamat torzulása interpolációval kiegészített idősorok esetén

Ebben a fejezetben, az adatgeneráló folyamat (data generating process – DGP) torzulásának szemléltetése érdekében szimulációt alkalmaztunk.¹⁷ Törekedtünk arra, hogy az alkalmazott modellek összehasonlíthatók legyenek, ennek érdekében a szimuláció során felhasznált konstansok (paraméterek) a különböző jellegű folyama-

¹⁷ Az idősorok szimulációját az EViews 8.0 programcsomaggal végeztük.

toknál azonosak, ahol ez nem lehetséges, hasonlók legyenek. Az elemzés logikája mindvégig ugyanaz, tehát

1. alkalmasan választott modellel 1 000 elemű idősorokat generálunk;
2. a keletkezett fiktív (szimulált) idősorokból véletlenszerűen kihagyunk „megfigyeléseket” (az elemzés során előbb az eredeti idősor 10, 20, és így tovább, végül 90 százalékát hagytuk el);
3. az így létrejött rendszertelen idősorokban a hiányzó értékeket
 - először az adott folyamat várható értékével feltöltjük,
 - másodsor köbös spline-interpolációval kiegészítjük;
4. végezetül (1 000 független kísérlet alapján) megvizsgáljuk, hogy a feltöltött, illetve kiegészített idősor legfontosabb tulajdonságai mennyiben térnek el az eredetileg generált idősor alapvető jellemzőitől.

Három, az empirikus idősorok esetén nagy gyakorisággal előforduló adatgeneráló folyamatot elemeztünk, melyek

- elsőrendű vektor-autoregresszív, azaz VAR(1) modellel meghatározott;
- sztochasztikus trendet tartalmazó (véletlen bolyongást követő);
- első rendben integrált, egymással tökéletes kointegrációs kapcsolatban álló

idősorokat eredményeztek. Valamennyi szimulált idősorra érvényes, hogy az első „megfigyelést” megelőző elem (y_0) értéke 0, a felhasznált véletlen változók normális eloszlású, 0 várható értékű, 1 szórású fehérzaj-folyamatok (ezek jelölése egy folyamat esetén ε_t , két folyamat esetén $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$).

Elsőként, annak érdekében, hogy az idősorok között kimutatható ok-okozati összefüggések torzulását elemezni tudjuk, az általánosan használt Granger-próba logikáján alapuló vektor-autoregresszív modellből származó idősorokat generáltunk, a következő modell szerint:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= 0,9y_{1,t-1} + 0,4y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t}, \\ y_{2t} &= 0,9y_{2,t-1} - 0,4y_{1,t-1} + \varepsilon_{2t}. \end{aligned}$$

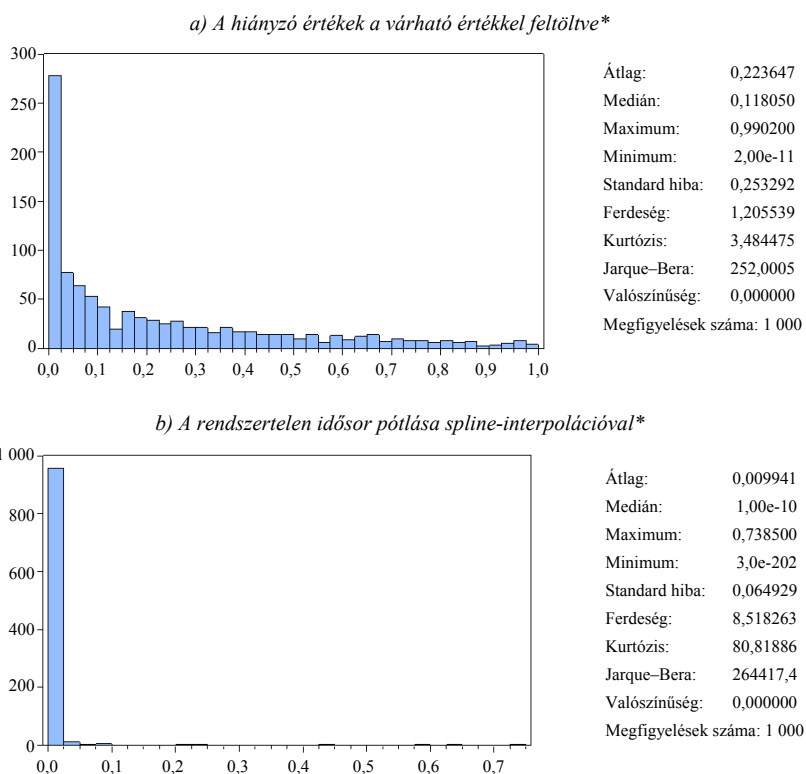
Mindez mátrix alakban így írható fel:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,9 & 0,4 \\ -0,4 & 0,9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}.$$

Közismert, hogy a VAR-moddellel felírható folyamatok akkor stacionáriusak, ha az együttthatómátrixának valamennyi sajátértéke az egységkörön belül van, valamint a paramétermátrixban a főátlón kívüli elemek különböznek 0-tól, mivel esetünkben mindkét feltétel teljesül, így a modellben szereplő változók Granger-okságban vannak egymással. A szimulációval azt vizsgáljuk, hogy előfordulhat-e, hogy a rendszertelen idősorok feltöltését vagy kiegészítését követően az okság „elveszik”.

A VAR-moდეllekre vonatkozó szimulációs eredmények érzékeltetéséhez tekintünk a 3. a) és 3. b) ábrákat.

3. ábra. VAR adatgeneráló folyamatból származó változók közötti Granger-okság tesztjeinek p-értékei



Megjegyzés. Amennyiben az eredeti megfigyelések 90 százaléka hiányzik.

Az ábrákból leolvasható, hogy amikor a hiányzó adatokat a várható értékkel póltuk, a Granger-okságot tesztelő Wald-próba¹⁸ 5 százalékos szinten mindössze 355

¹⁸ A sztochasztikus folyamatok tulajdonságainak vizsgálata során általánosan használt próbák leírása megtalálható például Hunyadi [1994] cikkében, illetve Rappai [2013] könyvében.

esetben veti el a nullhipotézist (vagyis talál ok-okozati összefüggést), és az eredeti adatgeneráló folyamatokhoz illeszkedő döntések száma 10 százalékos szignifikanciaszinten is csak 472. Ugyanakkor a spline-interpolációval kiegészített idősoroknál a helyes döntések száma 1 000 esetből – 5, illetve 10 százalékos szinten – rendre 970, illetve 979. Mindebből arra következtethetünk, hogy a másodrendű, harmadfokú spline-interpoláció alkalmazásakor kisebb annak a veszélye, hogy viszonylag sok hiányzó adat esetén is helytelenül ismerjük fel az adatgeneráló folyamatot, azaz a változók közötti ok-okozati összefüggést.

Az idősoros alapvetésekben mindig kiemelt figyelmet fordítunk a véletlen bolyongás folyamatra, melynek jelentőségét két dologgal is magyarázhatjuk: egyrészt a random walk az egységgyök-tesztekben a nullhipotézis alatti modellspecifikációt jelenti, másrészt az eltolásos véletlen bolyongás a sztochasztikus trend alapesete. Ennek megfelelően két random walk folyamatot szimuláltunk:

- véletlen bolyongás eltolás nélkül

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

- véletlen bolyongás eltolással

$$y_t = 0,01 + y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Megvizsgáltuk, hogy az értékek elhagyását, majd kiegészítését követően elképzelhető-e, hogy az egységgyököt tartalmazó folyamat stacionáriusnak tűnik, az egységgyök létezésének tesztelésére kiterjesztett Dickey–Fuller-próbát alkalmaztunk. Ezután közös trendet tartalmazó idősorokat szimuláltunk. Végtelenségig leegyszerűsített modellünkben a Granger által javasolt specifikációt követtük (*Granger* [1988]). A két együttmozgó folyamat:

$$y_{1t} = x_t + \varepsilon_{1t},$$

$$y_{2t} = 2x_t + \varepsilon_{2t},$$

ahol

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t.$$

A kointegráltság tesztjére az Engle–Granger kétlépcsős tesztet (EG-teszt) használtuk, és azt vizsgáltuk, hogy az elméletben együttmozgó (közös trendet tartalmazó) idősorok esetében hányszor fordul elő, hogy a teszt a kointegráció hiányát mutatja.

A korábbiakban bemutatott szimulációk legfontosabb eredményeit az 1. táblázatban foglaljuk össze.

1. táblázat

*A hibásan felismert adatgeneráló folyamatok száma 1 000 szimulált idősor esetén,
5 százalékos szignifikanciaszint mellett*

Kihagyott megfigyelések aránya (százalék)	Feltöltés módja	Folyamat(ok)			
		VAR	RW ($\mu = 0$)	RW ($\mu = 0,01$)	ECM
10	feltölt	0	232	249	0
	kiegészít	0	57	52	0
20	feltölt	0	441	416	1
	kiegészít	0	47	48	0
30	feltölt	0	591	567	8
	kiegészít	0	52	56	0
40	feltölt	0	713	723	33
	kiegészít	0	36	60	0
50	feltölt	0	823	815	38
	kiegészít	0	65	57	0
60	feltölt	0	906	893	34
	kiegészít	0	67	70	0
70	feltölt	9	960	955	44
	kiegészít	0	79	43	0
80	feltölt	151	979	980	20
	kiegészít	1	73	67	0
90	feltölt	645	998	999	9
	kiegészít	30	123	105	1

Megjegyzés. A táblázatban „feltölt” jelöli, ha a hiányzó adatokat a várható értékkel pótoltuk, illetve „kiegészít” jelöli, ha a hiányzó adatokat másodrendű, harmadfokú spline-interpolációval helyettesítettük. A fejlécben a VAR a vektor-autoregresszív modellt, az RW a véletlen bolyongást, az ECM pedig a kointegrált rendszer (mivel ez hibakorrekción mechanizmussal is felírható) jelöli.

Az 1. táblázat adatai jól mutatják, hogy

– ok-okozati kapcsolat feltételezése esetén, amennyiben a rendszeretlen idősorok viszonylag nagy arányban tartalmaznak adathiányt, egyre gyakrabban kerülhetünk abba a szituációba, hogy az adatgeneráló-folyamatok szintjén meglévő Granger-okságot a hiányzó adatok kiegészítésével elfedjük, a szimuláció azt támasztja alá, hogy a spline-

interpoláció jobb tulajdonságokkal bír, mint a várható értékkel történő pótlás;

– véletlen bolyongásból származó, hiányzó adatokat tartalmazó idősoroknál a várható értékkel történő feltöltés egyértelműen hibás megoldás, ugyanakkor a spline-interpoláció alkalmazása csak jelentős arányban hiányzó érték mellett okozhatja az eredeti adatgeneráló folyamat félrespecifikálását (ne feledjük, hogy a kiterjesztett Dickey–Fuller-próba 5 százalékos szinten, 1 000 eredeti ekvidisztáns idősor esetén önmagában is mintegy 50 esetben hibás döntést sugall!);

– közös trendet tartalmazó idősoroknál szintén azt tapasztaltuk, hogy a spline-interpolációval történő adatkiegészítés kevesebb (szimulációinkban szinte semmilyen) félrespecifikálást eredményez, ezért egyértelműen ajánlható.

Szimulációs eredményeink alapján bátran kijelenthetjük, hogy amennyiben az idősor nemekvidisztáns, akkor a spline-interpolációval operáló adatkiegészítés kevesebb veszéllyel jár, mint a hagyományos módszerek.

3. Két illusztratív példa az interpolációval keletkező érdekes eredményre

Ebben a fejezetben az előzőkben bemutatott spline-interpolációt illusztráljuk két empirikus adatállományon.¹⁹ A futtatások eredménye hangsúlyozottan illusztráció, így a becslési eredményeket nem kívánjuk sport-, illetve pénzügy-szakmai újdonságok megalapozására felhasználni.

Első példánkban két ismert úszó, az olimpiai és világbajnok *Gyurta Dániel*, illetve nagy ellenfele *Michael Jamieson* (Nagy-Britannia) által az elmúlt évek világversenyein 200 méteres mellúszásban, 50 méteres medencében elért eredményeit vizsgáljuk. Az összehasonlítható eredmények az 2. táblázatban olvashatók.²⁰

Láthatjuk, hogy mindkét versenyző eredményei rendszertelenül keletkeznek (természetesen más lenne a helyzet, ha valamennyi versenyzük, illetve edzésük eredményét feljegyeznénk, de ezzel itt nem foglalkozunk), ráadásul a nem egyenletes időköz-

¹⁹ További érdekes példa olvasható a hozamgörbe spline alapú becslésére *Kopányi* [2010] disszertációjában.

²⁰ Az adatok forrása a Nemzetközi Úszósövetség honlapja, ahol az időszakos világranglistákból kigyűjtethők az egyéni eredmények. (http://www.fina.org/H2O/index.php?option=com_wrapper&view=wrapper&Itemid=804). Amennyiben az adott napon a versenyző többször is rajthoz állt, a legjobb eredményét szerepeltetjük.

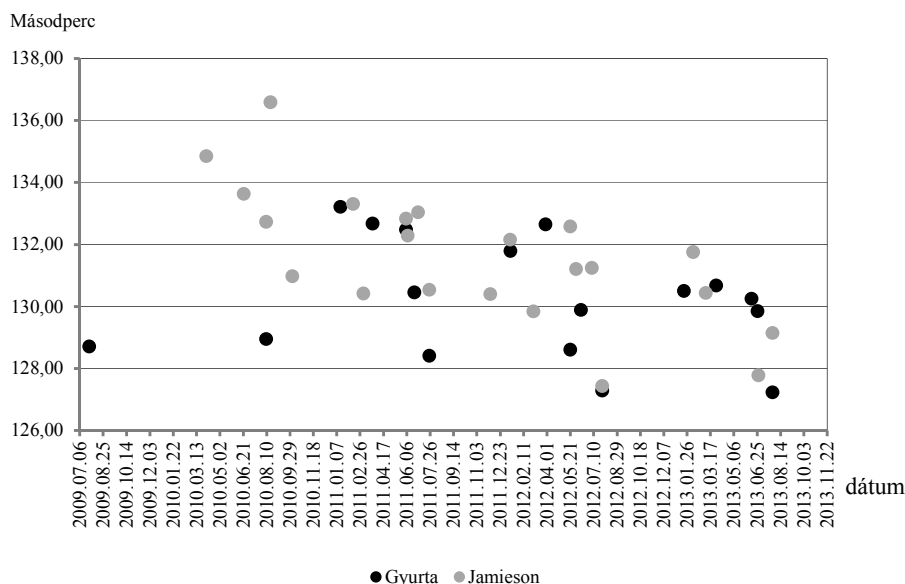
zökből származó adatok keletkezési időpontjai sem feltétlenül esnek egybe (nyilvánvalóan csak akkor, ha ugyanazon a versenyen indultak). Az eredményeket a 4. ábra szemlélteti.

2. táblázat

Úszóeredmények 2009 és 2013 között
(perc:másodperc.századmásodperc)

Dátum	Esemény	Gyurta	Jamieson
2009. 07. 26.	Világbajnokság	2:08.71	
2010. 04. 03.	British Gas Bajnokság		2:14.85
2010. 06. 22.	British Gas Nyílt Nemzetközi Bajnokság		2:13.63
2010. 08. 09.	Európa-bajnokság	2:08.95	2:12.73
2011. 01. 15.	Flanders Swimming Cup	2:13.21	2:16.59
2010. 10. 04.	Brit Nemzetközösségi Játékok		2:10.97
2011. 02. 11.	BUCS LC Bajnokság		2:13.31
2011. 03. 05.	British Gas Bajnokság		2:10.42
2011. 03. 25.	Budapest Open	2:12.67	
2011. 06. 04.	Barcelona Mare Nostrum	2:12.48	2:12.83
2011. 06. 08.	Di Canet Mare Nostrum		2:12.28
2011. 06. 22.	Magyar Bajnokság	2:10.45	
2011. 06. 30.	Scottish Gas Nyílt Nemzetközi Bajnokság		2:13.04
2011. 07. 24.	Világbajnokság	2:08.41	2:10.54
2011. 12. 02.	Dán Nyílt Bajnokság		2:10.40
2012. 01. 13.	Viktoria Emlékverseny		2:12.15
2012. 01. 14.	Flanders Swimming Cup	2:11.79	
2012. 03. 03.	British Gas Bajnokság		2:09.84
2012. 03. 29.	Nyílt Nemzeti Bajnokság	2:12.65	
2012. 05. 21.	Európa-bajnokság	2:08.60	2:12.58
2012. 06. 02.	Mare Nostrum		2:11.21
2012. 06. 13.	Budapest Open	2:09.89	
2012. 07. 06.	6. EDF Nyílt Úszóbajnokság		2:11.24
2012. 07. 28.	Londoni Olimpia	2:07.28	2:07.43
2013. 01. 19.	Flanders Speedo Cup	2:10.50	
2013. 02. 08.	Derventio eXcel February Festival		2:11.75
2013. 03. 07.	British Gas Nyílt Nemzetközi Bajnokság		2:10.43
2013. 03. 29.	Budapest Open	2:10.68	
2013. 06. 13.	Sette Colli Trophy	2:10.25	
2013. 06. 26.	Magyar Bajnokság	2:09.85	
2013. 06. 28.	British Gas Bajnokság		2:07.78
2013. 07. 28.	Világbajnokság	2:07.23	2:09.14

4. ábra. Gyurta Dániel és Michael Jamieson versenyeredményei



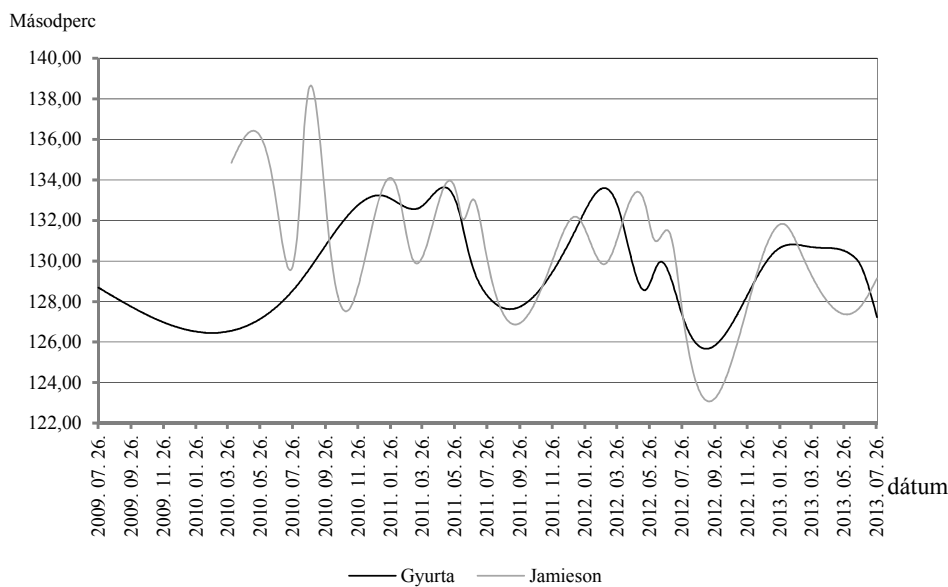
A 4. ábra – valljuk be – nem túlságosan informatív: az eredmények nehezen azonosíthatók, és főképpen nehezen hasonlíthatók össze. A vizsgált mintegy 5 évben 32 különböző időpontból származnak eredmények, ezek közül mindössze hét olyan alkalom volt, amikor mindketten indultak, ezáltal rendelkeznek eredménnyel. Az látható, hogy például a londoni olimpián vagy a 2013-as világbajnokságon Gyurta megelőzte ellenfelét (ügyeljünk arra, hogy a kevesebb idő jelenti a jobb eredményt!), de a teljes vizsgált időszakban nehéz összehasonlítani a teljesítményeket.

Érdekes lenne összevetni a két klasszis teljesítményét a teljes időhorizonton, például úgy, hogy két verseny közötti időszakra interpoláljuk a várható eredményeket. Ismét hangsúlyozandó, hogy semmilyen sportszakmai kérdést nem vizsgáltunk, tehát nem kívánjuk megítélni, hogy van-e létjogosultsága különböző felkészülési fázisokban (edzőtábor előtt, után, közben stb.) levő versenyzőket, mindössze azt illusztráljuk, hogy elvben lehetséges különböző, egymástól nem azonos távolságban levő időpontok adataiból interpolációval becsülni az eredmény változását. Mivel a megfigyelt versenyidőpontokról nem tételezhető fel, hogy eredetileg ekvidisztáns idősorból²¹ származnak, csak néhány adat hiányzik, ezért harmadfokú, másodrendű spline-interpolációt alkalmaztunk.

²¹ Hiszen nem arról van szó, hogy minden hónap meghatározott napján rendeznek versenyeket, csak Gyurta vagy Jamieson nem indult mindegyiken, hanem hosszabb kihagyások és sűrűbb „versenyidények” váltogatják egymást.

Az interpolációval meghatározott teljesítményértékek láthatók az 5. ábrán.

5. ábra. Gyurta Dániel és Michael Jamieson spline-módszerrel interpolált eredményei



Valószínűleg az úszáshoz kevésbé értők is látják, hogy az interpoláció eredményeképpen létrejött fiktív értékek nem feltétlenül reálisak. Az ábrából például azt lehet leolvasni, hogy a skót fiú a londoni olimpiára olyan mértékben fejlődött, hogy noha az olimpiai döntőt elveszítette, de utána „benne volt” egy sokkal jobb eredmény, akár a világcúcs is. Majd a 2012-es idény elmúltával ismét gyengébb eredményei voltak, amelyek gyorsan javulni kezdtek, ám a világbajnokságra már túljutott a legjobb eredményén. Ezzel szemben Gyurta mindvégig kiegyensúlyozottabb, kevésbé szóródó eredményeket ért el, melyeknek éves minimuma mindig az év fő versenyén jelentkeztek. Ha mindezt a statisztikai modellezés során oly fontos, ám sokszor elfeledett verifikációként fogjuk fel, akkor láthatjuk, hogy a spline-interpoláció mechanikus alkalmazását óvatosan kell kezelnünk.

Tekintsünk egy másik, a dolgozat elején elméletben már többször hivatkozott példát! Közismert (*Bélyácz* [2009] 77. old.), hogy a piaci modell logikája alapján egy adott részvény hozama felírható így:

$$r_i = \alpha + \beta r_M ,$$

ahol r_i az i -edik (tőzsdei) befektetés hozama, r_M a piaci portfólió hozama, α és β a modell becslendő paraméterei, melyek közül az utóbbinak kitüntetett szerepe van, ugyanis gyakran használják az adott befektetés kockázatosságának proxy-jaként.

A konkrét paraméterbecslési eljárásban a kiválasztott befektetésre (leggyakrabban tőzsdén forgó részvényre) vonatkozóan meghatározzuk a hozamot a t -edik időpontra

$$r_{it} = \frac{p_{it} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} \approx \Delta \log p_{it} ,$$

ahol p_{it} az adott részvény záróárfolyama a t -edik napon.

Hasonló logikával a tőzsdeindex alakulásból kiindulva elvégezhető a piaci portfolió hozamának közelítése, ezáltal a modellben szereplő mindkét változó idősora rendelkezésünkre áll. Mivel a befektetések hozama szinte mindig stacionárius folyamatból származó idősor, így a paraméterbecslés OLS-sel általában hatékonyan megoldható.²²

Tanulmányunk témája szempontjából nagy jelentősége van annak, hogy az említett részvény-záróárfolyamok, illetve a tőzsdeindex napi záró értékei elvben napi rendszerességű ekvidisztáns idősort alkotnának, ám csak hétköznapokon keletkeznek, vagyis rendszertelen idősorainkból hiányoznak a szombat-vasárnapi értékek, illetve a tőzsdeszünnapok. A β -becslés során bevett gyakorlat, hogy a hétvégeken, illetve tőzsdei szünnapokon (valamint a ritkán előforduló kereskedési felfüggesztések esetén) az adott részvény, illetve részvényindex hiányzó záróárfolyamát (-értékét) helyettesítjük az utolsó tényadattal, ami praktikus azt jelenti, hogy a hozamok idősorát nullákkal töltjük fel. Előző fejtegetésünkből kitűnt, hogy a 0 értékkel való pótlás komoly veszélyekkel jár, ugyanis például az is előfordulhat, hogy a valójában egymással ok-okozati viszonyban álló változók között nem lesz kimutatható a kapcsolat.

Tekintsük a 2014-es első négy hónapját, és vizsgáljuk meg, hogy milyen különbséget okoz, ha a Budapesti Értéktőzsdén forgó legfontosabb részvényekre vonatkozó β -becslést különböző kiegészítésekkel végezzük el! A 6. ábra a Budapesti Értéktőzsde indexének (BUX) alakulását mutatja a vizsgált időszakban.

Az idősor „szakadozottsága” a hétvégék, illetve tőzsdei kereskedési szünnapok (például a húsvéti ünnepek) miatt keletkezik, hasonlótl találnánk, ha az elemzésünkbe vont MOL, MTELEKOM, OTP, RICHTER árfolyamait vagy az azokból számítható hozamokat ábrázolnánk.

Elvégeztük a korábban tárgyalt kockázati proxy, vagyis a β -együttható becslését három módon:

- csak a hétköznapok (tőzsdei munkanapok) figyelembe vételével, vagyis feltételezve, hogy péntek és hétfő között a hozam éppen úgy

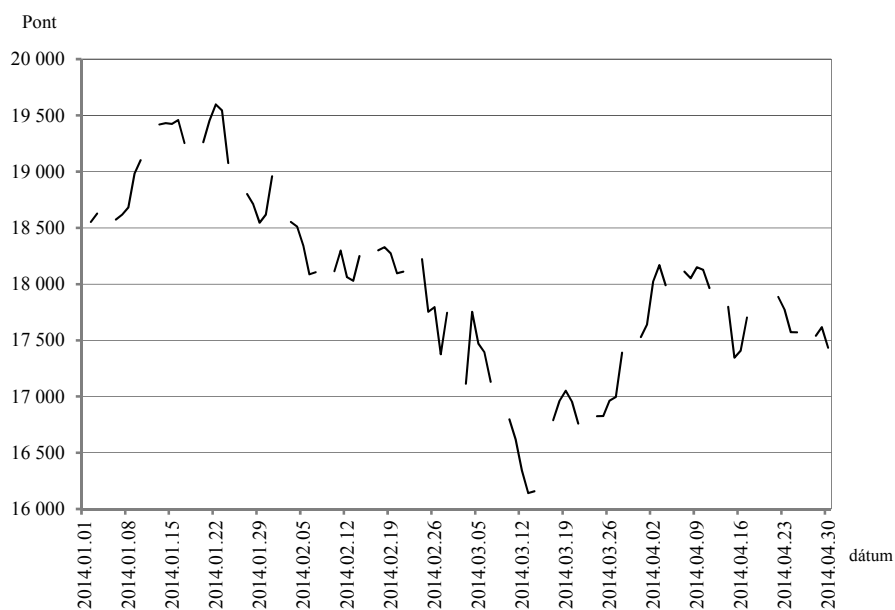
²² Egy korábbi tanulmányunkban (lásd *Varga-Rappai* [2002]) bemutattuk, hogy a paraméterbecslés GARCH-specifikációt végezve korrektebb eredményekre vezet, de ezzel itt nem kívánunk foglalkozni.

képződik, mint hétfő és kedd között (ebben az esetben 83 hozamadatunk lett mind a BUX, mind a konkrét részvények idősorában);

– az év első négy hónapjának valamennyi napjához rendeltünk hozamértéket, mégpedig úgy, hogy a tőzsdei szünnapokon 0 hozamot tételeztünk fel, a további napokon a hozam úgy keletkezett, mint az előző pontban (ekkor 120 elemű idősoraink lettek);

– a tényleges hozamok közötti hiányzó adatokat harmadfokú, másodrendű spline-interpolációval pótoltuk, és az így kiegészített idősorok alapján becsültük az együtthatót (így 118 adatunk lett valamennyi idősorban, ugyanis az év első két napjához – mivel előtte nem volt megfigyelt értékünk – nem tartozik interpolált érték).

6. ábra. A BUX alakulása 2014 első négy hónapjában



Az eredmények (lásd a 3. táblázatot) önmagukért beszélnek: a hozamok 0-val történő feltöltését követően a becsült együtthatók alig térnek el – megítélésünk szerint hibásan – csak a hétköznapok figyelembe vételével, így a hozam keletkezésének időtartamával nem kalkuláló becslésektől. Ugyanakkor a spline-interpolációval kiegészített adatsorok alapján becsült β -együtthatók – különösen a nagyobb kockázatot jelző, 1-nél nagyobb abszolút értékű esetekben – jelentősen meghaladják az eredetileg becsült értékeket, felhívva a figyelmet arra, hogy amennyiben egy befektetés árfolyama a (hosszú) hétvégék, azaz kihagyások után eltérően változik, mint a

piac egészét reprezentáló tőzsdeindex értéke, akkor ez a befektetés kockázatosságának növekedését mutatja.

3. táblázat

β -együttható becslése különböző idősorok alapján

Részvény	Idősor jellege (megfigyelt értékek száma)		
	csak hétköznap ($T = 83$)	hétvégén 0 hozam ($T = 120$)	spline interpolációval kiegészített idősor ($T = 118$)
MOL	0,9109	0,9176	0,9040
MTELEKOM	0,4704	0,4695	0,5017
OTP	1,2715	1,2658	1,6214
RICHTER	1,0825	1,0771	1,2744

4. Konklúziók

Az információs társadalom egyik legszembeötlőbb jellemzője, hogy a gazdasági-társadalmi jelenségek elemzői óriási adatáradattal találkoznak kutatásaik, illetve munkájuk során. Miközben a gazdaság modellezése szempontjából szerencsés, hogy az adatállományok egyre nagyobbak, az idősorok pedig hosszabbak, aközben nem feledkezhetünk meg arról, hogy az információáradatnak negatív oldala is van: az adatok minősége mindinkább romlik. Az adatminőség kategóriája rendkívül összetett fogalom, esetünkben nem a hivatalos statisztikában szokásos jelentéstartalommal használjuk a kifejezést, hanem a modellező szemszögéből értelmezzük azt. Modellezési szempontból egyik kifejezetten kedvezőtlen, viszonylag alaposan körüljárt tulajdonsága a nagy adathalmazoknak, hosszú idősoroknak a volatilitás (változékonyság, operacionalizálva a szórás) növekedése. Emellett számos további, a modellépítés szempontjából kényelmetlen jelenséggel is szembe találhatjuk magunkat: outlierek jelennek meg, strukturális törések alakulnak ki stb. Ebben a tanulmányban is olyan tulajdonságot vizsgáltunk, amely az információs társadalomban vált mindennapivá.

A rendszertelen idősorok kialakulásának egyik legfontosabb oka, hogy már nem csak egy – korábbi vélekedésünk szerint megfellebbezhetetlen – adatszolgáltató, jól tervezhető adatközléseire támaszkodunk, így gyakran szembesülhetünk nemekvidisztáns idősorokkal. A rendszertelenül megfigyelt jelenségek modellezése során a

modellező alaplilemmája a következő: a megfigyelt értékek egy részének kihagyásával, információt veszítve ugyan, de a hagyományos eszközökkel modellezhető idősort vizsgáljunk-e, vagy a rendszertelenséget valamilyen adekvát eszközzel kezelve valamennyi empirikus megfigyelés alapján készítsünk modellbecslést? Ebben a dolgozatban azt mutattuk be, hogy az adatpótlás módszerének megválasztása fontos feladat a rendszertelen idősorok modellezése során, ugyanis a nem szerencsés adatkiegészítések akár az idősor alaptulajdonságait is megváltoztathatják.

A bemutatott spline-interpolációs eljárás viszonylag egyszerűen átlátható, ráadásul a standard programcsomagok jelentős része támogatja, ezért ajánlható a modellezőknek, ha az adatvesztést is el kívánják kerülni, de arra is vigyázni akarnak, hogy az idősor alaptulajdonságai ne torzuljanak. Minden korábban bemutatott pozitív tulajdonság ellenére érdemes óvatosságra is inteni, ugyanis az adatpótlás (még ha körültekintően történik is!) azt a veszélyt hordozza, hogy nem csak az empirikus adatokra támaszkodunk következtetéseinkben. Milyen mértékben engedhető meg az, hogy a modellező „tisztított” adatokra épített konstrukcióra alapozza döntéseit? A kérdés már a statisztikai etika témakörébe tartozik, és a válasz messze meghaladja jelen tanulmányunk kereteit!

Irodalom

- BÉLYÁ CZ I. [2009]: *Befektetési döntések megalapozása*. Aula Kiadó. Budapest.
- BERGSTROM, A. R. [1985]: The Estimation of Parameters in Non-Stationary Higher-Order Continuous-Time Dynamic Models. *Econometric Theory*. Vol. 1. No. 2. pp. 369–385.
- BROCKWELL, P. J. [2001]: Continuous-Time ARMA Processes. In: *Shanbhag, D. N. – Rao, C. R.* (eds): *Handbook of Statistics 19; Stochastic Processes: Theory and Methods*. Elsevier. Amsterdam. pp. 249–276.
- CATMULL, E. – ROM, R. [1974]: *A Class of Local Interpolating Splines*. In: *Barnhill, R. E. – Reinsfeld, R. F.* (eds.): *Computer Aided Geometric Design*. Academic Press. New York. pp. 317–356.
- COCHRANE, J. H. [2012]: *Continuous-Time Linear Models*. National Bureau of Economic Research Working Paper. No. 5807. Cambridge.
- DOOB, J. L. [1953]: *Stochastic Processes*. Wiley. New York.
- ENGLE, R. F. [1996]: *The Econometrics of Ultra-High Frequency Data*. National Bureau of Economic Research Working Paper. No. 5816. Cambridge.
- ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. [1987]: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. Vol. 55. No. 2. pp. 251–276.
- GRANGER, C. W. J. [1988]: Some Recent Developments in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*. Vol. 39. No. 2. pp. 199–211.
- HANSEN, L. P. – SARGENT, T. J. [1991]: Prediction Formulas for Continuous-Time Linear Rational Expectations Models. In: *Hansen, L. P. – Sargent, T. J.* (eds.): *Rational Expectations Econometrics*. Westview Press. Boulder. pp. 209–218.

- HUNYADI L. [1994]: Egységgyökök és tesztjeik. *Sigma*. 25. évf. 3. sz. 135–164. old.
- HUNYADI L. [2002]: Grafikus ábrázolás a statisztikában. *Statisztikai Szemle*. 80. évf. 1. sz. 22–52. old.
- JONES, R. E. [1985]: Time Series Analysis with Unequally Spaced Data. In: *Hannan, E. J. – Krishnaiah, P. R. – Rao, M. M. (eds.): Handbook of Statistics. Vol. 5. Time Series in the Time Domain*. Elsevier. North-Holland, Amsterdam. pp. 157–177.
- KOPÁNYI SZ. [2010]: *A hozamgörbe dinamikus becslése*. Phd-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- LOMB, R. [1976]: Least-Squares Frequency Analysis of Unequally Spaced Data. *Astrophysics and Space Science*. Vol. 39. No. 2. pp. 447–462.
- MÉSZÁROS J. [2011]: *Numerikus módszerek*. Digitális Tankönyvtár. Miskolci Egyetem. Miskolc.
- RAPPAI G. [2013]: *Bevezető pénzügyi ökonometria*. Pearson Education. Harlow.
- SCHMITZ, A. [2000]: *Erkennung von Nichtlinearitäten und wechselseitigen Abhängigkeiten in Zeitreihen*. WUB-DIS-2000-11. Wuppertal. <http://user.fz-juelich.de/record/154233/files/FZJ-2014-03612.pdf>
- SCHOENBERG, I. J. [1946]: Contributions to the Problem of Approximation of Equidistant Data by Analytic Functions. *Quarterly Applied Mathematics. Parts A and B*. Vol. 4. No. 1. pp. 45–99. pp. 112–141.
- VARGA, J. – RAPPAI, G. [2002]: Heteroskedasticity and Efficient Estimates of BETA. *Hungarian Statistical Review*. Special Number 7. pp. 127–137.
- WANG, Z. [2013]: cts: An R Package for Continuous Time Autoregressive Models via Kalman Filter. *Journal of Statistical Software*. Vol. 53. No. 5. <http://www.jstatsoft.org/v53/i05/paper>

Summary

The study examines spline-interpolation, a special class of interpolation techniques. When any unequally-spaced time series is refilled with its mean or a lagged or interpolated value, the new, evenly-spaced time series often has a different data generating process compared to the original one. The paper places focus on the fact that irregular time series cannot be supplemented mechanically. It also presents the procedures for irregular empirical time series and formulates some general conclusions.

Gyógyszerek terjedésének vizsgálata Cox-regresszióval*

Keresztúri Judit Lilla,

a Budapesti Corvinus Egyetem
tudományos segédmunkatársa

E-mail: lilla.kereszturi@uni-corvinus.hu

Lublóy Ágnes,

a Budapesti Corvinus Egyetem
docense

E-mail: agnes.lubloy@uni-corvinus.hu

Benedek Gábor,

a szingapúri Thesys SEA Ltd.
üzletfejlesztési igazgatója és a
Budapesti Corvinus Egyetem
adjunktusa

E-mail: gabor.benedek@thesys.com

A szerzők célja azon tényezők azonosítása, amelyek szignifikánsan befolyásolják új, innovatívnak számító készítmények terjedési folyamatát. A gyógyszercegek számára a terjedési folyamat ismerete a marketing-költségvetés célirányos elköltése miatt fontos. Ezen túl, a tényezők ismerete költséghatékonyabb egészségügyi gazdálkodást és pontosabb gyógyszerhasználati előrejelzést tehet lehetővé, valamint segíthet a terjedési folyamat felgyorsításában is. Tanulmányukban a két legsikeresebb orális antidiabetikum terjedési folyamatát veszik górcső alá. A túlélési analízis eszköztárába tartozó semi-paraméteres modellek az új gyógyszerek elfogadásáig eltelt időtartamra ható tényezők szakszerű vizsgálatát teszik lehetővé, amelyek közül választásunk Cox regressziós modelljére esett. A Cox-modellt alkalmazva mind az *Eucreas*, mind a *Janumet* gyógyszerek esetében négy olyan változót azonosítottak, amelyek szignifikánsan befolyásolták az új gyógyszer felírásának az esélyét. Mindkét készítmény esetében szignifikáns változónak bizonyult a felírt gyógyszermarkák száma, illetve az inzulinos kezelésben részesülő betegek aránya. A kapott összefüggések javarészt összhangban vannak a hasonló nemzetközi kutatások eredményeivel.

TÁRGYSZÓ:

Cox-modell.

Gyógyszerterjedési folyamat.

* A szerzők közötti munkamegosztás a következő módon történt: *Benedek Gábor* szolgáltatta a cikk alapját jelentő ötletet, tisztította az adatokat, valamint kritikai szemmel átolvasta a kéziratot. *Keresztúri Judit Lilla* végezte a Cox-modellhez kapcsolódó számításokat, értelmezte a kapott eredményeket, valamint fogalmazta a cikk szövegét. *Lublóy Ágnes* kidolgozta a cikk alapját nyújtó koncepciót, tisztította és transzformálta az adatokat, valamint fogalmazta a cikk szövegét. *Lublóy Ágnes* részéről a kutatást két éves poszt-doktori ösztöndíj formájában az AXA Research Fund támogatta. A kutatás során felhasznált jövedelmi adatokat a GeoX Kft. (<http://www.geoindex.hu/>) térítésmentesen bocsátotta rendelkezésünkre, amelyért köszönettel tartozunk *Prajczer Tamásnak* és *Géczy Juditnak*.

A gyógyszercegek legújabb, innovatív készítményeinek elterjesztése nem egy piaci szereplő számára fontos. Az új gyógyszer révén az orvosok számos esetben a betegek állapotának gyorsabb stabilizálásával, illetve akár tünetmentessé tételével tudnak gyógyítani. A betegek az új hatóanyagokból készített gyógyszerek segítségével magasabb életszínvonalon élhetnek az esetleges krónikus betegségükkel együtt. Az államnak fontos, hogy a munkaerőpiac szereplői munkavégzésre képes emberek legyenek. A gyógyszercegeknek pedig a realizált profitjuk révén lehetőségük van kutatásra és fejlesztésre, valamint növekedésre.

A gyógyszerek elterjedését meghatározó tényezők ismerete több szempontból is kiemelkedő fontosságú. Egyrészt, ha egy gyógyszerceg egy új gyógyszert szeretne a piacra bevezetni, akkor a tényezők ismerete elősegíti a marketing költségvetését célirányos elköltését, annak megállapítását, hová kell helyezni a hangsúlyt, hogy a szakorvosok minél hamarabb alkalmazzák a szóban forgó készítményt. Másrészt, a tényezők ismeretének birtokában a terjedés folyamata felgyorsítható. Ugyan a gyógyszergyártó cégek gyakorta jelennek meg valamely új gyógyszerrel, és mindent megtesznek ezeknek gyors bevezetése érdekében, a készítmények orvosi gyakorlatba való bevezetése mégis sokszor elhúzódik (*Berwick [2003]*). Amennyiben egy újonnan kifejlesztett gyógyszer olyan terápiát tesz lehetővé, amelyre eddig igény ugyan volt, de kínálat nem, akkor a gyógyszer gyors bevezetéséből mind az orvostudomány, mind a társadalom profitálhat. Harmadrészt, a tényezők ismerete költségkímélőbb egészségügyi gazdálkodást tehet lehetővé: két azonos hatásossággal bíró készítmény közül annak terjedését kell elősegíteni, amelyik olcsóbb, illetve a drágább készítményeket csak jelentős terápiás javulás esetén szabad terjeszteni. Negyedrész, a tényezők függvényében pontosabban előre jelezhetővé válik a gyógyszerhasználat. A gyógyszerhasználat előrejelzése nemcsak a gyógyszergyártó cégek, hanem a gyógyszerkassza tervezői számára is fontos. Végezetül, a tényezők ismerete fontos lehet a szakmai célú, tudományos reklámanyagok megtervezésénél és az orvos-továbbképzések lefolytatásánál. A korai és a késői elfogadó orvoscsoportok eltérő megközelítést igényelnek, azok egymástól való megkülönböztetésének idő- és pénzértéke is van. Az egészségpolitikusoknak a korai elfogadó, sokat felíró orvosokra érdemes elsősorban figyelniük (*Groves et al. [2010]*); azokra, akik vélhetően a legerősebb csoportnyomást váltják ki. Mind a tudományos ismertető anyagoknak, mind a továbbképzéseknek azt kellene eredményezniük, hogy az orvosok a lehető leghatékonyabb, és legkevésbé drága készítményeket írják fel.

Tanulmányunk célja azon tényezők feltárása, amelyek szignifikánsan befolyásolták két innovatív, eddig nem létező ATC-kódon nyilvántartott készítmény felírásának

esélyét.¹ A nemzetközi trendekkel összhangban a cukorbetegségben szenvedő betegek száma Magyarországon is folyamatosan növekszik, és a nagy piaci potenciál miatt a gyógyszergyártó cégek a közelmúltban számos új készítményt fejlesztettek ki. A magyar piacra 2008 és 2011 áprilisa között tizenegy új, a 2-es típusú cukorbetegség kezelésére alkalmas gyógyszert vezettek be támogatott formában. A gyógyszerek támogatott formában való bevezetésével az Országos Egészségügyi Pénztár (OEP) nemcsak a gyógyszer hatásosságát ismeri el, hanem annak társadalmi fontosságát is. A tizenegy új antidiabetikum közül tanulmányunk elsősorban a két legsikeresebb készítménnyel foglalkozik. A metformin és vildagliptin hatóanyagokból álló Eucrast a Novartis 2008 novemberében vezette be a magyar piacra, és bevezetését követően röviddel piacvezetővé vált és pozícióját azóta is tartja. A metformin és sitagliptin hatóanyagú Janumet készítménnyel a Merck Sharp & Dohme cég pár hónappal később, 2009 februárjában jelent meg a piacon, és jelenleg a második helyet foglalja el az értékesítési rangsorban.

Egy innovatív készítmény felírásánál a szakorvosnak két dolgot kell mérlegelnie: felírhatja a gyógyszert korán, amikor a gyógyszer lehetséges mellékhatásai még kevésbé ismertek, vagy kitolhatja a gyógyszerfelírást későbbre, és ekkor ugyan a gyógyszer mellékhatásairól már több információval rendelkezik, de a beteg ez idő alatt elesik az új készítmény biztosította potenciális előnyöktől. Egy gyógyszer elfogadásának folyamata meglehetősen összetett, és noha minden orvos az adott beteg egészségi állapotát véve figyelembe dönt az elfogadásról, mégis úgy tűnik, hogy néhány orvos inkább hajlandó az innovatív készítményeket korábban felírni, mint a többiek.

A gyógyszerek terjedését számos tényező befolyásolhatja mikro-, mezo- és makroszinten (erről részletesen lásd Lubláy [2014] szisztematikus szakirodalom-összefoglalóját). A mikroszintű tényezők a szakorvosok szociodemográfiai adatait, orvosképzéssel kapcsolatos karakterisztikáit, illetve receptfelírási szokásait, a mezoszintű tényezők a gyógyszergyártó cégek célzott marketingtevékenységét, az orvosok közötti társadalmikapcsolat-hálót, a munkahely/szakrendelés jellemzőit, illetve a gyógyszerek és a betegek sajátosságait foglalják magukban. A makroszintű tényezők a szabályozó hatóságok, például az OEP intézkedéseit ölelik fel. Tanulmányunkban a mikroszintű tényezőket, illetve a mezoszintű tényezők közül a munkahely és a szakrendelés jellemzőit, valamint a betegportfólió sajátosságait helyezük a középpontba.

A gyógyszerterjedést meghatározó tényezők elemzésére a túlélési analízis a legmegfelelőbb statisztika eljárás, amely lehetővé teszi egy adott esemény bekövetkezé-

¹ Az ATC (Anatomical Therapeutic Chemical) betűszó a WHO által ellenőrzött olyan anatómiai, gyógyászati és kémiai osztályozási rendszert jelent, amit gyógyszervegyületek osztályozására fejlesztettek ki. Az osztályozási rendszeren belül a gyógyszerek a hatás kifejtésének helye, a terápiás és a kémiai tulajdonságaik alapján kerülnek csoportokba.

séig, jelen esetben egy új gyógyszer elfogadásáig eltelt időtartamra ható tényezők vizsgálatát. A túlélési analízis paraméteres és nemparaméteres modelljeinél, azoknak a tanulmány módszertani részben ismerett hiányossága miatt, a semi-paraméteres modellek szakszerűbb statisztikai vizsgálatát teszik lehetővé. A semi-paraméteres modellek közül választásunk Cox [1972] regressziós modelljére esett, amelyet napjainkban egyre több tudományágban – bár igen eltérő típusú események bekövetkezésének vizsgálatára – alkalmaznak a kutatók. A Cox regressziós modellről, annak növekvő népszerűsége ellenére, kevés magyar nyelvű közgazdaság-tudományi írás található, így cikkünkben fontosnak tartjuk a modell részletes bemutatását is.

Tanulmányunkban mindenekelőtt ismertetjük a túlélési analízis eszköztárát: a túlélési analízis vizsgálatára készített három fő modell típus közül a saját kutatásunk alapját jelentő semi-paraméteres Cox regressziós modellt részleteiben is bemutatjuk. Ezt követően, a cikk középső harmadában, az elemzéshez felhasznált adatok körére térünk ki; bemutatjuk a vizsgálat tárgyát képező gyógyszerek és orvosok legfőbb karakterisztikáit. Az öt csoportba sorolt tizenkilenc magyarázóváltozó közül néhány egymással szorosan korrelál, ennek kezelési módjára szintén kitérünk. A cikk utolsó harmadában kutatásunk eredményét mutatjuk be: az Eucreas és a Janumet esetében négy olyan változót azonosítottunk, amelyek szignifikánsan befolyásolták az új gyógyszer felírásának az esélyét. A kapott eredményeket a nemzetközi szakirodalomban tapasztaltakkal is összevetjük, illetve azok alapján egészségügyi szakpolitikai javaslatokat fogalmazunk meg. Tanulmányunkat főbb eredményeink összefoglalásával és jövőbeli kutatási irányok kijelölésével zárjuk.

1. A túlélési analízis és a Cox regressziós modell

A túlélési analízis olyan statisztikai eljárás, amelyet akkor szükséges alkalmazni, amikor egy adott esemény bekövetkezéséig eltelt időtartamra ható tényezőket vesszünk vizsgálat alá (*Nagy et al.* [2002]). Fontos kiemelni, hogy olyan esetekben használhatók ezek a modellek, amikor nem visszafordítható eseményt vizsgálunk. Ha például az adott szakorvos már legalább egyszer felírta a készítményt, akkor ezt követően nem kerülhet olyan megítélés alá, mintha még nem alkalmazta volna ezt a gyógyszert. A túlélési analízis vizsgálatára készített modelleket három fő csoportra oszthatjuk: nemparaméteres, paraméteres és semi-paraméteres modellekre.

A nemparaméteres modellek segítségével csak a túlélési idő eloszlásának alakját tudjuk vizsgálni. Ugyanakkor az eljárás előnye, hogy nem kell különböző feltételezésekkel élni a túlélési idő eloszlásáról. A nemparaméteres modellek estében könnyen

ábrázolható, értelmezhető ábrát kapunk a túlélési és a hazardfüggvényekről.² Jellemzően különböző csoportok, illetve kezelési módszerek eloszlásfüggvényét hasonlíthatjuk össze ezeknek a modelleknek a segítségével. Legelterjedtebb változata *Kaplan és Meier* [1958] modellje. A nemparaméteres modellek legfőbb hátránya egyrészt az, hogy sok megfigyeléssel kell rendelkezünk, másrészt pedig az, hogy nem képes számszerű eredményt adni arról, hogy milyen kapcsolat található a kovariánsok és a túlélési idő között.

A paraméteres modellek abban az értelemben hasonlítanak a regressziós eljárásra, hogy minden változó esetén kapunk koefficienset. A regresszióhoz hasonlóan azzal a feltételezéssel kell élnünk, hogy a hibatagok, az /1/ egyenletnek megfelelően, normális eloszlású valószínűségi változók (*Cleves et al.* [2010]).

$$\text{Túlélési idő}_j = \beta_0 + \beta_1 x_j + \varepsilon_j, \quad \varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2), \quad /1/$$

ahol

- β_0 – a konstans paraméter, β_1 a regressziós együttható, amely a regressziós egyenlet meredekségét adja meg,
- x – a magyarázóváltozó,
- ε – a hibatag pedig egy normális eloszlású valószínűségi változó nulla várható értékkel és σ^2 varianciával.

A paraméteres modellek legelterjedtebb fajtái azok, amelyek kapcsán a túlélési függvényről (lásd /3/ egyenlet) exponenciális, *Weibull*-, *Gompertz*- vagy lognormális eloszlást feltételezünk. Mindebből következik a modellek legfőbb hátránya is: feltételezéssel kell élnünk a túlélési és a hazardfüggvény alakjára. Az esemény bekövetkezésének statisztikai vizsgálata a paraméteres modellek említett hiányosságai miatt szakszerűen semi-paraméteres modellel végezhető el.

A semi-paraméteres modellek közül *Cox* [1972] regressziós modellje a legismertebb, a modellt 2014. január 20-án, a Google Scholar alapján közel 36 ezer másik írás hivatkozza. David Cox a *Journal of the Royal Statistical Society Series*-ben publikálta 1972-ben azt a modelljét (*Cox* [1972]), amely Cox proporciónális hazardmodell néven vált ismertté a statisztikai szakirodalomban. *Cox* [1972] regressziós modelljére a továbbiakban Cox-modellként, Cox-regresszióként vagy Cox regressziós modellként utalunk. A Cox-regresszió alkalmazásával arra a kérdésre kapunk választ, hogy egy adott esemény mikor következik be az ismert változók

² A magyar szakirodalomban nincs elfogadott megfelelője a hazard function-nak. Bizonyos szerzők hazardfüggvénynek (*Mickelwright-Nagy* [1998]) hívják, de megtalálható a hazardfüggvény (*Fertő* [2008]) kifejezés is, míg mások kockázati függvénynek (*Kovács* [2006]) nevezik. Cikkünkben, *Mickelwright* és *Nagy* [1998] terminológiáját átvéve, szintén hazardfüggvénynek fordítjuk a hazard function-t.

függvényében. A magyarázóváltozókat kovariánsoknak nevezzük. A becslés eredménye megmutatja, hogy az esemény bekövetkezésére milyen hatással van a kovariánsra, annak esélyét növeli-e, vagy éppen csökkenti (Fox [2002]).

A Cox regressziós modell előnye a paraméteres modellekkel szemben az, hogy nem feltételez semmilyen eloszlást a túlélési időről, illetve a baseline hazardfüggvény sem előre meghatározott, hiszen az minden kovariáns esetén újra-becslésre kerül. Emellett a Cox regressziós modell kezelni tudja az adatok cenzorálását is. A cenzorálás egyik lehetséges oka az, hogy bizonyos megfigyelési egységek esetében korlátozott ismerettel rendelkezünk.³ Számításaink során mi jobb oldalról fogunk cenzorálni, ami azt jelenti, hogy azokhoz a szakorvosokhoz fogunk egy dummy változót rendelni, akik a vizsgált időszak végéig nem írták fel az új gyógyszert. A cenzorálásra esetünkben azért van szükség, mert azokról az orvosokról, akik a megfigyelési időszak alatt nem írták fel a gyógyszert, nem tudjuk, hogy a megfigyelési időszak után vajon felírták-e, és ha igen, mikor. A modellezés során így a cenzorált orvosoknak az adatait is fel tudjuk használni a paraméterek becsléséhez, amelynek köszönhetően növelni tudjuk a minta elemszámát, és így pontosabb eredményeket kapunk, mint amit a cenzorálás nélkül kapnánk.

Számításaink során a paraméterek meghatározására a semi-paraméteres Cox-regressziót alkalmazzuk jobboldali cenzorálással.

1.1. A túlélési analízis alapfogalmai

A Cox regressziós modell szakszerű ismertetéséhez szükséges a túlélési analízis legfontosabb alapfogalmainak definiálása. A következőkben a túlélési analízis alapfogalmait Rodríguez [2007] alapján mutatjuk be.

1. *A sűrűségfüggvény – $f(t)$.* A sűrűségfüggvény az esemény bekövetkezési idejének valószínűségi eloszlását leíró, egységnyi időintervallumra vetített valószínűséget megadó mérték.

2. *Az eloszlásfüggvény – $F(t)$.* Legyen T a vizsgált esemény bekövetkezési ideje, $f(t)$ pedig a folytonos sűrűségfüggvény, ekkor az eloszlásfüggvény a következő formában írható fel:

$$F(t) = Pr(T \leq t) = \int_0^t f(s) ds, \quad /2/$$

³ A cenzorálás fajtáiról és lehetséges okairól lásd Garson [2013], illetve Klein–Moeschberger [2013] könyveit.

ahol

t – egy bizonyos idő,

T – egy valószínűségi változó, amely az esemény bekövetkezésének idejét jelöli,

Pr – egy valószínűség. Az eloszlásfüggvény azt mutatja meg, hogy egy t időpontig mekkora valószínűséggel (Pr) következik be az esemény.

3. A túlélési függvény – $S(t)$ az eloszlásfüggvény komplementere; a túlélési függvény annak valószínűségét adja meg, hogy az esemény a t időpontig bezárólag nem következik be.

$$S(t) = 1 - F(t) = Pr(T \geq t) \quad /3/$$

4. A hazardfüggvény (hazard function) – $h(t)$ a t időpontot közvetlenül követő bekövetkezés egységnyi időintervallumra eső valószínűségét adja meg, arra feltételeken, hogy a t időpontig bezárólag nem következett be az esemény. A hazardfüggvény minden t időpontra kifejezi a hazardarány (hazard rate) értékeit. A hazardarány segítségével – például az orvostudományban – azt lehet összehasonlítani, hogy azok, akik részesültek bizonyos kezelésben, és azok, akik nem, milyen valószínűséggel élik túl az adott t napot. Formálisan a hazardfüggvény:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad /4/$$

A /2/ és a /4/ egyenletet felhasználva a hazardfüggvény az /5/ egyenletben látható alakban írható fel:

$$h(t) = -\frac{d}{dt} \log(S(t)). \quad /5/$$

A hazardfüggvény az idő függvényében bármilyen alakot felvehet; például növekedhet, csökkenhet, vagy akár U alakot is formázhat.

5. A baseline hazardfüggvény – $h_0(t)$ minden t időpontra kifejezi a baseline hazardarány értékét. Egy adott időpontra a baseline

hazardarány úgy határozható meg, hogy minden kovariáns előrejelző szerepét nullának tekintjük.

1.2. A Cox regressziós modell bemutatása

Ahogy már korábban is írtuk, Cox [1972] arra a kérdésre kereste a választ, hogy egy adott esemény mikor következik be az ismert változók függvényében. Ha regresszióval szeretnénk az esemény bekövetkezésének időpontja és az arra ható tényezők kapcsolatát feltárni, akkor azt a /6/ egyenlettel írhatjuk fel:

$$h(x) = \beta_0 + \beta_1 x, \quad /6/$$

ahol a hazardfüggvény (h) a magyarázóváltozótól (x) függ. A baseline hazardfüggvény $h_0(t)$, amely a regressziós egyenlet alapján nem más, mint (β_0) tag, nem függ az magyarázóváltozótól, és minden t időpontra konstans. A modellben a hazardfüggvény negatív értéket is fel tud venni, ami valószínűségekről lévén szó, nem lehetséges. Az /6/ egyenletet azonban könnyedén átalakíthatjuk úgy, hogy a negativitást feloldjuk:

$$h(x) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x) = \exp(\beta_0) \cdot \exp(\beta_1 x) = h_0 \exp(\beta_1 x) > 0. \quad /7/$$

Cox [1972] az $\exp(\beta_0) = h_0$ jelölést alkalmazza a modell könnyebb átláthatósága érdekében, hiszen $\exp(\beta_0)$ konstans értékeket vesz fel.

Mátrix alakban a hazardfüggvény a /8/ egyenletben látható formában írható fel:

$$h(\mathbf{x}) = h_0 \exp(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}). \quad /8/$$

Az /7/ egyenletbeli átalakítással exponenciális eloszlást kapunk a túlélési függvényre, amely azonban nem realiztikus. Cox [1972] ötlete alapján a problémát úgy tudjuk kezelni, hogy a /9/ egyenletben látható általánosítással élünk:

$$h(t, \mathbf{x}) = h_0(t, \alpha) \exp(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}), \quad /9/$$

ahol α a baseline értékét befolyásoló tényező. Cox modelljében a $h_0(t, \alpha)$, azaz a baseline hazardfüggvény függ az időtől, de nem függ a magyarázóváltozótól,

$\exp(\beta^T \mathbf{x})$ pedig nem függ az időtől, csak a magyarázóváltozótól. Ennek az átalakításnak köszönhetően a hazardfüggvény az időtől is függ, így a valósághoz közelibb a modell. A x_1 és x_2 magyarázóváltozókra felírható hazardarány ekkor a /10/ egyenletben látható módon fejezhető ki:

$$\frac{h(t|x_1)}{h(t|x_2)} = \frac{h_0(t, \alpha) \exp(\beta x_1)}{h_0(t, \alpha) \exp(\beta x_2)} = \frac{\exp(\beta x_1)}{\exp(\beta x_2)} = \exp\{\beta(x_1 - x_2)\}. \quad /10/$$

A /10/ egyenletből láthatjuk, hogy a hazardarány nem függ az időtől. A Cox-modell tehát azzal a feltételezéssel él, hogy hazardarány azonos a különböző időpontokra. A Cox-modell legfontosabb tulajdonsága, hogy nem kell előre meghatározni a baseline függvényt, anélkül is meg lehet β -t becsülni. A Cox regressziós modellt tulajdonképpen e miatt a tulajdonsága miatt nevezzük semi-paraméteres modellnek. Fontosnak tartjuk megjegyezni, hogy Cox [1972] publikálta a (β) meghatározásához szükséges parciális likelihood becslést is, amelyet a terjedelmi határok miatt jelen írásunkban nem mutatunk be részletesen.

A β paramétert a /10/ egyenlet fényében könnyen értelmezhetjük, hiszen $\exp(\beta)$ a hazardarányt adja meg, azaz annak a valószínűségét, hogy egy adott esemény bekövetkezik. Ha β_i egyenlő nullával, akkor a hazardarány $\exp(\beta_i)$ egyenlő eggyel, így az adott kovariánsnak nincs hatása az esemény bekövetkezésére. Ha β_i pozitív (negatív) értéket vesz fel, akkor a hazardarány nagyobb (kisebb) lesz, mint 1, ami azt jelenti, hogy ha a kovariáns ceteris paribus egy egységgel nő, akkor az esemény bekövetkezésének a valószínűsége nő (csökken), azaz sokkal valószínűbb (kevésbé valószínű) az esemény bekövetkezése ahhoz képest, mintha a kovariáns nem változna.

A Cox-modellnek számos kiterjesztése létezik; mind folytonos, mind kategória-változóra felírhatjuk az egyenletet, illetve a változók függhetnek az időtől is.

A regressziószámításhoz hasonlóan a magyarázóváltozók szignifikanciáját a Cox-modellben is tesztelnünk kell. A β_i paramétert úgy tudjuk tesztelni, hogy H_0 hipotézisnek azt tesszük fel, hogy nullával egyenlő, és ezt szeretnénk elvetni. Omnibusz tesztnek nevezzük, ha valamennyi β_i paraméterre teszteljük azt a H_0 hipotézist, hogy a β_i paraméterek egyenlők nullával (Fox [2002]).

Számításaink során mi az SPSS programcsomag 22. verzióját használtuk fel, és Cox időtől nem függő magyarázóváltozókat tartalmazó, /9/ egyenletében látható regressziós alapmodelljét alkalmazzuk. A modellbecslés során az SPSS alapbeállítását jelentő Enter-módszert alkalmaztuk, azaz az összes kovariánst bevontuk a modellbe, és ezek együttes hatását vizsgáltuk.

2. Az adatok

A gyógyszerterjedési vizsgálat alapadatait, azaz a receptadatokat a DoktorInfo Kft. biztosította, amely adatbázisba 2011 és 2012 során közel 900 háziorvos szolgáltatott adatot. Az adatbázisba a hazánkban praktizáló háziorvosok közel negyede önkéntesen küldi be a vényköteles recepten szereplő, adatvédelmi törvényt nem sértő adatokat, amelyért cserébe díjazásban részesül. A beküldött receptadatok tartalmazzák a felíró háziorvos nevét, pecsétszámát és rendelési címét, a felírás dátumát, a felírt készítmény jellemzőit (név, ATC-kód, adagolás módja), a gyógyszertámogatás mértékét, illetve a beteg jellemzői közül a beteg korát és nemét.⁴

2.1. Orvosok és gyógyszerek

A háziorvosok mintája reprezentatív a nem, a régió, a településtípus és a belgyógyász-szakvizsga megléte tekintetében. 2009. január 1-jétől a háziorvosoknak a recepten kötelező a közös beteggondozásban részt vevő betegek esetében a recepten azon szakorvos nevét vagy pecsétszámát kellett feltüntetni, aki az adott terápia háziorvosi utánírását a betegnek elrendelte. Ily módon, közvetetten ugyan, de ismerjük a beteg szakorvosát is.

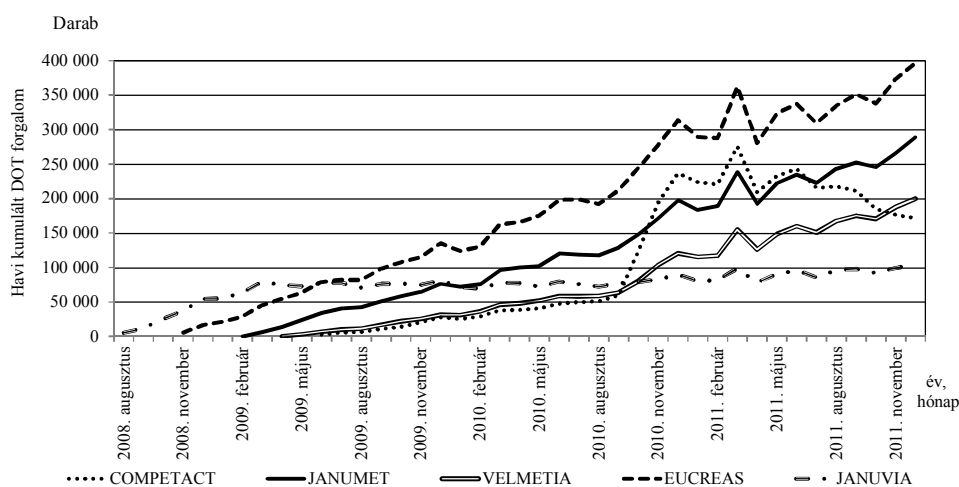
A gyógyszerterjedési vizsgálat 318 diabetológus szakorvosra és az általuk ellátott betegekre terjedt ki. A vizsgálatba bevont 318 diabetológus szakorvos a mintában szereplő receptek 80 százalékának felírásáért felelős. Fontosnak tartjuk hangsúlyozni, hogy a diabetológus szakorvosok összes felírt receptjét nem láttuk, csak azokat, amelyeket háziorvosi utánírásra javasolt. A közös beteggondozásban részt vevő betegeknek felírt receptek alapján meg tudtuk határozni, hogy egy adott szakorvos mikor javasolta először utánírásra az általunk elemezni kívánt készítményt. A 11 új antidiabetikum közül két gyógyszer képezi az elemzés tárgyát, az Eucreas és a Janumet.

Az Eucreas terméket (forgalmazója a Novartis cég) 2008 novemberében vezették be a magyar piacra. A legsikeresebb újonnan bevezetett antidiabetikum, bevezetését követően egy évvel, 2009 júniusában piacvezetővé vált, és jelenleg is ez a készítmény a piacvezető. Az egy napra jutó kezelési költség az adott termék esetében 416 forint (OEP [2013a]). A 1. ábrán láthatjuk a kumulált DOT-forgalom függvényében az újonnan bevezetett antidiabetikum forgalmának alakulását 2008 augusztusa és 2011 decembere között. A DOT az angol days of therapy rövidítése, amely az OEP

⁴ Az OEP felé a háziorvosok kötelező jelleggel jelentik a beteg identitására (beteg TAJ-száma, neve és lakcíme) is kiterjedő receptadatokat, ezen adatok azonban szigorúan bizalmasak, így azokra a Doktorinfo Kft. Adatvédelmi Biztos Irodája által auditált adatgyűjtési tevékenysége nem terjed ki.

definíciója alapján azt mutatja, hogy egy kiváltott doboz várhatóan hány napig tartja terápián a betegeket (OEP [2013b]). A DOT révén az adagolásban és a darabszám-ban különböző, azonos hatóanyag tartalmú kiserelések összehasonlíthatóvá és összehadhatóvá válnak.

1. ábra. Az öt legsikeresebb újonnan bevezetett antidiabetikum kumulált havi DOT-forgalmának alakulása



Forrás: Saját számítás az OEP gyógyszerforgalmi adatai alapján (OEP [2013b]).

A Janumet márkájú terméket a Merck Sharp & Dohme cég fejlesztette ki. A terméket Magyarországra 2009 februárjában vezették be. Az értékesített mennyiség folyamatosan növekedett, de a termék sohasem lett piacvezető, az Eucreas mindig megelőzte. 2010 novembere és 2011 júniusa között a Competact nevű termék is megelőzte a Janumet eladási mennyiségét, de 2011 júliusától a Janumet visszavette második helyét. A bevezetés napján 397 forintot tett ki az egy napra jutó kezelés költség (OEP [2013a]).

2.2. A magyarázóváltozók

Számításaink során a vizsgálatba bevont 318 diabetológus szakorvos esetében azon tényezőket kerestük, amelyek pozitívan befolyásolják az új gyógyszerek felírásának esélyét. A szakorvosokról 19 magyarázóváltozóval rendelkezünk, amelyet öt csoportra osztottunk: *a)* szociodemográfiai változók, *b)* munkahellyel kapcsolatos változók, *c)* a szakrendelés jellemzői, *d)* a szakorvos felírási szokásai, valamint *e)* a szakorvos betegportfóliójának jellemzői.

A szakorvosok szocio-demográfiai, illetve a munkahellyel és a szakrendeléssel kapcsolatos adatainak forrása az Egészségügyi Engedélyezési és Közigazgatási Hivatal (EEKH [2013]) jogszabály által meghatározott, bárki számára hozzáférhető adatgyűjteménye. A szakorvosokról a következő adatokat használtuk fel az EEKH-adatbázisból.

Szociodemográfiai változók: a szakorvos neme, kora, és szakvizsgáinak száma, A szakorvosok nemét egy dummy változóval jelöltük; a mintában szereplő orvosok 48 százaléka férfi. A szakorvosok átlagosan 52 évesek, 10 év szórással. A legfiatalabb szakorvos 32, a legidősebb 78 éves. A szakorvosok átlagosan 1,78 szakvizsgával rendelkeznek.

Munkahellyel kapcsolatos változók: munkahelyek száma, a szakorvos beosztása, a szakorvos munkahelyéül szolgáló intézmény mérete. Az EEKH alapján egy szakorvos átlagosan 1,46 helyen dolgozott. Az elemzés céljából a szakorvosokat a beosztásuk alapján három kategóriába soroltuk: 1 – vezető beosztás (osztályvezető, osztályvezető-helyettes, járóbeteg-szakellátás vezetője) 2 – főorvos, 3 – szakorvos. A szakorvosok munkahelyéül szolgáló intézményeket négy csoportba soroltuk: 1 – klinika, 2 – egyetemi vagy más oktató kórház, 3 – kórház, 4 – járóbeteg-szakrendelés. A szakorvosok szocio-demográfiai és munkahellyel kapcsolatos legfőbb leíró statisztikai mutatói az 1. táblázatban találhatóak.

1. táblázat

A szakorvosok szocio-demográfiai és munkahellyel kapcsolatos változói

Változó	Átlag	Minimum	Maximum	Szórás
Szakorvos neme (0- férfi, 1 – nő)	0,48	0,00	1,00	–
Szakorvos kora (év)	51,92	32,00	78,00	9,94
Orvosi szakvizsgák száma (darab)	1,78	1,00	4,00	0,78
Munkahelyek száma (darab)	1,46	0,00	5,00	0,69
Beosztás (1 – vezető beosztás, 2 – főorvos, 3 – szakorvos)	–	1,00	3,00	–
Intézmény mérete (1 – klinika, 2 – egyetemi vagy más oktató kórház, 3 – kórház, 4 – járóbeteg-szakrendelés)	–	1,00	4,00	–

Forrás: Saját számítás 2011. decemberi adatok alapján.

A szocio-demográfiai és munkahelyi adatok mellett, a Doktorinfo Kft. adatai alapján összegyűjtöttük a szakrendelésnek, a szakorvos felírási szokásainak, illetve a szakorvos betegportfóliójának legfőbb jellemzőit.

A szakrendelés jellemzői: betegek száma, betegenkénti kontaktusok számának átlaga, a szakrendelő városának mérete, javaslati receptek száma összesen, egy betegre jutó javaslati receptek száma, lojális betegek aránya, a szakorvoshoz beutaló háziorvosok száma. A 2. táblázatban található a változók legfőbb leíró statisztikai jellemzői.

2. táblázat

A szakorvosok szakrendeléssel kapcsolatos változói

Változó	Átlag	Minimum	Maximum	Szórás
Betegek száma (fő)	123,48	14,00	784,00	114,71
Betegenkénti kontaktusok számának átlaga (darab)	1,68	1,00	2,85	0,37
Település mérete (1 – Budapest, 2 – Nagyváros, 3 – Közepes méretű város, 4 – Egyéb település)	–	1,00	4,00	–
Javaslati receptek száma összesen (darab)	1 569,59	315,00	12 262,00	1 618,11
Egy betegre jutó javaslati receptek száma (darab)	12,71	4,63	30,93	3,72
Lojális betegek aránya (százalék)	70,77	17,54	100,00	19,76
Beutaló háziorvosok száma (fő)	21,56	1,00	84,00	15,95

Forrás: Saját számítás 2010. január és 2011. december közötti kétéves időintervallumra.

A mintabeli szakorvosok átlagosan 123 különböző beteget látnak el, akikkel a szakorvosok két év alatt átlagosan 1,68-szor találkoztak. A betegenkénti kontaktusok számára a rendelkezésre álló adataink alapján egy alsó becslést tudunk adni: azt határoztuk meg, hogy egy adott betegnél két év alatt hány különféle javaslati dátum szerepel. A hatályos magyar egészségügyi szabályozás értelmében ugyanis a betegeknek meghatározott időközönként (évente, vagy félévente egyszer) fel kell keresni egy szakorvost, hogy a szakorvos ekkor adott javaslata alapján a háziorvos támogatott formában fel tudja írni a készítményt a betegnek. Számításaink során fontosnak tartottuk annak figyelembe vételét is, hogy az adott szakorvos mekkora településen végzi a munkáját. Így a pontos munkahelyi címek mellé a *KSH* [2011] adatbázisa alapján népességszámot rendeltünk, és ennek a segítségével négy csoportba soroltuk a városokat: 1 – Budapest, 2 – Nagyváros (100 ezer feletti lakosság), 3 – Közepes méretű város (40 ezer és 100 ezer közötti lakosság), 4 – Egyéb település (40 ezer alatti lakosság). A mintában szereplő szakorvosok javaslata alapján átlagosan 1570 javaslati receptet ír fel egy háziorvos. A receptek számát felhasználtuk arra, hogy kiszámítsuk az egy betegre jutó javaslati receptek számát, amire átlagosan 12,7 értéket kapunk. A lojális betegek arányának a minimuma 17,54 százalék, de van olyan szakorvos, akinél a betegeinek 100 százaléka lojális; átlagosan pedig a betegek 71 százaléka lojális. A lojális betegek arányát úgy határoztuk meg, hogy megnéztük, kik azok a betegek, akik valamennyi vizsgált évben csak az adott szakorvost keresték fel.

Ezeknek a betegeknek vélhetően fontos az adott orvos személye, bíznak benne, és ragaszkodnak hozzá (akkor mennek a szakrendelőbe, amikor biztosan tudják, hogy az adott szakorvos rendel). A szakorvoshoz beutaló háziorvosok száma átlagosan 21,6, azaz egy szakorvoshoz átlagosan ennyi háziorvos utalja be a betegeit.

Felírási szokások: felírt gyógyszer-márkák száma, régi típusú orális antidiabetikumok aránya.

A szakorvosok 4–25 közötti gyógyszer-márkát írnak fel a cukorbeteg részére; és átlagosan 16,7 márka közül választanak. (Lásd a 3. táblázatot.) A régi típusú orális antidiabetikumok aránya magyarázóváltozót azért tartjuk fontosnak, mert ez megmutatja, hogy a szakorvos receptjei közül arányaiban mennyi a régi (nem innovatív) orális antidiabetikum. Átlagosan 3 százalék ez az arány, de van olyan szakorvos, aki 33,3 százalék régiebbi fejlesztésű orális antidiabetikumot ír fel a betegeinek.

3. táblázat

A szakorvosok gyógyszer-felírási szokásai

Gyógyszer-felírási jellemző	Átlag	Minimum	Maximum	Szórás
Felírt gyógyszer-márkák száma (darab)	16,66	4,00	25,00	4,13
Régi típusú orális antidiabetikumok aránya (százalék)	2,99	0,00	33,33	4,66

Forrás: Saját számítás 2010. január és 2011. december közötti kétéves időintervallumra.

Betegportfólió karakterisztikái: a betegek átlagéletkora 2013-ban, a férfi betegek aránya, az inzulinkezelésben részesülő betegek aránya, az egy betegre jutó átlagjövedelem. A 4. táblázatban található a betegportfólió leírására szolgáló legalapvetőbb statisztikai mutatók.

4. táblázat

A szakorvosok betegportfóliójának jellemzői

Betegek jellemzői	Átlag	Minimum	Maximum	Szórás
Betegek átlagéletkora (években)	64,20	44,00	72,87	2,84
Férfi betegek aránya (százalék)	47,07	7,02	70,37	7,39
Inzulint használó betegek aránya (százalék)	79,10	0,00	100,00	20,84
Egy betegre jutó éves átlagjövedelem (ezer forint)	930,98	380,06	1511,87	179,24

Forrás: Saját számítás.

Az adatbázisban szereplő összes beteg átlagéletkora 64 év, közöttük a férfi betegek aránya átlagosan 47 százalék. Az inzulinos kezelésben részesülő betegek arányával az adott szakorvos betegeinek a súlyosságára tudunk egy közelítő becslést

adni. A betegek átlagosan 79 százalékban inzulinos kezelésben részesülnek. Ezek az arányszámok orvosonként eltérő mértékűek, amit a 4. táblázatban látható magas szórás jól alátámaszt. A háziorvosok irányítószáma, illetve nagyvárosok esetében a rendelő utcája alapján – a GeoX Kft. adatbázisát felhasználva (*GeoIndex* [2013]) – meghatároztuk, hogy az adott irányítószám alatt, illetve néhány utcányi környéken (100×100 méter területen) mekkora a betegek átlagos jövedelme. Ezt követően a betegeket hozzárendeltük a szakorvosokhoz, és becslést adtunk a szakorvos betegeknek átlagjövedelméről. A betegek jövedelmét tehát nem ismerjük, azzal a feltételezéssel élünk, hogy a betegek a háziorvosi rendelő közelében laknak, így minden betegre a háziorvosi rendelő címe alapján becslünk meg az átlagjövedelmet, azaz minden beteg címét azonosnak feltételeztük a háziorvos rendelőjének címével. A betegek jövedelmének nagysága azért lehet fontos, mert elképzelhető, hogy egy alacsonyabb átlagjövedelmű régióban a szakorvos várhatóan olcsóbb gyógyszert ír fel, azaz inkább a 100 százalék térítésben részülő inzulint írja fel akkor is, amikor még az orális kezelés is sikeres lehetne.

2.3. A korreláció kezelése

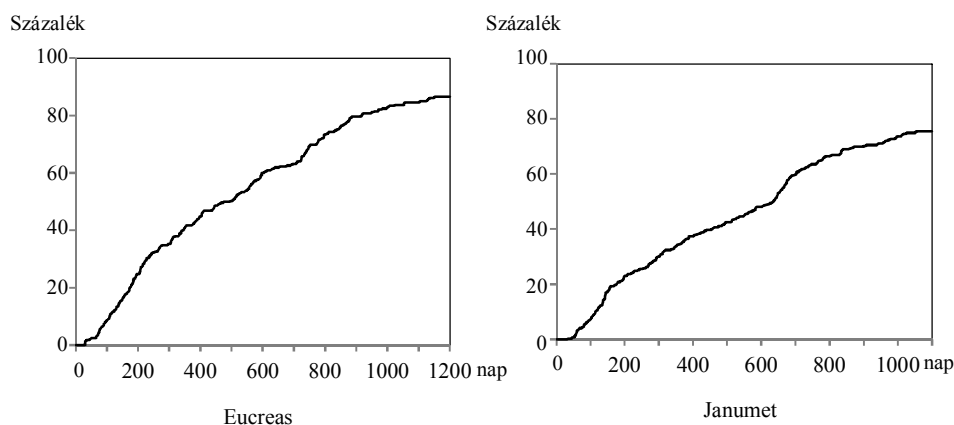
Garson [2013] tanulmánya alapján a Cox-modellben a 0,85 feletti korrelációs párokat együttesen nem célszerű magyarázóváltozóként használni, még annak ellenére sem, hogy ez nem előfeltétele egy megbízható modellnek. A kutatásunkban mi abszolút értékben 0,65-ös korrelációs küszöböt határoztuk meg: azoknál a változópároknál, ahol a korreláció értéke ennél magasabb volt, ott kizártuk a modellből az egyik változót. A betegek száma és a javaslati receptek száma között a korreláció 0,95, azaz a betegek számából meglehetősen jól lehet következtetni arra, hogy hány javaslati receptet tartozik az adott orvoshoz, aminek hatására az elemzésünkben a javaslati receptek számát kizártuk. Ennek a változónak a kizárásával összesen 18 magyarázóváltozót használtunk fel a modellezés során. Fontos kiemelni, hogy két-két változópair (betegenkénti kontaktusok számának átlaga és egy betegre jutó javaslati receptek száma, illetve a betegek száma és a felírt gyógyszermarkák száma) között 0,60–0,65 közötti korreláció áll fent. A modellből ezeknek a változópároknak egyikét sem zártuk ki, de az eredmények értelmezésénél ennek lehetséges hatására visszatérünk.

3. Eredmények

A túlélési függvényt ábrázolhatjuk úgy, hogy az értékeit 1-ből kivonjuk. Ebben az esetben azt kapjuk meg, hogy adott nap után a szakorvosok hány százaléka javasolta

utánírásra az új gyógyszert. Az Eucreast 1200 nap után a szakorvosok 86 százaléka javasolta, míg a később bevezetésre kerülő Janumetet 1100 nap után az orvosok 75 százaléka javasolta. Az 2. ábrán egyenletes ütemű növekedés látható, nagyobb törések, illetve kiugrások a terjedési folyamatban nincsenek.

2. ábra. Egy mínusz túlélési függvény



Mindkét gyógyszer esetében megvizsgáltuk a túlélési idő eloszlását, és a vonatkozó (ebben a tanulmányban nem szereplő) Q-Q ábrák alapján arra a következtetésre jutottunk, hogy sem a gyakorta feltételezett exponenciális, sem a lognormális, sem a Weibull-eloszlás nem írja le megfelelően a gyógyszerek bevezetési idejének empirikus kumulatív valószínűségi eloszlását. Így esetünkben Cox semi-modelljének alkalmazása kimondottan indokolt, hiszen – szemben a paraméteres modellekkel – nem kell feltételezéssel élnünk a túlélési függvény eloszlásáról.

Az Eucreast a 318 szakorvosból 275 írta fel a vizsgált időszakban. A gyógyszer elfogadását szignifikánsan befolyásoló tényezőket az 5. táblázatban tüntettük fel.

A táblázatban látható adatokból azt a következtetés vonhatjuk le, hogy ha a betegek száma *ceteris paribus* 1-gyel nő, akkor 0,31 százalékkal nő a valószínűsége annak, hogy a szakorvos korán javasolja utánírásra az Eucreast. Ha a szakorvos a betegekkel átlagosan 1-gyel többször találkozik, akkor 136,09 százalékkal nő az új gyógyszer korai javaslásának esélye, amelyből arra következtethetünk, hogy egy szorosabb orvos-beteg kapcsolatban a szakorvos a beteg számára leghatásosabb terápia megtalálása érdekében az átlagosnál több készítménnyel kísérletezik. Az eddig felírt gyógyszer márkák számából is lehet következtetni arra, hogy az új gyógyszert korán be fogja-e vezetni a szakorvos: ha egy szakorvosnak 1-gyel több gyógyszer márkája szerepel a felírási portfóliójában, akkor 12,2 százalékkal magasabb a valószí-

nüsege az új orális antidiabetikum korai javasolásának. Ezen felül, ha egy százalékkal alacsonyabb az inzulinos kezelésben részesülők aránya, akkor ceteris paribus 2,1 százalékkal valószínűbb, hogy a szakorvos korán felírásra javasolja az újonnan bevezetett orális készítményt. Az orvosok között ugyan a mai napig is tart a vita a megfelelő kezeléstről, de az adatok alapján megállapítható, hogy azok a szakorvosok, akik kevesebb inzulinkezelést alkalmaznak, nagyobb valószínűséggel írnak fel korán új orális készítményeket. A gyógyszer elfogadására az 5. táblázatban látható négy tényezőtől kivül más nem hat szignifikánsan.

5. táblázat

*Az Eucreas terjedését meghatározó szignifikáns tényezők**

Tényező	Béta	Standard hiba	Wald-statisztika értéke	Szabadságfok	Szignifikanciaszint	Exp(Béta)
Inzulint használó betegek aránya (százalék)	-0,0213	0,0040	28,45	1	0,0000	0,9790
Felírt gyógyszerárak száma (darab)	0,1159	0,0224	26,74	1	0,0000	1,1229
Betegek száma (fő)	0,0031	0,0008	15,83	1	0,0001	1,0031
Betegenkénti kontaktusok számának átlaga (darab)	0,8590	0,2486	11,94	1	0,0005	2,3609

Megjegyzés. A modell omnibusz-tesztje alapján a modellt 0,000 szignifikanciaszinten el kell fogadnunk. A teljes modellre 18-as szabadságfok mellett χ^2 értéke 154,063, míg a $-2 \log$ likelihood értéke 2654,596.

Forrás: Saját számítás.

Fontosnak tartjuk megjegyezni, hogy a betegek száma és a felírt gyógyszerárak száma közül mindkét változó annak ellenére szignifikánsan és pozitívan növeli a gyógyszerfelírás korai valószínűségét, hogy azok egymással közepesen korreláló változók. A betegenkénti kontaktusok számának átlaga és az egy betegre jutó javaslati receptek száma változók szintén közepesen korrelálnak egymással, azonban a két változó közül csak az előbbi szerepel a végső modellben. A közepes korreláció miatt ugyanakkor vélhetően az egy betegre jutó javaslati receptek száma is növeli a gyógyszer korai felírásának valószínűségét, még ha az a végső modellben a szoros korreláció miatt nem is szerepel mint szignifikáns változó.

A Janumet márkájú gyógyszert a 318 szakorvosból 240 írta fel a vizsgált időszakban. A Cox regressziós modell a 6. táblázatban látható változókat azonosította szignifikáns változóként.

A Janumet esetében, az Eucreashoz hasonlóan, szignifikáns változó a felírt gyógyszerárak száma és az inzulinos kezelésben részesülő betegek aránya. A felírt gyógyszerárak száma nagyobb mértékben hat a Janumetre, mint az

Eucreasra. Ennek magyarázata az lehet, hogy a Janumet az Eucreas követője (mind időben, mint pedig a termék jellegét illetően), és egy eleve több márkát használó orvos inkább ki fog próbálni követő termékeket is korán. Az inzulinos kezelésben részesülő betegek arányának növekedése valamivel nagyobb mértékben csökkenti a Janumet korai felírásának esélyét, mint ahogy az Eucreasét csökkentette. A Janumet esetében a betegek száma és a betegenkénti kontraktusok számának átlaga nem bizonyult szignifikánsnak, de a lojális betegek aránya és az egy betegre jutó javaslati receptek száma igen. A lojális betegek arányának 1 százalékos növekedése ceteris paribus 1,26 százalékkal csökkenti annak a valószínűségét, hogy korán felírja a Janumetet a szakorvos. Ennek az lehet az oka, hogy a lojális betegeknek a hatékony orvos-beteg együttműködésből fakadóan vélhetően sikerült már a szakorvosnak a Janumet relatíve későbbi bevezetését megelőzően beállítania a megfelelő terápiát, és így nem kell ezeknek a betegek esetében új készítményekkel próbálkoznia. Ha ceteris paribus 1-gyel nő az egy betegre jutó javaslati receptek száma, akkor az 8,15 százalékkal növeli annak a valószínűségét, hogy a szakorvos korán felírja az új orális antidiabetikumot. Az Eucreasnál az egy betegre jutó javaslati receptek száma nem, hanem a betegenkénti kontaktusok számának átlaga lett szignifikáns, amely azonban közepesen korrelál a javaslati receptek számával.

6. táblázat

A Janumet terjedését meghatározó szignifikáns tényezők

Tényező	Béta	Standard hiba	Wald-statisztika értéke	Szabadságfok	Szignifikanciaszint	Exp(Béta)
Felírt gyógyszermarkák száma (darab)	0,1879	0,0239	61,63	1	0,0000	1,2068
Inzultin használó betegek aránya (százalék)	-0,0271	0,0045	36,94	1	0,0000	0,9732
Lojális betegek aránya (százalék)	-0,0127	0,0042	9,29	1	0,0023	0,9874
Egy betegre jutó javaslati receptek száma (darab)	0,0784	0,0302	6,74	1	0,0094	1,0815

Megjegyzés. A modell omnibusz tesztje alapján a modellt 0,000 szignifikanciaszinten el kell fogadnunk. A teljes modellre 18-as szabadságfok mellett χ^2 értéke 150,798, míg a-2 log-likelihood értéke 2356,785.

Forrás: Saját számítás.

4. Nemzetközi kitekintés

Lublóy [2014] szisztematikus irodalom-feldolgozása a nemzetközi szakirodalomban harmincöt olyan tanulmányt azonosított, amely receptadatok alapján vizsgálja az

új gyógyszerek terjedésének meghatározó tényezőit. A 35 tanulmány többsége a logisztikus és lineáris regresszió eszköztárára épít, és csupán nyolc, főként a 2010-es évek elején publikált tanulmány alkalmazza a túlélési analízis módszerét.

7. táblázat

Az új gyógyszerek terjedését meghatározó tényezők

A gyógyszert felíró orvos jellemzői	Szakrendelés jellemzői
Szocio-demográfiai tényezők	Terület (város v/s. vidék) (3/7)
Nem (7/15)	Típus (egyedüli v/s. több orvossal közös rendelés) (4/7)
Kor (9/14)	Méret (2/6)
Szakterületen eltöltött évek száma (4/5)	A tulajdonosi struktúra, a menedzsment és a gazdasági beállítottság típusa (3/4)
Képzés helye (4/5)	Régió (1/4)
Aktuális munkahelyek száma (1/2)	Akkreditációs szint (1/2)
Nemzetiség (1/1)	Diagnosztikai aktivitás (2/2)
Tudományos beállítottság	A szakrendelés dolgozóinak összetétele (1/2)
Szakovizsga (10/16)	Egyéb tényezők (2/2)
Kórházzal való munkakapcsolat (4/8)	
Klinikai kísérletekben való részvétel (3/3)	
Továbbképzés és farmakoterápiás megbeszélések (2/3)	
Olvasott szaklapok száma (2/3)	Gyógyszerjellemzők
Észlelt tudományos beállítottság (2/3)	Az új gyógyszert gyártó cég marketing költségvetésének nagysága (5/7)
Szakrendezvények látogatása (2/3)	Gyógyszer általános elfogadottsága (5/6)
Beosztás (1/1)	Gyógyszer terápiás újdonságértéke (2/3)
Felírási szokások	Verseny (1/1)
Az új gyógyszer terápiás osztályán belüli gyógyszer-felírásának mennyisége (10/11)	
Betegek vagy receptek száma (6/9)	A betegportfólió karakterisztikái
Az új gyógyszer gyógyszergyártójától származó felírt gyógyszerek mennyisége (4/4)	Kor (6/9)
Felírási portfólió szélessége (1/1)	Nem (1/6)
Orvosokat megcélzó reklámtevékenység	Egészségi állapot (3/4)
Orvoslátogatás (4/6)	Társadalmi-gazdasági státus (jövedelem, végzettség, egészségügyi biztosítás) (3/4)
Termékinta (2/2)	Családi állapot (1/2)
Társadalmi célú reklám (1/1)	Faji/etnikumi hovatartozás (2/2)
Társadalmi kapcsolathálón keresztüli fertőzés (5/6)	

Megjegyzés. Zárójelben, az adott tényező hatását szignifikánsnak találó tanulmányok számának és az adott tényező hatását vizsgáló tanulmányok számának hányadosa szerepel

Forrás: Lublőy [2014] 3. táblázatának magyar nyelvű adaptációja.

A 7. táblázat a nemzetközi szakirodalom eddigi állása alapján azon gyógyszerterjedést meghatározó tényezőket tartalmazza, amelyet legalább egy tanulmány szignifikánsként azonosított.

A kutatásunk eredménye az Eucreas orális antidiabetikum esetében összhangban van a nemzetközi szakirodalom betegszámra vonatkozó eredményével; kilencből hat tanulmány szignifikáns pozitív kapcsolatot azonosított a betegszám és az új gyógyszer korai felírására való hajlam között (*Inman–Pearce* [1993], *Corrigan–Glass* [2005], *García et al.* [2000], *Glass* [2004], *Glass–Rosenthal* [2004], *Glass–Dalton* [2006]). A Janumet esetében a betegek számát ugyan nem, de az azzal közepesen korreláló egy betegre jutó javaslati receptek számát azonosítottuk a terjedési folyamat meghatározó tényezőjének. Eredményeink mindkét gyógyszer esetében egybevágóak más szerzők azon megállítással, mely szerint a felírt gyógyszermarkák számának, azaz a felírási portfólió szélességének növekedése növeli az új gyógyszer korai felírásának valószínűségét (*Bourke–Roper* [2012]). Amennyiben igaz az a feltevésünk, hogy a betegenkénti kontaktusok számának átlaga szorosan korrelál a diagnosztikai aktivitásával, úgy a betegenkénti kontaktusok számának gyógyszerterjedési folyamatban játszott meghatározó szerepe szintén egybeesik a nemzetközi eredményekkel (*Álvarez–Hernández* [2005], *Steffensen–Sørensen–Olesen* [1999]).

Mindkét gyógyszer esetében szignifikáns negatív kapcsolatot azonosítottunk az inzulinos kezelésben részesülő betegek aránya és az új orális készítmények felírásának valószínűsége között. Ezt az összefüggést ugyan egyetlen szakcikk sem vizsgálta, de meglátásunk szerint négy oka lehet annak, hogy az inzulinban részesülő betegek magasabb aránya miatt késlelteti az új orális készítmények elfogadását. Az első a szakorvos meggyőződéséhez kapcsolódik. Elképzelhető, hogy a szakorvos nem tartja az orális antidiabetikumokat megfelelő terápiás módszernek – a megfelelő terápia mibenléte jelenleg még vitatott a szakirodalomban (*Davis–Abraham* [2011], *Scheen* [2005], *Krentz–Bailey* [2005]). Másodikként elképzelhető, hogy a szakorvosnak olyan betegek vannak, akiknél már jóval korábban diagnosztizálták a cukorbetegséget. Ebben az esetben a beteg valószínűleg az új készítmények bevezetését megelőzően kapott már inzulint, amit követően nem lehet áttérni orális készítmények alkalmazására (*Korytkowski* [2002], *Krentz–Bailey* [2005]). Harmadrészt elképzelhető, hogy a szakorvosnak súlyosabb betegek vannak, azaz az új készítmények nem tudnak megfelelő szinten tartani a vércukorszintet. Negyedrészt elképzelhető, hogy a szakorvosnak szegényebb betegek vannak, akik nem tudják megvásárolni maguknak az új orális készítményeket, szemben a teljes támogatást élvező inzulinnal. Orvosokkal folytatott konzultációk alapján az első és az utolsó magyarázat valószínűsíthető, azaz az orvosok terápiás meggyőződése és a betegek jövedelme határozza meg azt, hogy egy szakorvos felír-e újonnan

bevezetett készítményeket, ami összhangban van a *Lublőy* [2014] irodalmi összefoglalójával.

Kutatásunk során több olyan változó nem bizonyult szignifikánsnak, amelyet a nemzetközi szakirodalom többsége a gyógyszerterjedést szignifikánsan befolyásoló tényezőként azonosított. Mi például nem találtunk arra utaló jelet, hogy a fiatalabb orvosok innovatívabbak, mint az idősebb társaik, szemben például *Bourke–Roper* [2012] és *Corrigan–Glass* [2005] írásával). A szakirodalom alapján nemcsak az orvosok, hanem a betegek kora is meghatározónak bizonyult: inkább fiatalabb betegek részesülnek innovatívabb terápiában (lásd például *Greving et al.* [2006], *Mark et al.* [2002]). Mi erre bizonyítékot nem találtunk, vélhetően azért, mert a diabetes tipikus időskori betegség.⁵

Van den Bulte–Lilien [2001] tanulmányával ellentétben e tanulmány szerzői a magasabb pozícióban lévő orvosokról sem tudták igazolni, hogy korábban elfogadták volna az új gyógyszereket, mint az alacsonyabb pozícióban lévő kollégáik. (Tekintve, hogy a szakirodalomban az orvosok beosztásának gyógyszerterjedési folyamatban játszott szerepét más tanulmány nem taglalja, így további adatbázisokra kiterjedő kutatást igényelne annak megállapítása, hogy vajon *Van den Bulte–Lilien* [2001] avagy ennek a kutatásnak az eredményei a mérvadók-e.)

A beteg jövedelme, mint a társadalmi-gazdasági státus egyik mérőszáma, a szakirodalomban látottakkal (*Kozyrskyj et al.* [2007], *Liu–Gupta* [2012], *Ohlsson et al.* [2009]) és várakozásokkal ellentétben nem lett szignifikáns, holott tudomásunk szerint sok esetben azért kap a beteg inzulinos kezelést, mert elutasítja a drágább orális készítményeket. (Néhány háziorvossal folytatott szakmai beszélgetés során egybehangzóan azt hallottuk, hogy az alacsony jövedelmű betegek nem képesek megfizetni a drágább, új antidiabetikum-kezelést.) Ez esetben a szakirodalommal és a várakozásainkkal ellentétes eredmény nagy valószínűséggel abból ered, hogy a betegek pontos jövedelmét nem ismertük, hanem helyette egy adott régióra jellemző jövedelemindexet használtunk, és ezt átlagoltuk szakorvosi szinten.

⁵ Az említett két változó esetében a nemzetközi és hazai eredmények eltérésének oka lehet az is, hogy a nemzetközi szakirodalomban a tanulmányok alig több mint fele igazolta az adott változók várakozásoknak megfelelő előjelű szignifikanciáját (*Lublőy* [2014]). A nemzetközi szakirodalomban a kutatók a szakorvosok korát tizenötötől kilenc tanulmányban találták meghatározó tényezőnek, és a kilenc tanulmányból hétszer bizonyultak a fiatalabb orvosok korai elfogadónak. A mi kutatásunk eredménye inkább a maradék, inszignifikanciát bizonyító hat tanulmány eredményével van összhangban: az orvos kora az elfogadási folyamat nem meghatározó tényezője. Hasonlóan, a nemzetközi szakirodalomban kilencből öt tanulmány, tehát a tanulmányok kicsit több mint fele igazolta azt, hogy az orvosok inkább a fiatalabb betegeknek írják fel új gyógyszert (*Lublőy* [2014]). (Egy, a beteg korát szignifikánsnak találó tanulmány az idősebb betegek preferálását bizonyította.) E tanulmány szerzői a beteg korát nem találták meghatározónak, ahogy kilencből négy nemzetközi tanulmány sem.

5. Gyakorlati következtetések és szakpolitikai javaslatok

Eredményeink alapján a gyógyszercégeknek a sok diabeteses beteggel rendelkező szakorvosokat kell megcélozniuk személyre szabott marketing-tevékenységükkel. Mégpedig olyanokat, akik vagy gyakorta hívják vissza a betegeiket kontrollra (magas a betegenkénti kontaktusok számának átlaga, lásd az Eucreas esete), vagy akik ugyan ritkábban hívják vissza a betegeiket, de javaslatuk alapján a háziorvos relatíve hosszabb ideig írja után az új antidiabetikumot (magas az egy betegre jutó javaslati receptek száma, lásd a Janumet esetét).

A korai elfogadásra inkább hajlamos orvosok másik fontos jellemzője, hogy széles a felírási portfóliójuk, azaz betegek kezelése során számos, azonos tünet együttes kezelésére szolgáló gyógyszer közül válogatnak.

Végezetül az innovatív orvosok harmadik közös, betegportfóliójukkal kapcsolatos jellemzője, hogy magas az inzulin-kezelésben részesülő betegek aránya, akiknek gyógyszerköltségeik jelentős részét az állam magára vállalja. Az ilyen jellemzőkkel rendelkező szakorvosokat és praxisokat, a Doktorinfo Kft. adatait megvásárló gyógyszercégek, adatbányászati eszközökkel könnyen azonosítani tudják. A marketing-költségvetés célirányos elköltését szem előtt tartva az orvoslátogatóknak az így azonosított szakorvosokat érdemes gyakorta felkeresni, és az új készítmény felírására ösztönözni.

Egészségügyi szakpolitikai szempontból a szakpolitikuskoknak a gyógyszerterjedési folyamat felgyorsítása és a kezdeti időszakban levő diabetes-betegek állapotának stabilizálása érdekében az új készítményekről tájékoztató, ismeretterjesztő, figyelemfelkeltő anyagot, illetve szakorvosi továbbképzést három orvostípus számára kellene biztosítani. Egyrészt a diabetológia véleményvezéreinek, akiknek javaslatait és tanácsait leginkább követi az orvostársadalom. Másrészt a tanulmányunkban azonosított jellemzőkkel (sok beteg, széles felírási portfólió) jellemezhető orvosoknak, akik a terjedési folyamatot praxisjellemzőikből adódóan gyorsítják fel, és vélhetően szintén jelentős csoportnyomást gyakorolnak kollégáikra. Harmadrészt pedig azon szakorvosoknak, akiket a gyógyszergyártó cégek orvoslátogatói kevésbé preferálnak: ők a kevesebb diabeteses beteggel rendelkező, relatíve kevés típusú készítményt felíró, arányaiban több inzulinos kezelésben részesülő beteggel rendelkező szakorvosok.

Amennyiben a szakpolitikuskok a gyógyszerkassza korlátos voltának figyelembe vétele mellett szeretnék minél több arra rászoruló betegnek az antidiabetikumot biztosítani, úgy az Eucreas és a Janumet közül inkább a Janumet elterjedését kellene propagálni. Így napi szinten, betegenként kiemelt támogatást alapul véve, 13 forintos megtakarítás érhető el, ami havi szinten már közel 400 forintost megtakarítás. Fontosnak tartjuk a javasolt szakpolitikai intézkedés kapcsán megemlíteni, hogy az Eucreas és a Janumet hatásmechanizmusa és hatásossága a vércukorszint csökkené-

sét illetően közel azonos, a két gyógyszer között eltérés a gyakori mellékhatásokban mutatkozik (EMA [2014]).

*

A kutatásunknak célja az volt, hogy két orális antidiabetikum (Eucreas, Janumet) esetében azonosítsuk azokat a tényezőket, amelyek meghatározzák a gyógyszerterjedési folyamatot. A tényezők azonosítására Cox regressziós modellt építettünk, melynek előnye egyrészt, hogy nem kellett semmilyen feltételezéssel élni a túlélési függvényről, másrészt pedig az, hogy a cenzorálás révén a mintát nem kellett a gyógyszert felíró orvosokra szűkíteni, hanem valamennyi orvos adatát felhasználhattuk a modellezés során.

Az Eucreas esetében annak korai elfogadását szignifikánsan befolyásoló tényezőnek bizonyult a betegek száma, a betegenkénti kontaktusok számának átlaga, a felírt gyógyszer márkák száma, illetve az inzulinos kezelésben részesülő betegek aránya. A Janumet esetében szignifikáns változó lett az egy betegre jutó javaslati receptek száma, a lojális betegek aránya, a felírt gyógyszer márkák száma, és az inzulinos kezelésben részesülő betegek aránya. Valamennyi szignifikáns változó esetében (betegek száma, betegenkénti kontaktusok számának átlaga, felírt gyógyszer márkák száma) a nemzetközi szakirodalommal azonos eredményre jutottunk. A nemzetközi szakirodalomtól eltérő eredményeket kaptunk ugyanakkor az orvosok korát, illetve pozícióját, valamint a betegek korát és jövedelmét illetően. Kitértünk ezeknek a különbözőségek okaira is: a tanulmányok csak alig több mint fele igazolta az adott változó megfelelő előjelű szignifikanciáját (orvos, illetve beteg kora), csupán egyetlen tanulmány igazolta a változó szignifikanciáját (orvos beosztása), illetve egy mérési hibát (beteg jövedelme). Elképzelhető az is, hogy az eredmények különbözősége az általunk nem kontrollált tényezők együttes hatásának eredője. A különbözőségek minden bizonynyal összefügghetnek a vizsgált gyógyszerek jellemzőivel, illetve a magyar piac sajátosságaival is. Végezetül nem zárható ki az sem, hogy a magyarázóváltozók részbeni korrelációja miatt számos változó más változó szignifikanciája miatt nem lett szignifikáns.

Fontosnak tartjuk hangsúlyozni, hogy kutatásunk során csak a szakorvosok azon receptfelírásait tudtuk figyelembe venni, amelyet az adott szakorvos a mintában szereplő háziorvosok valamelyikének utánírásra javasolt. A szakorvosok saját hatáskörben történő felírásáról, illetve a mintában nem szereplő háziorvosoknak történő javasolásról adatokkal nem rendelkezünk. Így elképzelhető, hogy némely szakorvos korábban kezdte el az új készítményt alkalmazni, mint ahogy azt mi észleltük.

Kutatásunk legfőbb hiányossága az, hogy jelen stádiumban nem foglalkoztunk az orvosok közötti szakmai vagy személyes kapcsolatok befolyásoló erejével, illetve a gyógyszergyártó cégek marketing-tevékenységének hatásával, holott számos korábbi

kutatás igazolta ezek fontosságát (Coleman *et al.* [1966], Iyengar *et al.* [2011], Kremer *et al.* [2008], Manchanda *et al.* [2008]). A jövőben az orvosok közötti kapcsolatokat több dimenzió mentén készülünk vizsgálni: osztálytársi, társszerzői, illetve földrajzi közelség alapján feltételezhető a kapcsolat. Emellett, az eddigi két új orális antidiabetikum mellett még a másik kilenc új készítmény esetén is tervezzük azoknak a változóknak az azonosítását, amelyek az új készítmények terjedését szignifikánsan befolyásolják.

Függelék

F1. táblázat

Az Eucreas terjedését meghatározó tényezők szignifikanciaszint alapján sorba rendezve

Tényező	Béta	Standard hiba	Wald-statisztika értéke	Szabadságfok	Szignifikanciaszint	Exp(Béta)
Inzulint használó betegek aránya (százalék)	-0,0213	0,0040	28,45	1	0,0000	0,9790
Felírt gyógyszermarkák száma (darab)	0,1159	0,0224	26,74	1	0,0000	1,1229
Betegek száma (fő)	0,0031	0,0008	15,83	1	0,0001	1,0031
Betegenkénti kontaktusok számának átlaga (darab)	0,8590	0,2486	11,94	1	0,0005	2,3609
Beutáló háziorvosok száma (fő)	-0,0120	0,0068	3,14	1	0,0766	0,9881
Orvosi szakvizsgák száma (darab)	0,1291	0,0839	2,37	1	0,1238	1,1378
Egy betegre jutó javaslati receptek száma (darab)	-0,0347	0,0272	1,62	1	0,2034	0,9659
Intézmény mérete (1 – klinika, 2 – egyetemi vagy más oktató kórház, 3 – kórház, 4 – járóbeteg-szakrendelés)	-0,1097	0,0882	1,54	1	0,2139	0,8961
Egy betegre jutó éves jövedelem (átlag, ezer forintban)	0,0000	0,0000	0,81	1	0,3688	1,0000
Városméret (1 – Budapest, 2 – Nagyváros, 3 – Közepes méretű város, 4 – Egyéb település)	-0,0539	0,0737	0,53	1	0,4648	0,9475
Szakorvos neme (0 – férfi, 1 – nő)	-0,0698	0,1300	0,29	1	0,5913	0,9326
Régi típusú orális antidiabetikumok aránya (százalék)	-0,0093	0,0196	0,22	1	0,6360	0,9908
Szakorvos beosztása (1 – vezető beosztás, 2 – főorvos, 3 – szakorvos)	0,0424	0,0980	0,19	1	0,6651	1,0433
Lojális betegek aránya (százalék)	0,0013	0,0039	0,11	1	0,7357	1,0013
Férfi betegek aránya (százalék)	0,0024	0,0088	0,07	1	0,7850	1,0024
Betegek átlagéletkora 2013-ban (években)	-0,0059	0,0241	0,06	1	0,8064	0,9941
Munkahelyek száma (darab)	-0,0233	0,0965	0,06	1	0,8094	0,9770
Szakorvos kora (években)	-0,0014	0,0083	0,03	1	0,8702	0,9987

Forrás: Saját számítás.

F2. táblázat

A Janumet terjedését meghatározó tényezők szignifikanciaszint alapján sorba rendezve

Tényező	Béta	Standard hiba	Wald-statisztika értéke	Szabadságfok	Szignifikanciaszint	Exp(Béta)
Felírt gyógyszermarkák száma (darab)	0,1879	0,0239	61,63	1	0,0000	1,2068
Inzulint használó betegek aránya (százalék)	-0,0271	0,0045	36,94	1	0,0000	0,9732
Lojális betegek aránya (százalék)	-0,0127	0,0042	9,29	1	0,0023	0,9874
Egy betegre jutó javaslati receptek száma (darab)	0,0784	0,0302	6,74	1	0,0094	1,0815
Szakorvos neme (0 – férfi, 1 – nő)	-0,2681	0,1391	3,71	1	0,0540	0,7649
Férfi betegek aránya (százalék)	-0,0183	0,0101	3,33	1	0,0681	0,9818
Orvosi szakvizsgák száma (darab)	0,1503	0,0939	2,56	1	0,1094	1,1621
Intézmény mérete (1 – klinika, 2 – egyetemi vagy más oktató kórház, 3 – kórház, 4 – járóbeteg-szakrendelés)	0,1293	0,0902	2,05	1	0,1518	1,1380
Betegek száma (fő)	0,0010	0,0009	1,25	1	0,2643	1,0010
Régi típusú orális antidiabetikumok aránya (százalék)	0,0165	0,0197	0,70	1	0,4015	1,0166
Betegenkénti kontaktusok számának átlaga (darab)	-0,2364	0,2901	0,66	1	0,4151	0,7894
Egy betegre jutó éves jövedelem (átlag, ezer forintban)	0,0000	0,0000	0,38	1	0,5401	1,0000
Beutaló háziorvosok száma (fő)	0,0037	0,0075	0,24	1	0,6253	1,0037
Betegek átlagéletkora 2013-ban (években)	-0,0091	0,0249	0,14	1	0,7131	0,9909
Munkahelyek száma (darab)	0,0244	0,0962	0,06	1	0,7997	1,0247
Városméret (1 – Budapest, 2 – Nagyváros, 3 – Közepes méretű város, 4 – Egyéb település)	-0,0126	0,0780	0,03	1	0,8718	0,9875
Szakorvos beosztása (1 – vezető beosztás, 2 – főorvos, 3 – szakorvos)	-0,0082	0,1012	0,01	1	0,9351	0,9918
Szakorvos kora (években)	-0,0007	0,0086	0,01	1	0,9370	0,9993

Forrás. Saját számítás.

Irodalom

ÁLVÁREZ, M. J. L. – HERNÁNDEZ, M. J. R. [2005]: Variabilidad en la Utilización de Nuevos Medicamentos en un Área de Atención Primaria (in Spanish with abstract available in English). *Revista Española de Salud Pública*. Vol. 79. No. 3. pp. 379–389.

- BERWICK, D. M. [2003]: Disseminating Innovations in Health Care. *Journal of the American Medical Association*. Vol. 15. No. 289. pp. 1969–1975.
- BOURKE, J. – ROPER, S. [2012]: In with the New: The Determinants of Prescribing Innovation by General Practitioners in Ireland. *The European Journal of Health Economics*. Vol. 13. No. 4. pp. 393–407.
- CLEVES, M. – GOULD, W. – GUTIERREZ, R. – MARCHENKO, Y. [2010]: *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. Third Edition. Stata Press. Texas.
- COLEMAN, J. S. – KATZ, E. – MENZEL, H. [1966]: *Medical Innovation: A Diffusion Study*. Bobbs-Merrill Company. New York.
- CORRIGAN, M. H. – GLASS, H. E. [2005]: Physician Participation in Clinical Studies and Subsequent Prescribing of New Drugs. *Pharmacy and Therapeutics*. Vol. 30. No. 1. pp. 60–66.
- COX, D. R. [1972]: Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society Series B Methodological*. Vol. 34. No. 2. pp. 187–220.
- DAVIS, C. – ABRAHAM, J. [2011]: The Socio-political Roots of Pharmaceutical Uncertainty in the Evaluation of “Innovative” Diabetes Drugs in the European Union and the US. *Social Science & Medicine*. Vol. 72. No. 9. pp. 1574–1581.
- EEKH (EGÉSZSÉGÜGYI ENGEDÉLYEZÉSI ÉS KÖZIGAZGATÁSI HIVATAL) [2013]: *Működési Kereső*. <http://kereso.eekh.hu>.
- EMA (EUROPEAN MEDICINES AGENCY) [2014]: *Human Medicines*. Eucreas: http://www.ema.europa.eu/ema/index.jsp?curl=pages/medicines/human/medicines/000807/human_med_000770.jsp&mid=WC0b01ac058001d124, Janumet: http://www.ema.europa.eu/ema/index.jsp?curl=pages/medicines/human/medicines/000861/human_med_000864.jsp&mid=WC0b01ac058001d124.
- FERTŐ I. [2008]: *A magyar agrárexport kereskedelmi előnyei és versenyképessége az EU piacán*. Műhelytanulmányok MT-DP 17. sz. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest.
- FOX, J. [2002]: *Cox Proportional-Hazards Regression for Survival Data The Cox Proportional-Hazards Model*. <http://cran.r-project.org/doc/contrib/Fox-Companion/appendix-cox-regression.pdf>.
- GARCÍA, L. M. – CABEZA, B. J. – RODRÍGUEZ, E. M. – ALEGRE, D. R. E. – RABADÁN, A. A. [2000]: Adoption of New Medications by Prescribing Physicians. *The innovator physician. Atencion Primaria*. Vol. 25. No. 1. pp. 22–28.
- GARSON, G. D. [2013]: *Cox Regression: 2013 Edition* (Statistical Associates Blue Book Series). Statistical Associates Publishers. Asheboro.
- GEOINDEX [2013]: *A GeoIndex komplex térinformatikai adatbázis és szolgáltatásrendszer*. <http://www.geoindex.hu/temakorok/jovedelem>.
- GLASS, H. E. [2004]: Do Clinical Grant Payment Practices in Phase 3 Clinical Trials Influence Subsequent Clinical Investigator Prescribing Behavior? *Disease Management*. Vol. 7. No. 1. pp. 77–87.
- GLASS, H. E. – DALTON, D. W. [2006]: Profiles of Phase IV Investigators and Subsequent Prescribing of the Study Drug. *Journal of Pharmaceutical Marketing & Management*. Vol. 17. No. 3–4. pp. 3–17.
- GLASS, H. E. – ROSENTHAL, B. [2004]: Demographics, Practices, and Prescribing Characteristics of Physicians Who Are Early Adopters of New Drugs. *Pharmacy and Therapeutics*. Vol. 29. No. 11. pp. 2–8.

- GREVING, J. P. – DENIG, P. – VAN DER VEEN, W. J. – BELTMAN, F. W. – STURKENBOOM, M. C. J. M. – HAAIJER-RUSKAMP, F. M. [2006]: Determinants for the Adoption of Angiotensin II Receptor Blockers by General Practitioners. *Social Science & Medicine*. Vol. 63. No. 11. pp. 2890–2898.
- GROVES, K. E. M. – SCHELLINCK, T. – SKETRIS, I. – MACKINNON, N. J. [2010]: Identifying Early Prescribers of Cyclooxygenase-2 Inhibitors (COX-2s) in Nova Scotia, Canada: Considerations for Targeted Academic Detailing. *Research in Social and Administrative Pharmacy*. Vol. 6. No. 3. pp. 257–267.
- HELIN-SALMIVAARA, A. – HUUPPONEN, R. – VIRTANEN, A. – KLAUKKA, T. [2005]: Adoption of Celecoxib and Rofecoxib: A Nationwide Database Study. *Journal of Clinical Pharmacy & Therapeutics*. Vol. 30. No. 2. pp. 145–152.
- INMAN, W. – PEARCE, G. [1993]: Prescriber Profile and Post-marketing Surveillance. *The Lancet*. Vol. 342. No. 8872. pp. 658–661.
- IYENGAR, R. – VAN DEN BULTE, C. – VALENTE, T. W. [2011]: Opinion Leadership and Social Contagion in New Product Diffusion. *Marketing Science*. Vol. 30. No. 2. pp. 195–212.
- KAPLAN, E. L. – MEIER, P. [1958]: Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 53. No. 282. pp. 457–481.
- KLEIN, J. P. – MOESCHBERGER, M. L. [2005]: *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. Springer. New York.
- KORYTKOWSKI, M. [2002]: When Oral Agents Fail: Practical Barriers to Starting Insulin. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*. Vol. 26. No. 3. pp. 18–24.
- KOVÁCS, S. [2006]: Az eseménytörténet-analízis módszertana és alkalmazása a nyerstej minőségének vizsgálataiban. Debreceni Egyetem Agrártudományi Közlemények – *Acta Agraria Debreceniensis*. 6. évf. 20. különszám 74–79. old.
- KOZYRSKYJ, A. – RAYMOND, C. – RACHER, A. [2007]: Characterizing Early Prescribers of Newly Marketed Drugs in Canada: A Population-based Study. *European Journal of Clinical Pharmacology*. Vol. 63. No. 6. pp. 597–604.
- KRENTZ, A. J. – BAILEY, C. J. [2005]: Oral Antidiabetic Agents: Current Role in Type 2 Diabetes Mellitus. *Drugs*. Vol. 65. No. 3. pp. 385–411.
- KREMER, S. T. M. – BIJMOLT, T. H. A. – LEEFLANG, P. S. H. – WIERINGA, J. E. [2008]: Generalizations on the Effectiveness of Pharmaceutical Promotional Expenditures. *International Journal of Research in Marketing*. Vol. 25. No. 4. pp. 234–246.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2011]: Minden helység adata. www.ksh.hu/docs/hun/hnk/Helysegnevkonyv_adattar_2011.xls.
- LIU, Y. M. – KAO, Y. Y. H. – HSIEH, C. R. [2011]: The Determinants of the Adoption of Pharmaceutical Innovation: Evidence from Taiwan. *Social Science & Medicine*. Vol. 72. No. 6. pp. 919–927.
- LIU, Q. – GUPTA, S. [2012]: A Micro-level Diffusion Model for New Drug Adoption. *Journal of Product Innovation Management*. Vol. 29. No. 3. pp. 372–384.
- LUBLÓY, Á. [2014]: *Factors Affecting the Uptake of New Medicines: A Systematic Literature Review*. BMC Health Services Research. <http://www.uni-corvinus.hu/index.php?id=50863>.
- MANCHANDA, P. – XIE, Y. – YOUN, N. [2008]: The Role of Targeted Communication and Contagion in Product Adoption. *Marketing Science*. Vol. 27. No. 6. pp. 961–976.

- MARK, T. L. – DIRANI, R. – SLADE, E. – RUSSO, P. A. [2002]: Access to New Medications to Treat Schizophrenia. *Journal of Behavioural Health*. Vol. 29. No. 1. pp. 15–29.
- MICKLEWRIGHT, J. – NAGY GY. [2006]: Az álláskeresés ellenőrzése és a munkanélküliség időtartama. *Közgazdasági Szemle*. LIII. évf. 7. sz. 641–660. old.
- NAGY I. – CSATÓ L. – FARKAS J. – RADNÓCZI L. – VÍGH ZS. [2002]: A magyar nagy fehér hússertés és magyar lapálysertés központi hízekonyságvizsgálatának (HVT) elemzése túlélésbecslés (survival analysis) alkalmazásával. Debreceni Egyetem Agrártudományi Közlemények – *Acta Agraria Debreceniensis*. 2. évf. 3. sz. 37–40. old.
- OEP (ORSZÁGOS EGÉSZSÉGBIZTOSÍTÁSI PÉNZTÁR) [2013a]: *Publikus gyógyszerforgalmi adatok*. http://www.oep.hu/portal/page?_pageid=35,20982634&_dad=portal&_schema=PORTAL.
- OEP [2013b]: *Gyógyszerforgalmi adatok*. http://www.oep.hu/portal/page?_pageid=35,21341107&_dad=portal&_schema=PORTAL.
- OHLSSON, H. – CHAIX, B. – MERLO, J. [2009]: Therapeutic Traditions, Patient Socioeconomic Characteristics and Physicians Early New Drug Prescribing – A Multilevel Analysis of Rosuvastatin Prescription in South Sweden. *European Journal of Clinical Pharmacology*. Vol. 65. No. 2. pp. 141–150.
- RODRÍGUEZ, G. [2007]: *Lecture Notes on Generalized Linear Models*. <http://data.princeton.edu/wws509/notes/>.
- SCHEEN, A. J. [2005]: Drug Interactions of Clinical Importance with Antihyperglycaemic Agents: An Update. *Drug Safety*. Vol. 28. No. 7. pp. 601–631.
- STEFFENSEN, F. H. – SÖRENSEN, H. – OLESEN, F. [1999]: Diffusion of New Drugs in Danish General Practice. *Family Practice*. Vol. 16. No. 4. pp. 407–413.
- VAN DEN BULTE, C. – LILIE, G. L. [2001]: Medical Innovation Revisited: Social Contagion versus Marketing Effort. *American Journal of Sociology*. Vol. 106. No. 5. pp. 1409–1435.

Summary

This article identifies micro- and meso-level characteristics of early prescribers of newly marketed innovative drugs. The diffusion of the two most popular new blood glucose lowering oral antidiabetic drugs is assessed. The ensuing diffusion process is complex; although doctors consider each new drug on its individual merits, some seem more predisposed to adopt new drugs than others. Understanding the mechanisms leading to early adoption of new drugs is highly relevant for speeding up the diffusion of medical innovations, for promoting cost-effective prescriptions, for developing targeted detailing and for predicting the utilization of new drugs. Cox's proportional hazard model is adopted to examine factors influencing the likelihood of a specialist's initial adoption. Proportional hazards models are a class of survival models in statistics which relate the time that passes until new drug uptake to several covariates that may be associated with that quantity of time. The Cox model results in four significant covariates for Euxreas and in six significant covariates for Janumet. For both medications the portfolio width of a specialist and the proportion of patients with 90% state subsidy are significant determinants of new drug prescribing. In contrast, working for an academic medical center and being in a high position do not increase the likelihood of adoption. Our results are in line with the findings of similar empirical studies.

Fülöp Orsolya,

az Energiaklub Szakpolitikai
Intézet és Módszertani Központ
munkatársa, közgazdász
E-mail: fulop@energiaklub.hu

Lehoczki-Krsjak Adrienn,

a KSH munkatársa, statisztikus
E-mail: nesz@ksh.hu

Energiaszegénység Magyarországon

Magyarországon mind ez ideig kevés vizsgálat született az energiaszegénység témakörében. Az Energiaklub Szakpolitikai Intézet és Módszertani Központ az elmúlt években több tanulmányban foglalkozott a témával: tanulmányozta az energiaszegénység kezelésének eszközeit¹ és definícióit² az Európai Unió tagállamaiban. Egy 2000 háztartás körében, 2010-ben végzett adatfelvétel adatai alapján vizsgálta a magyar háztartások jellegzetességeit, a hazánkban energiaszegénynek tekinthető háztartások körét és számát, és szakmai egyeztetéseket folytatott hazai karitatív szervezetek bevonásával.

Az Energiaklub és a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) együttműködésében készült jelen tanulmány célja, hogy egy nagyobb mintavételes vizsgálat, a KSH Háztartási költségvetési és életkörülmény adatfelvételének adataival árnyalja a korábbi vizsgálatok megállapításait, eredményeit. Az elemzést elsősorban a vonatkozó szakpolitikák (szociális és energiapolitika) alakítóinak, döntéshozóinak ajánljuk az adatok, illetve a jelenség megismerése céljából.

1. A kutatás keretei és módszertana

Az energiaszegénységnek nincs egységes, uniós szinten elfogadott definíciója. A leggyakrabban használt értelmezés szerint egy háztartás akkor tekinthető energiasze-

¹ Fellegi D. [2009]: *Energiaszegénység – Helyzetkép az Európai Unióban*. Energiaklub. Budapest.

² Fellegi D. [2010]: *Az energiaszegénység definiálása Magyarországon*. Energiaklub. Budapest.

génynek, ha nem képes megfelelő szintre fűteni lakását, illetve a megfelelő fűtés aránytalan terhet jelent, azaz a háztartás bevételeinek egy meghatározott százalékánál többet költ energiára.

Hogy mennyi ez a meghatározott százalék, abban az országok és a kutatók között is nagy különbségek vannak, illetve lehetnek: az Egyesült Királyságban – amely az EU tagállamai közül egyedüliként rendelkezik hivatalosan elfogadott definícióval – a jelenleg érvényes meghatározás szerint akkor számít energiaszegénynek egy háztartás, ha a szükséges energiaköltségei meghaladják a nemzeti mediánértéket, és e kiadás után a háztartás a hivatalos szegénységi küszöb³ alá kerül. E megközelítés alapján 2,28 millió energiaszegény háztartással számol az Egyesült Királyság kormánya, ami a 2012. évi statisztikai adatok szerint az összes háztartás 10,4 százaléka.

A fenti definíció azonban csak 2013-tól van érvényben, előtte, 2001-től más definíciót használtak: a küszöb a nemzeti mediánérték kétszeresénél (10%) húzódott. Vagyis eszerint azokat tekintették energiaszegénynek, ahol a háztartás jövedelmének 10 százalékánál többet kellett az otthon melegen tartására fordítani. (Ez a definíció tehát nem tartalmazott a jövedelmi szegénységre vonatkozó kitételeket.) Ennek alapján 2011-ben 3,2 millió háztartás minősült energiaszegénynek az Egyesült Királyságban, vagyis az összes háztartás 15 százaléka.⁴ Látható, hogy a definíció, illetve ennek megváltoztatása nagyban befolyásolja az érintettek számát.

Elemzésünkben alapvetően az Egyesült Királyságban alkalmazott metodikát követtük. Mindkét módszer szerint vizsgáltuk a magyarországi helyzetet, két eltéréssel: egyrészt mi a háztartások által megadott, bevallott energiaköltségeket vettük alapul, míg az Egyesült Királyság kormánya az adott háztartás által lakott ingatlan modellezett, standardizált, elméleti energiaköltségeivel számolt. Természetesen ez utóbbi sokkal korrektebb képet ad, hiszen a kifizetett számlák nagyságából nem derül ki, hogy a háztartás megfelelő hőmérsékletre tudta-e felfűteni otthonát, vagy esetleg túl is fűtötte, illetve, hogy esetleg (részben) maga gyűjti a tüzfát, és nem fizet érte. A brithez hasonló modell felállítására azonban nem volt lehetőségünk. Nem követtük a brit módszertant abban a tekintetben sem, hogy mi a háztartások összevételéhez viszonyítottuk az energiaköltségeket, az Egyesült Királyságban viszont először levonják a lakás egyéb fenntartási költségeit (hiteltörlesztés, lakbér) az összes éves bevételből. Vagyis így a saját ingatlannal rendelkező háztartások kisebb eséllyel kerülnek az energiaszegénységi küszöb alá (kivéve, ha éves jövedelmük alacsony). Ezt a fajta különbségtételt a háztartások között mi nem tartottuk indokoltnak.

A magyarországi adatok forrása a KSH 2012-ben készült Háztartási költségvetési és életkörülmény adatfelvétele (HKÉF). A kérdőív a fogyasztási és a jövedelmi adatokra vonatkozó kérdéseket is tartalmaz, és két részből áll: egy naplóból, melyet a

³ A nemzeti mediánérték 60 százaléka.

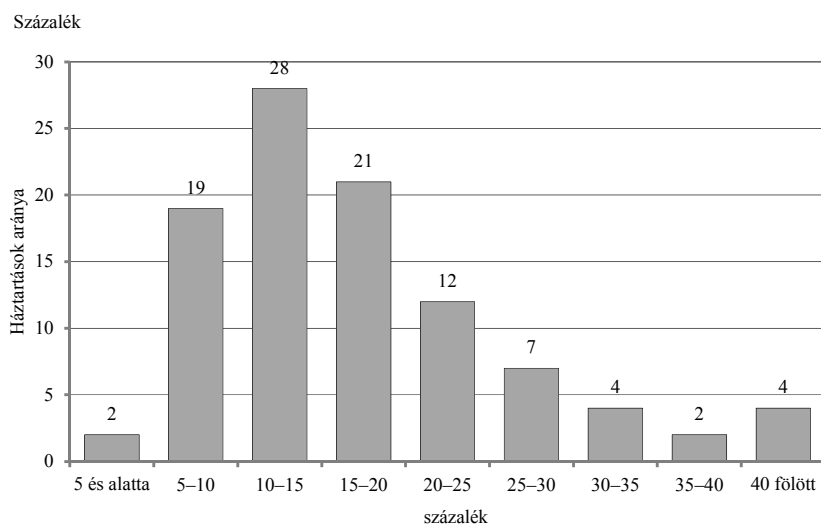
⁴ <https://www.gov.uk/government/collections/fuel-poverty-statistics>

háztartások egy hónapon át vezetnek a bevételeikről és a kiadásairól, valamint egy részletes év végi interjúból, mely a fogyasztásra és jövedelemre kérdez rá. A minta nagyjából a magánháztartások 0,25 százalékát fedi le. A tanulmányban felhasznált adatok a 2011. évre vonatkoznak. Megjegyezzük, hogy a HKÉF-ben bevallott energiaköltségek, illetve háztartási jövedelmek nem feltétlenül esnek egybe a nemzeti számlákban kimutatott adatokkal,⁵ ennek vizsgálata azonban meghaladta volna elemzésünk kereteit. A vizsgálat során azokat a háztartásokat tekintettük jövedelmük alapján szegénynek, ahol a háztartás éves jövedelme nem haladta meg az összes háztartás adatából képzett mediánérték 60 százalékát a HKÉF adatai alapján.

2. Az energiaszegény háztartások jellemzői

A HKÉF adatai szerint az összes háztartást figyelembe véve elmondható, hogy átlagosan éves jövedelmük 18 százalékát költik energiára, azaz villanyra, gázra, távfűtésre, illetve szilárd tüzelőanyagra. A medián 15,04 százalék, vagyis a háztartások felében az éves jövedelem 15,04 százalékánál kevesebb, a háztartások felében pedig ennél többet fordítanak az energiaköltségek fedezésére.

1. ábra. Az energiaköltségek aránya a háztartások jövedelmében, kategóriánként



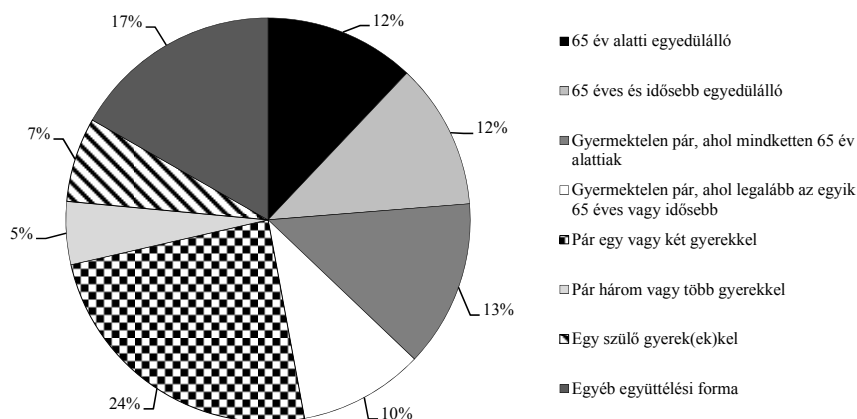
⁵ Például Kapitány Zs. – Molnár Gy. [2012]: Egyenlőtlenség és mobilitás a magyar háztartások jövedelmében, kiadásában és tartós fogyasztási cikkeinek állományában. *Közgazdasági Szemle*. 59. évf. 12. sz. 1015–1041. old.

Ha a régi (10 százalékos) brit metodikát vesszük át, azaz a medián kétszeresénél nagyobb arányú energiaköltségeket fizető háztartásokat tekintjük energiaszegénynek, akkor a háztartás jövedelmének 30 százalékánál húzódik az energiaszegénység határa. Vagyis ebben az értelmezésben azok a háztartások energiaszegények, amelyek éves bevételük 30 százalékánál⁶ több pénzt fordítanak lakásuk energiaigényének fedezésére. E megközelítés szerint Magyarországon a háztartások 10 százaléka, körülbelül 380 ezer háztartás tartozik az energiaszegénynek tekinthető háztartások közé. Ha az új, szegénységi küszöböt is tartalmazó definíciót alkalmazzuk, akkor a háztartások 21 százaléka, vagyis mintegy 800 ezer háztartás tekinthető energiaszegénynek, azaz ahol az éves energiaköltségek meghaladják a nemzeti mediánértéket, és e kiadás után a háztartás a hivatalos szegénységi küszöb alá kerül.

2.1. Háztartástípusok

A KSH HKÉF adatai szerint a magyar háztartások megoszlását a 2. ábra szemlélteti.

2. ábra. A háztartások megoszlása háztartástípusok szerint (százalék)

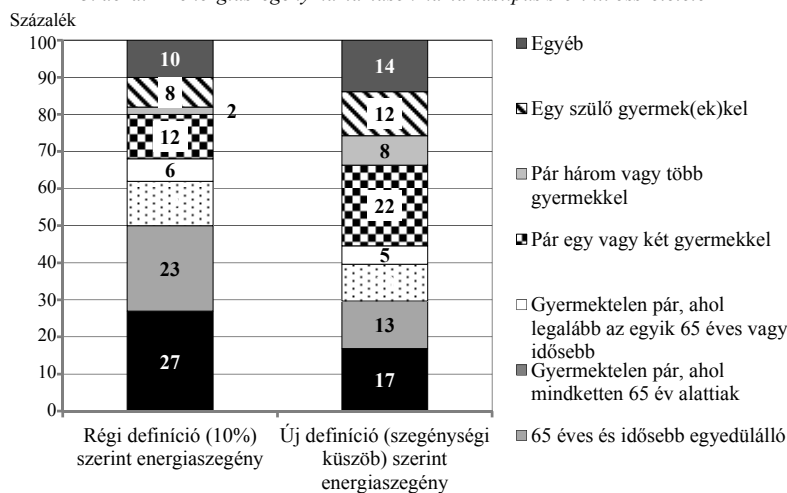


A magyar háztartásokat a régi (10 százalékos) brit definíció szerint vizsgálva azt látjuk, hogy az energiaszegény háztartások felét az egyedülállók alkotják, míg az összes háztartás körében részarányuk csupán 24 százalék. Ezzel szemben a jelenlegi, szegénységi küszöböt tartalmazó definíció szerint az egyedülállókból álló háztartások

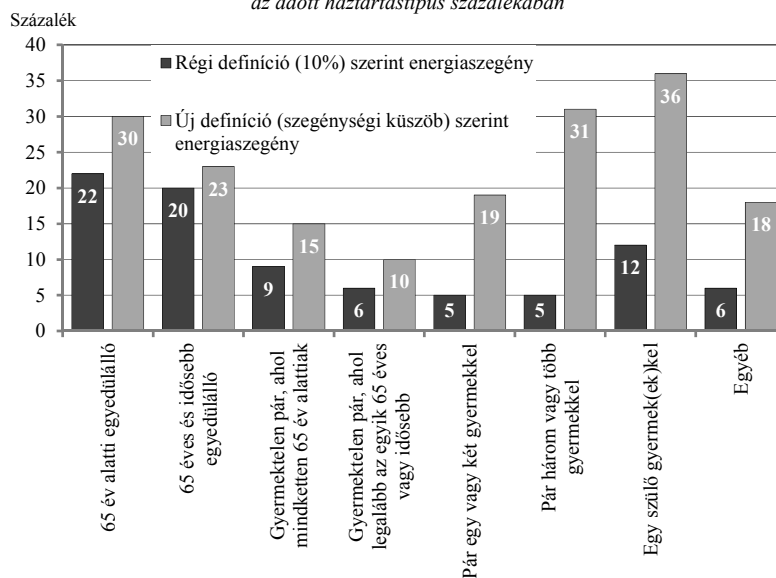
⁶ Az Energiaklub előző tanulmányában felhasznált adatok szerint ez a küszöb 34 százalék volt.

résaránya az energiaszegényeken belül csak 30 százalék. Nagyobb viszont a gyermekes családok súlya: az energiaszegények 42 százaléka gyermekes háztartás, míg a régi (10 százalékos) definíció szerint nézve ez csak 22 százalék. (Nem számítottuk ide az „egyéb” kategóriát, amely szintén tartalmazhat gyermekes háztartásokat, például nagyszülők által nevelt unokák stb., de pontos adatok híján velük nem tudunk számolni.)

3. ábra. Az energiaszegény háztartások háztartástípus szerinti összetétele



4. ábra. Az energiaszegény háztartások aránya a különböző háztartástípusokban, az adott háztartástípus százalékában



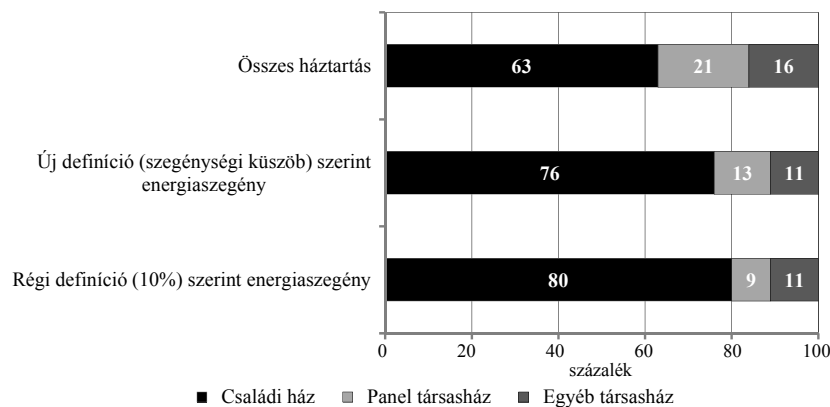
Az energiaszegények aránya a régi (10 százalékos) definíció szerint az egyedülálló körében a legnagyobb: ezeknek a háztartásoknak 20–22 százaléka energiaszegénynek minősül. Az új (szegénységi küszöböt tartalmazó) definíció szerint ezzel szemben a nagycsaládos háztartások és a gyermekeiket egyedül nevelő szülők háztartásaiban a legmagasabb, 31–36 százalék az energiaszegények aránya.

Az új definíció tehát jelentősen megváltoztatja az érintettek körét, összetételét is. Ez így volt az Egyesült Királyságban is: míg a régi (10 százalékos) definíció szerint az energiaszegény háztartások több mint felét (53%) az egyfős háztartások adták, a szegénységi küszöböt tartalmazó új definíció szerint arányuk az energiaszegényeken belül már csak 26 százalék. Eszerint az energiaszegény háztartások 27 százalékát teszik ki a gyermekes párból álló háztartások, míg a régi (10 százalékos) meghatározás szerint arányuk csak 11 százalék volt az energiaszegényeken belül.⁷

2.2. Lakóhely

Épülettípusonként tekintve az energiaszegény háztartások 75–80 százaléka családi házban él. A diagramon jól látható, hogy a teljes sokasághoz képest (63%) az energiaszegények valamivel nagyobb arányban laknak családi házban.

5. ábra. Az energiaszegény, illetve az összes háztartás megoszlása épülettípusok szerint



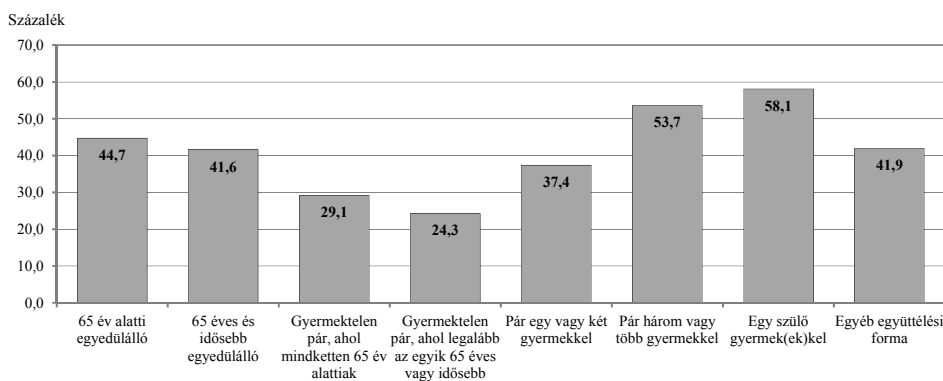
2.3. Szubjektív megítélés

A HKÉF arra is rákérdez, hogy mennyire tartják a válaszadók megterhelőnek a lakásfenntartás költségeit – a lehetséges válaszok: nem, időnként vagy nagyon meg-

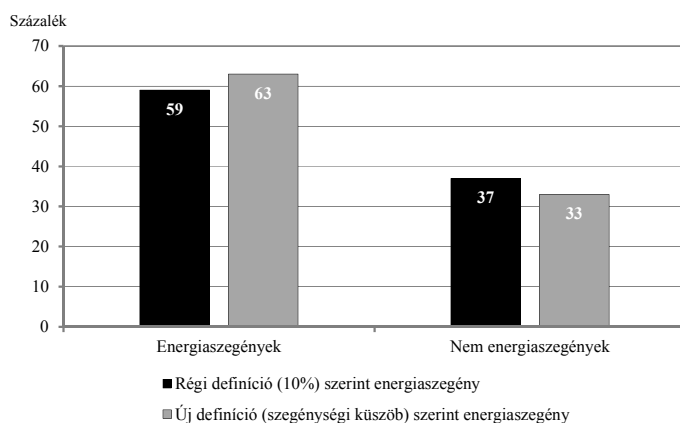
⁷ <https://www.gov.uk/government/collections/fuel-poverty-statistics>

terhelők. Átlagosan a válaszadók 39 százaléka állította, hogy nagyon megterhelő számukra a lakás fenntartása. (Hozzáteszük, hogy a kérdés nem definiálja, mi tartozik a lakás fenntartási költségei közé, vagyis ebbe beleérthető a lakbér, a hiteltörlesztés, a közös költség stb. is.) A 6. ábra háztartástípusonként mutatja be azok arányát, akik számára nagyon megterhelő a lakás fenntartása. Látható, hogy ez leginkább a nagycsaládos, illetve a gyermekeiket egyedül nevelő szülőkből álló háztartások számára jelent fokozott megterhelést: 54–58 százaléuk válaszolta azt, hogy az nagyon megterhelő. Legkevésbé a gyermektelen párok számára probléma: 24–29 százaléuk jelezte, hogy nagy megterhelést jelent a lakás fenntartása.

6. ábra. Nagyon megterhelő a lakás fenntartása, az adott háztartástípus százalékában



7. ábra. Nagyon megterhelő a lakás fenntartása, az energiaszegény és nem energiaszegény háztartások százalékában, a két definíció szerint



Természetesen a válaszok erősen szubjektívek, sok mindentől függhetnek. Valószínűsíthető azonban, hogy a gyermekes családok számára – számos egyéb kiadásaik

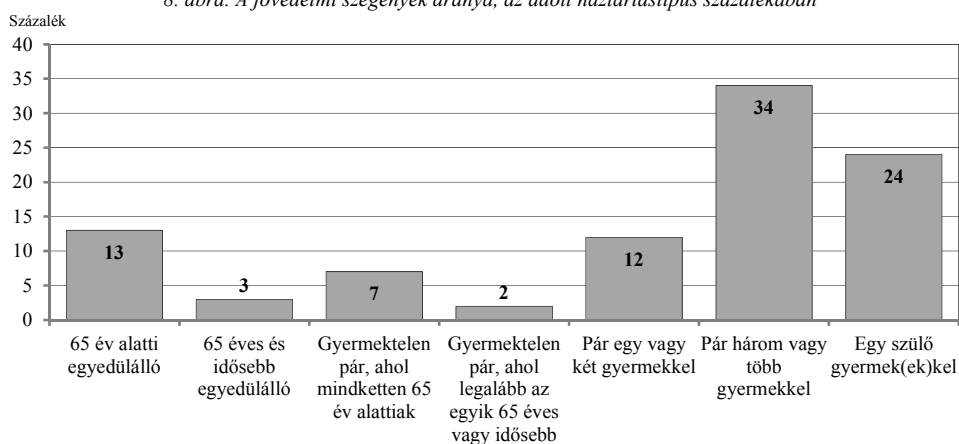
miatt – az esetlegesen alacsonyabb energiaköltségek is nehezebben kifizethetők, mint a többi háztartás számára. Ez azt is jelenti, hogy a háztartások eltérő kiadásszerkezete megnehezíti az egységes definíció kialakítását és elfogadását.

Az energiaszegény háztartások – definíciótól függően – 59–60 százaléka számára nagy teher a lakás fenntartása. A 6. ábrán látható, hogy arányuk itt jelentősen magasabb, mint a nem energiaszegény háztartások körében, ahol mindössze 33–37 százalékuk mondta, hogy nagyon megterhelő a lakás fenntartása.

2.4. Jövedelmi szegénység

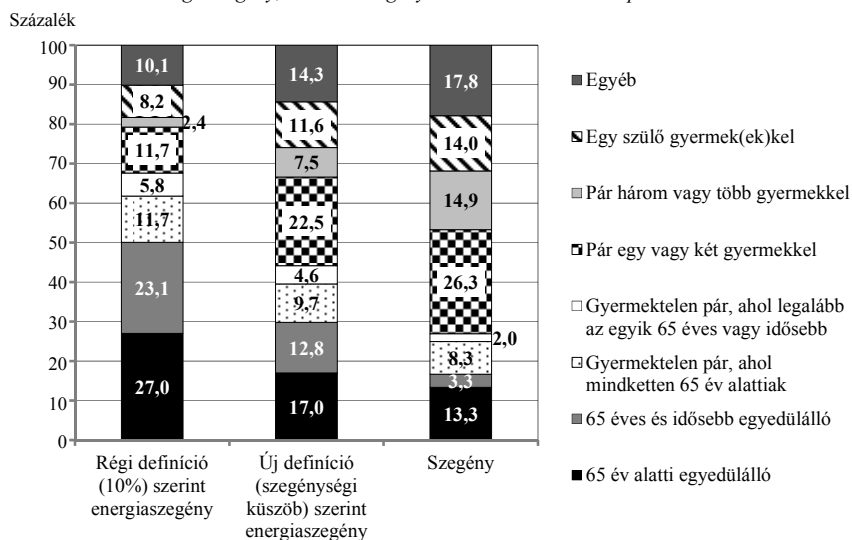
Érdekes kérdés, hogy mennyire esik egybe az energiaszegénység a háztartás szegénységével. A relatív jövedelmi szegénységre épülő megközelítés általában azt tekinti szegénynek, aki az adott társadalom átlagos vagy medián jövedelme 50–60 százalékánál alacsonyabb jövedelemből kénytelen megélni. Ezt alkalmazza az EU is, amikor a szegénység határát az ekvivalens (egy fogyasztási egységre eső) medián jövedelem 60 százalékánál húzza meg. Az ily módon szegénynek számító háztartások aránya Magyarországon a KSH HKÉF adatai szerint 11,5 százalék. A különböző háztartástípusok nem egyformán érintettek a jövedelmi szegénység által. Legmagasabb a szegények aránya a nagycsaládos háztartások, illetve az egyedülálló szülőkből és gyermekeikből álló háztartások körében. Legkevesebb jövedelmi szegény a 65 éven felüli korúak között található.

8. ábra. A jövedelmi szegények aránya, az adott háztartástípus százalékában



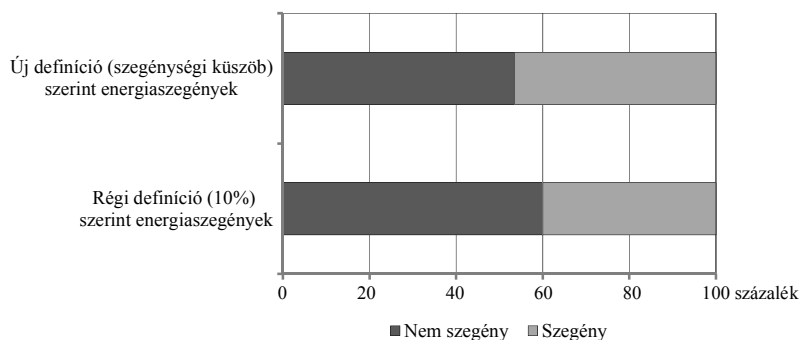
Ahogy a 9. ábrán látható, a szegény háztartások összesen 26 százalékát adják a gyermektelen egyedülállók, illetve a gyermektelen párok. A gyermektelen háztartások aránya tehát jóval alacsonyabb, mint az energiaszegény háztartások esetében (definíciótól függően 45–68 százalék).

9. ábra. Az energiaszegény, illetve a szegény háztartások háztartástípus szerinti összetétele



Az adatok azt mutatják, hogy az energiaszegények 54-60 százaléka jövedelmét tekintve nem szegény. Az energiaszegények köre tehát – a bevallott, valós energia-költségeket alapul véve – nem azonos a szegények körével.

10. ábra. Jövedelmi szegénység fennállása az energiaszegény háztartásokban



3. Lakásfenntartási támogatás

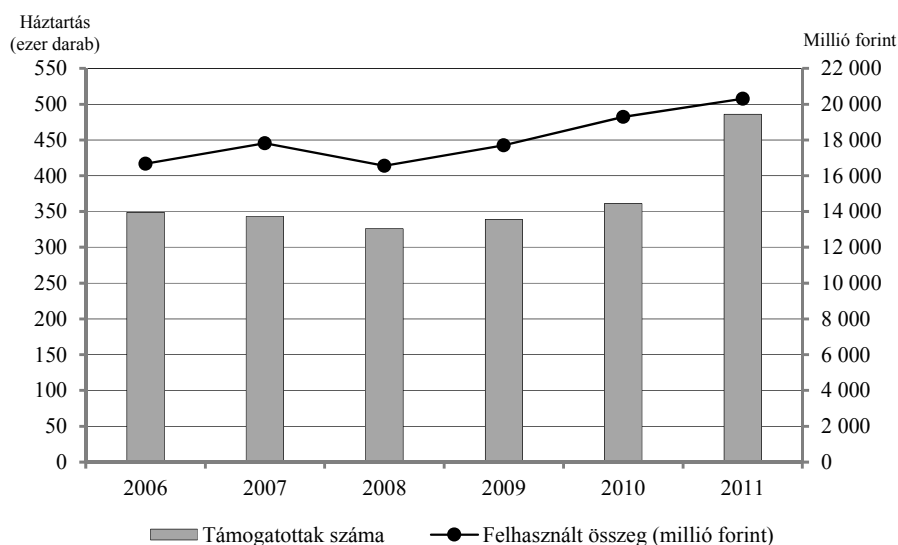
Jelenleg a lakásfenntartási támogatás az egyetlen támogatási forma, amely a lakással kapcsolatos költségekhez nyújt hozzájárulást a háztartások (bizonyos köre) számára, alapvetően szociális alapon.

A szociális igazgatásról és szociális ellátásokról szóló 1993. évi III. törvény szerint a jegyző az áram-, a víz- és a gázfogyasztás, a távhőszolgáltatás, a csatornahasználat és a szemétszállítás díjához, a lakbérhez, a lakáscélú hitel törlesztőrészletéhez, a közös költséghez, illetve a tüzelőanyag költségeihez nyújthat támogatást a törvényben meghatározott jogosultaknak (ez az ún. normatív lakásfenntartási támogatás), vagy az adósságkezelési szolgáltatásban részesülő személyeknek.

Normatív lakásfenntartási támogatásra jogosult az a személy, akinek a háztartásában az egy fogyasztási egységre jutó havi jövedelem kisebb, mint az öregségi nyugdíj mindenkori legkisebb összegének 250 százaléka, és a háztartás tagjai egyikeének sincs vagyona.⁸ (Az öregségi nyugdíjminimum 2008 óta 28 500 forint, ennek 250 százaléka tehát 71 250 forint.)

Az egy fogyasztási egységre jutó havi jövedelem megegyezik a háztartás összjövedelmének és a fogyasztási egységek összegének hányadosával. A fogyasztási egységek egységes meghatározását a hivatkozott törvény tartalmazza.

11. ábra. Lakásfenntartási támogatásban részesült háztartások száma (bal oldali tengely) és a kiosztott támogatás összege (jobb oldali tengely) 2011-ben



⁸ Vagyon: az a hasznosítható ingatlan, jármű, továbbá vagyoni értékű jog, amelynek

a) külön-külön számított forgalmi értéke, illetőleg összege az öregségi nyugdíj mindenkori legkisebb összegének (2013-ban 28 ezer forint) a harmincszorosát (jelenleg: 855 ezer forint), vagy

b) együttes forgalmi értéke az öregségi nyugdíj mindenkori legkisebb összegének a nyolcvanszorosát (jelenleg: 2 280 ezer forint) meghaladja. A jogosultsági feltételek vizsgálatánál nem minősül vagyonnak az az ingatlan, amelyben az érintett személy életvitelszerűen lakik, az a vagyoni értékű jog, amely az általa lakott ingatlanon áll fenn, továbbá a mozgáskorlátozottságra tekintettel fenntartott gépjármű.

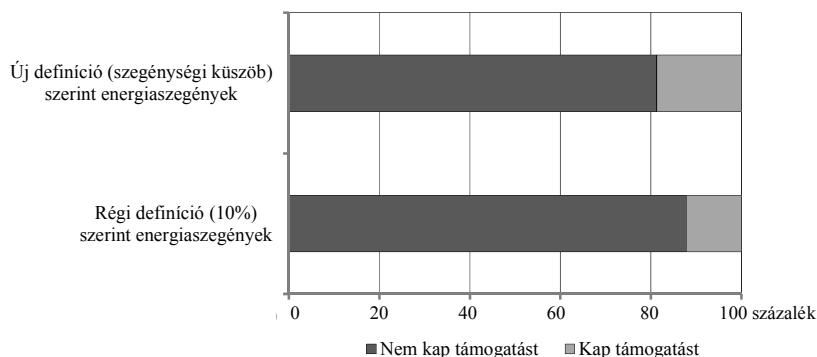
A KSH adatai⁹ szerint 2011-ben 486 113 háztartás részesült támogatásban, vagyis az összes háztartás¹⁰ 12 százaléka. A KSH HKÉF adatai szerint a háztartások 7 százaléka kap lakásfenntartási támogatást, vagyis a két adat között van némi eltérés, ami az eltérő adatszolgáltatási, adatfelvételi eljárásból adódik.

Lakásfenntartási támogatásra több mint 20 milliárd forintot fordított az állam 2011-ben, a korábban említett csaknem 490 ezer háztartás részére. Egy háztartás átlagosan évi 41 767 forint értékű támogatásban részesült, vagyis havonta átlagosan 3 480 forintot kapott, ami a lakásfenntartás költségeihez képest elenyésző.

A jogosultsági feltételeket figyelembe véve megvizsgáltuk, hogy a háztartások közül hányan lennének jogosultak lakásfenntartási támogatásra. (A jogosultság azon feltételét, miszerint a háztartás tagjai nem rendelkezhetnek vagyonnal, adatok hiányában nem tudtuk figyelembe venni). A kapott eredmény szerint a háztartások 30 százaléka (körülbelül 1,2 millió háztartás) tehető azon háztartások aránya, melyek teljesítik a törvény által előírt jövedelmi kritériumot. Vagyis a háztartások 18–23 százaléka, bár jövedelmük alapján jogosultak lennének, jelenleg nem részesülnek támogatásban. Ez adódhat a vagyoni helyzetükből, de abból is, hogy nem tudnak erről a lehetőségről.

Az energiaszegény háztartások közül csupán a háztartások 12–19 százaléka részesül lakásfenntartási támogatásban.

12. ábra. Lakásfenntartási támogatásban részesülő és nem részesülő energiaszegény háztartások aránya



4. Összegzés

Két különböző definíció szerint vizsgáltuk az energiaszegénynek tekinthető háztartások körét Magyarországon. Az alkalmazott meghatározástól függően a háztartá-

⁹ http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_fsp011b.html

¹⁰ A népszámlálás adatai szerint 4 105 708 háztartás volt 2011-ben.

sok 10–21 százaléka tekinthető energiaszegénynek, melyek 75–80 százaléka családi házban él. Az egyik definíció alkalmazása esetén, háztartástípusok szerint leginkább az egyedülállók, a másik, szegénységi küszöböt is tartalmazó meghatározás szerint viszont inkább a gyermekek érintettek a probléma által. Az energiaszegények köre nem azonos a jövedelmi szegények körével.

A definíciótól függően az érintettek számát és összetételét tekintve vannak bizonyos eltérések. Vagyis az, hogy ki számít energiaszegénynek, függ a definíciótól, ami viszont attól is függ(het), hogy kiket tekintünk a probléma valódi érintettjeinek, melyik társadalmi csoportokra kívánunk fókuszálni a (szak)politikusok. Mindezek miatt kijelenthetjük, hogy az energiaszegénység kérdése nem teljesen mentes a szubjektív (szak) politikai megfontolásoktól.

Az egységes meghatározás megalkotását tovább nehezíti a háztartások eltérő kiadásszerkezete is, hiszen láttuk, hogy bizonyos háztartástípusok (nagy családosok, gyermeküket egyedül nevelő) magasabb százalékban érzik nagyon megterhelőnek lakásuk fenntartását.

A kutatást érdemes lenne továbbfejleszteni, és a tényleges energiakiadások helyett a lakások elvi, modellezett energiaigényét alapul venni.

Kérdés ugyanakkor, hogy mi a kutatás célja: csak bizonyos társadalmi-gazdasági jelenségek elméleti vizsgálatához keresünk színteret, vagy az érintett népességcsoport helyzetében is szeretnénk gyakorlati megoldásokat látni.

Nagy-Britanniában például az energiaszegénység definíciója, a statisztikai adatok és az indikátorok vizsgálata teljesen elválik a gyakorlatban kínált programoktól. Vagyis létezik az előzőekben bemutatott elméleti megközelítés és módszertan, amelynek segítségével évről évre nyomon követik az energiaszegény háztartások számát és különböző jellemzőit.

Az energiaszegénység elleni küzdelem egyik fő eszközének tekintett állami energiahatékonysági program (Warm Front) viszont csak bizonyos szociális szempontok alapján rászorulóknak tekintett háztartásokra terjed ki. A brit adatok szerint az energiaszegény és a Warm Front program célcsoportjába tartozó háztartások köre csak részben fedí egymást. Vagyis az Egyesült Királyságban inkább egyfajta statisztikai, jóléti mutatószámként használják az energiaszegények arányának alakulását, az állami források nem ennek a definíciónak alapján jutnak el a háztartásokhoz.

A bemutatott gyakorlat Magyarország számára is követhető. Az elméleti mutatószámnál fontosabbnak tartjuk azonban, hogy az állam hosszú távú, széles körű, érdemi programokkal segítse a háztartásokat abban, hogy a lakások fűtése ne jelentsen aránytalanul nagy terhet.

Hírek, események

Kitüntetés. Augusztus 20-a, Magyarország nemzeti ünnepe alkalmából, *Áder János* köztársasági elnök 2014. augusztus 19-én Magyar Érdemrend Tisztikeresztje kitüntetés adományozott *Pozsonyi Pálnak*, a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) főosztályvezetőjének a nemzeti számlák nemzetközi és uniós módszertan szerinti fejlesztése, előállítása során végzett több évtizedes kimagasló, magas színvonalú munkájáért, példamutató szakmai és vezetői tevékenysége elismeréseként.

Nyugat-magyarországi Egyetemért Emlékéremet (Pro Universitate Hungariae Occidentalis) kapott *Vukovich Gabriella* címzetes egyetemi tanár, a KSH elnöke. A kitüntetést a Nyugat-magyarországi Egyetem Közgazdaságtudományi Karának előterjesztésére az intézmény szenátusa ítélte *Vukovich Gabriellának*, elismervén segítő és támogató tevékenységét a karon folyó oktató és kutató munkában, jelentős hozzájárulását a képzési paletta kiszélesítéséhez, kiemelkedő szakmai közéleti aktivitását, valamint példamutató emberi magatartását. A KSH 2010 októbere óta működik együtt az egyetemmel a hivatalos statisztika mesterszintű oktatásában, különböző kutatási területeken és gyakoronoki programokban.

A Közszolgálati Tisztviselők Napja alkalmából *Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke díjakat és címeket adott át, illetve dicséretben részesítette a hivatal több munkatársát. Fényes Elek-díjat kapott *Bede Kovács István* főosztályvezető-helyettes, szakmai főtanácsadó a makrogazdasági statisztika – különösen a kor-

mányzati statisztika – területén hosszú időn keresztül végzett kiemelkedő teljesítménye elismeréseként; *Csizmázia Sándor* gazdaságstatisztikus, szakmai tanácsadó a külkereskedelmi adatok minőségének javításában és a makrostatisztikai felhasználás érdekében végzett fejlesztésekben végzett kiemelkedő munkája elismeréseként; illetve *Kincses Áron* osztályvezető a migrációs, a mezőgazdasági és az életszínvonal-statisztika területén végzett tudományos munkája, illetve oktatói tevékenysége elismeréseként.

Tartósan kiemelkedő munkájáért szakmai főtanácsadói címet kapott: *Fraller Gergely* szakmai tanácsadó, *Orbán Virágh Eszter* szakmai tanácsadó, *Paczári Miklósné* osztályvezető és *Várad Leventéné* szakmai tanácsadó.

Elnöki dicséretben részesült a 2013. évi Gazdaság szerkezeti Összeírás előkészítésében és sikeres lebonyolításában való részvételéért: *Domonkosné Papp Ágnes* osztályvezető, *Farkas György* osztályvezető, *Forró Ilona* osztályvezető, *Horváthné Ignác Julianna* osztályvezető, *Kazár Attila* osztályvezető, *Lengyel György* főosztályvezető-helyettes, *Major Tamás* osztályvezető, *Patay Ágnes* szakmai tanácsadó, *Szalay Árpád* szakmai tanácsadó, *Szilágyi Szabolcs* főtanácsos, *Tohai László* szakmai tanácsadó és *Tóth Péter* vezető-tanácsos; a 2013. évi Gazdaság szerkezeti Összeírás sikeres lebonyolításáért, valamint „A fenntartható fejlődés indikátorai Magyarországon” című kiadvány tartalmi és szerkezeti megújításában végzett munkájáért: *Andrási Zsolt* tanácsos és *Bóday Pál* osztályvezető; a 2013. évi Gazdaság szerkezeti Összeírás sikeres lebonyolításáért, illetve az összeírói hálózat átszervezésében

nyújtott munkájáért: *Bábáné Demeter Edit* osztályvezető és *Barakonyi Anita* osztályvezető; az összeírói hálózat átszervezésében nyújtott kiváló munkájáért: *Dobossy Imre* osztályvezető, *Grábics Ágnes* főosztályvezető, *Mogyorós Imre* szakmai főtanácsadó, *Pintérné Grósz Dojna* szakmai tanácsadó és *Tóth Szabolcs* főosztályvezető; Magyarország Szegénységtérképének módszertani megalapozásáért, színvonalas szakmai munkájáért: *Dobszayné Hannel Judit* vezető-főtanácsos és *Ménesi Éva* vezető-főtanácsos; a lakossági adatgyűjtések minőségjavítása terén végzett magas szintű szakmai munkájáért: *Mariházi Zsuzsanna* vezető-főtanácsos és *Mihályi Lászlóné* vezető-főtanácsos; a hivatali kiadványok összeállításában, a kiadványkészítési kézikönyv elkészítésében nyújtott kimagasló teljesítményéért: *Andrejszik Linda* tanácsos és *Kátainé Marosi Angéla* szakmai tanácsadó; a területi kiadványok megújításában végzett magas színvonalú munkájáért, különösen a „Magyarország járásai, 2013” című kiadványért: *Gyulai Katalin Mónika* vezető-tanácsos, *Hidas Zsuzsanna* vezető-főtanácsos, *Némethné Csehi Tünde* főmunkatárs és *Szilágyi Dániel* fogalmazó; az Egységes Adatfeldolgozási Rendszer komplex szakmai folyamatának kialakításában és megvalósításában végzett kimagasló teljesítményéért: *Benoist György* főosztályvezető, *Budaházy György* főtanácsos, *Szöllősiné Szép Adrienn* főosztályvezető, *Murai Bálint* osztályvezető, *Anwar Klára* statisztikai tanácsadó, *Babarczy Péterné* főtanácsos, *Bamberger Anna* vezető-főtanácsos, *Barna Tamás*, vezető-tanácsos, *Kolozsi Gergely* vezető-főtanácsos, *Kovácsné Molnár Márta* tanácsos, *Ritzlné Kazimir Ildikó* vezető-tanácsos, *Salamon Anikó* vezető-tanácsos, *Szárász Anikó* főtanácsos, *Szász Gábor Bence* gyakornok és *Tóth Balázs György* vezető-tanácsos. Elnöki dicséretben részesült továbbá *Csapó Éva* szakmai tanácsadó a közel 15 éves, kiemelkedő színvonalú – különös tekintettel a

közlekedési baleseti statisztika feladatainak ellátásában végzett – munkája elismeréseként, *Erdei Virág* vezető-tanácsos a 2011. évi Népszámlálás feldolgozási és adatközlési feladatainak ellátása során nyújtott kiemelkedő teljesítményéért; *Ferencz Józsefné* osztályvezető az integrált informatikai rendszerek – GSZR, címregiszter, LAKOS – fejlesztésében és karbantartásában végzett kiemelkedő munkájáért, *Harsányiné Béres Enikő* főmunkatárs a több mint négy évtizedes színvonalas munkájáért, *Kántor Katalin* főtanácsos a piaci árösszeírás mobil eszközzel történő végrehajtásának előkészítéséért, *Kása Katalin* főosztályvezető-helyettes a kiemelkedő színvonalú és mennyiségű elemző munkájáért, *Kólyáné Sziráki Ágnes* osztályvezető a területi statisztikai elemzési, információszolgáltatási feladatokban nyújtott tartósan magas szintű teljesítményéért és vezetői feladatainak eredményes ellátásáért, *Lövei-Szabó Katalin* tanácsos a „Fogyasztói árösszeírás mobil kommunikációs technikájú adatgyűjtési rendszer működtetéséhez szükséges informatikai környezet kialakítása” című projekt fejlesztőjeként, valamint oktatójaként nyújtott kiemelkedő munkájáért, *Nagy Marcell* főtanácsos a standard cost model (standard költségmodell) módszertanának hivatali meghonosításáért, illetve az adatszolgáltatói terhek mérésében nyújtott kiemelkedő színvonalú munkájáért, *Pék Péterné* főmunkatárs közel négy évtizedes, magas szakértelemmel, hivatástudattal végzett munkájáért, *Prohászka Zsófia* vezető-tanácsos a fizetési mérleg módszertani (BPM5-ről BPM6-ra való) átállása során nyújtott kiemelkedő munkájáért, *Schádné Rózsár Ilona* a Kutatószoba működtetésében végzett kimagasló munkájáért, illetve *Simonné Horváth Gabriella* szakmai tanácsadó a kiemelkedően gyors és pontos szakmai munkájáért, a szakterület fejlesztésében és az arculati kézikönyv tipográfiai szabályainak kidolgozásában nyújtott kimagasló teljesítménye elismeréseként.

Lemondás. *Vukovich Gabriella*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke 2014. augusztus 31-ei hatállyal, érdemei elismerése mellett, elfogadta *Varga Zoltán* lemondását főosztályvezetői munkaköréről, egyben felkérte, hogy a továbbiakban elnöki tanácsadóként segítse munkáját.

Kinevezés. *Németh Zsolt*, a KSH társadalomstatistikai elnökhelyettese *Lindnerné Eperjesi Erzsébet* főosztályvezető-helyettesi és osztályvezetői munkakörét 2014. szeptember 1-jétől saját kérésére, társadalomstatistikus munkakörre módosította. Lindnerné Eperjesi Erzsébet a jövőben szakmai főtanácsadóként tevékenykedik.

Németh Zsolt 2014. szeptember 1-jétől *Kincses Áront*, jelen osztályvezetői feladatainak további ellátása mellett, főosztályvezető-helyettesnek, *Váradí Leventénét* pedig osztályvezetőnek nevezte ki.

Jutalom. Köszölgélati jogviszonyban töltött ideje alapján jubileumi jutalomban részesült 2014. július, illetve augusztus hónapban 25 éves szolgálatért: *Lévai Judit* (Debreceni főosztály), *Polyik Ágnes* (Központi adatgyűjtő főosztály), *Varga Kázmér* (Veszprémi főosztály); 30 éves szolgálatért: *Sipek Ágnes* (Gazdálkodási főosztály), *Fejes László* (Miskolci főosztály), *Molnárné Balogh Krisztina* (Pécsi főosztály), *Moravcsik Imre* (Elnöki főosztály), *Nagyné Forgács Eleonóra* (Népszámlálási főosztály); 35 éves szolgálatért: *Bőle Miklósné* (Győri főosztály), *Hivesné Pál Zsuzsanna* (Központi adatgyűjtő főosztály), *Sepsei Judit* (Gazdálkodási főosztály); 40 éves szolgálatért: *Krutilla Erika* (Debreceni főosztály), *Gombos Lujza Judit* (Szegedi főosztály), *Horváthné Ignác Julianna Erzsébet* (Debreceni főosztály), *Káplán György* (Informatikai főosztály).

Az Európai Népesedési Konferenciát, a nemzetközi demográfus közösség egyik leggran-

gosabb, két évente szervezett szakmai eseményét 2014. június 25. és 28. között rendezték meg a budapesti Corvinus Egyetemen. A 12. ülés szak plenáris ülését *Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke nyitotta meg, és elnökölte. *Francesco C. Billari*, az Európai Népeségtudományi Társaság elnökének köszöntője és beszéde után *David S. Reher*, az Universidad Complutense de Madrid professzora, *Melinda Mills*, az Oxford Egyetem professzora, *France Mesle*, a francia Institut National d'Études Démographiques vezető kutatója, illetve *Spéder Zsolt*, a KSH Népeségtudományi Kutatóintézetének (NKI) igazgatója tartott előadást. Majd a tanácskozás ezernél több résztvevője összesen 14 szekcióban folytatta a munkát, külön figyelmet szentelve az „Átmenet: esélyek és veszélyek” témakörnek. A konferencia fő szervezője az 1983-ban alakult Európai Népeségtudományi Társaság, magyar részről pedig az NKI volt; a szervezőbizottságot Spéder Zsolt irányította.

A Török Statisztikai Hivatal hét, nemzetközi projektmenedzsmenttel foglalkozó munkatársa látogatott a Központi Statisztikai Hivatalba 2014. július 10-én és 11-én, hogy megismerjék az Európai Statisztikai Rendszer működését, valamint a magyar tapasztalatokat. A delegációt *Ulrich Eichler*, a GOPA (Group of Political Advisors (Politikai Tanácsadói Csoport)) projektmenedzsere kísérte.

Alkalmazott Statisztika Kihelyezett Tanszék létrehozásával bővült 2014. szeptember 1-jétől a Budapesti Gazdasági Főiskola (BGF) és a Központi Statisztikai Hivatal között 2011 óta folyó szoros együttműködés. Az erről szóló dokumentumot a két intézmény vezetője, *Sándorné Kriszt Éva*, a BGF rektora és *Vukovich Gabriella* címzetes egyetemi tanár, a KSH elnöke írta alá 2014. július 9-én. A tanszék feladata, hogy átadja a statisztika tudományának műveléséhez elengedhetetlen

elméleti és gyakorlati ismereteket, gyakornoki programokat kínáljon, valamint támogassa a főiskolai hallgatók TDK dolgozatainak, szakdolgozatainak elkészítését. Az új oktatási egység vezetője *Németh Zsolt* címzetes egyetemi tanár, a KSH társadalomstatistikai elnökhelyettese, oktatógárdáját pedig a hivatal munkatársai és szakértői alkotják. A KSH a képzésben való részvétellel kívánja megteremteni a színvonalas szakmai utánpótlást, valamint bővíteni a gazdasági szakemberek új generációinak statisztikai jártasságát.

„A Nagy Háború” című kiadvánnyal emlékezik a KSH az 1914-ben, száz évvel ezelőtt kirobbant I. Világháború hőseire és áldozataira. Az 1914 és 1918 közötti időszakot tárgyaló kötetet, mellyel a hivatal egy új, a háborúk, válságok, diktatúrák demográfiai hatásait feldolgozó sorozatot indított, a Szege-di főosztály mutatta be 2014. július 28-ai sajtótájékoztatóján. A rendezvény résztvevői egy kiállítást is megtekinthettek *Hegyvi Endre* fotógyűjteményéből.

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

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

Washington, D.C., Egyesült Államok. 2014. szeptember 15–17.

„Előrejelző elemzések a kormányzatok munkájában, 2014” konferencia. (*“Predictive Analytics World for Government 2014” conference.*)

E-mail: regsupport@risingmedia.com

Telefon: +1-717-798-3495

Honlap: <http://www.predictiveanalyticsworld.com/gov/2014/>

London, Nagy-Britannia. 2014. szeptember 15–19.

2014. évi Egyesült Királysági Valószínűség-számítási Ülés. (*UK Probability Meeting 2014.*)

Információ: *Patrick Kelly*

E-mail: patrick.kelly@imperial.ac.uk

Honlap: www2.imperial.ac.uk

Cincinnati, Egyesült Államok. 2014. szeptember 19–21.

2014. évi Valószínűség-számítás-elméleti és -alkalmazási Szimpózium. (*Cincinnati Symposium on Probability Theory and Applications 2014.*)

Honlap: <https://math.uc.edu/probability/>

Linz, Ausztria. 2014. szeptember 19–21.

„A vállalkozás- és iparstatistika európai hálózata” konferencia. (*„The European Network for Business and Industrial Statistics” conference.*)

Információ: *Marco Reis, Helmut Waldl*

E-mail: marco@eq.uc.pt_helmut.waldl@jku.at

Honlap: <http://www.enbis.org>

Leiden, Hollandia. 2014. szeptember 22–25.

„Statisztikai következtetés a Lévy-folyamatokban” műhelykonferencia. (*Workshop on Statistical Inference for Lévy Processes.*)

Információ: *Shota Gugushvili*

E-mail: shota.gugushvili@math.leidenuniv.nl

Honlap: <http://tinyurl.com/ph86pbw>

Folyóiratszemele

Kahoun, J. – Sixta, J.:

**A regionális GDP számbavétele:
termelési, jövedelmi és felhasználás
oldali megközelítés**

(Regional GDP Compilation: Production, Income and Expenditure Approach.) *Statistika*. 2013. 93. évf. 4. sz. 24–35. old.

Kahoun és *Sixta* a nemzetgazdasági teljesítmény egyik klasszikus mutatója, a bruttó hazai termék (gross domestic product – GDP) regionális számbavételének megközelítési módjait vizsgálják tanulmányukban. A regionális gazdasági teljesítmény mérése az országok gazdasági, jogi, szabályozási és statisztikai számbavételi sajátosságai szerint különböző módszerekkel történhet. Fontos, hogy minden országban e sajátosságoknak a leginkább megfelelő eljárásokat alkalmazzák nemcsak módszertani szempontból, hanem azért is, mert az európai uniós alapokból és támogatásokból az esetleges részesedés mértékét a lehető legpontosabb statisztikai számításokkal és becslésekkel kell alátámasztani.

A szerzők eljárásaik leírását és összehasonlítását Csehország régióinak gazdasági adataira alkalmazva mutatják be, különös figyelmet fordítva az Európai Unió szabályozásaira és számbavételi módszereire. A különböző megközelítések, metódusok lehetőségeit és korlátait elemzik cikkükben. Megállapításaik szerint a vizsgálat megbízhatóságának egyik fő korlátja a régiók között végbemenő gazdasági folyamatok figyelembevételének nehézsége,

ami elengedhetlenné teszi bizonyos közelítési eljárások alkalmazását. Egyetlen alapképletet leszámítva – nem bocsátkoznak konkrét, formális matematikai-statisztikai részletekbe, hanem verbálisan, grafikonokkal és a cseh gazdaság számpéldáival illusztrálják mondanivalójukat. Kiindulópontként azt feltételezik, hogy a különböző országokban más-más módszerek lehetnek alkalmasak a gazdasági teljesítmény regionális számbavételére. Ezen a szinten többnyire nem áll rendelkezésre elégséges olyan adat a gazdaság egységeiről, szereplőiről, mint amilyenekkel a nemzetgazdasági elszámolások esetében kalkulálunk. Mivel a helyi gazdasági adatok nem mindig érhetőek el, különböző formulák léteznek a nemzeti szintű adatok „regionalizációjára”, azaz a régiókénti lebontások becslésére. Ezek a módszerek, melyek összhangban vannak az Európai Számlák Rendszerével (European System of Accounts – ESA), a következők: 1. „alulról fölfelé” (bottom-up), 2. „fölről lefelé” (top-down), 3. „látszólagos alulról fölfelé” (pseudo-bottom-up), 4. „látszólagos felülről lefelé” (pseudo-top-down), valamint 5. „vegyes” (mixed) eljárások. Az EU-tagországok többsége – különböző technikák kombinációjával – e legutóbbit alkalmazza.

A regionális szintű GDP becsléséhez – hasonlóképpen az általános makroökonómiai számításokhoz – elméletileg alapvetően három megközelítés lehetséges: 1. a kibocsátástípusú mely a termelők által realizált bruttó hozzáadott értékeket (gross value added – GVA) tartalmazza; 2. a termelési tényezők jövedelmé-

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

nek összegzése; valamint 3. a végső felhasználás oldali megközelítés. Ez utóbbi (3.) módszer a gazdasági tevékenység regionális számbavétele esetében kevésbé használatos az EU országokban az információk hiánya miatt. A szerzők azonban rámutatnak, hogy e harmadik eljárás is alkalmazható a rendelkezésre álló adatokkal.

A módszerek általános összefoglalása után a tanulmány rátér ezek számszerű illusztrálására a cseh gazdaság konkrét adatainak felhasználásával. A cikk következő három fejezete a kibocsátási, a jövedelmi, valamint a felhasználás oldali megközelítést mutatja be rendre; azonban a GDP-ről a szerzők áttérnek a GVA fogalmára, megjegyezve, hogy a termékdók, illetve terméktámogatások arányosan hozzárendelhetők a régiók teljesítményéhez. Mindhárom említett módszernek léteznek előnyei és hátrányai, ezért gondosan kell mérlegelni, hogy melyek alkalmazhatók leghatékonyabban az egyes nemzetgazdaságok esetében.

A szerzők elsőként a kibocsátási megközelítést vizsgálják. A regionális kalkulációk alapjait ugyanabból az adatbázisból veszik, mint amelyből a nemzetgazdaságiakat. A számítások során a vegyes módszert alkalmazzák arra a célra, hogy megfelelő adatokat nyerjenek, azonban a kiinduló fő megközelítés a látszólagos alulról fölfelé („pseudo-bottom-up”) módszer. Így nyerik a GVA-adatokat a pénzügyi szférán kívüli vállalati szektorokról. A többi nemzetgazdasági szektor (pénzügyi vállalkozások, kormányzati illetve nonprofit intézmények) adataihoz a kifizetett bérek és fizetések lebontásán keresztül jutnak el. Tehát a bérek és fizetések struktúrájának számbavételével, a felülről lefelé módszerrel mutatják be a GVA regionális becslését a 2011. évi adatok segítségével.

Mindezek után a nemzetgazdasági szintű GVA mintegy tíz százaléka vár regionális allokációra. Ezt a részt különböző (részletesebben nem tárgyalt) szempontok figyelembevételével

lével osztják le (felhasználva a tőke költségekre, a nem megfigyelt gazdaságra, a beazonosíthatatlan egységekre stb. vonatkozó számításokat). A becsléseket nemzetgazdasági szinten végzik el, megjegyezve, hogy még makroszinten is nagy pontatlanságokkal kell számolniuk.

Grafikonnal szemléltetik, hogy a cseh gazdaság különböző szektoraiban hogyan oszlanak meg a becslési módszerek három fő alkalmazott közelítés szerint: az alulról felfelé, a látszólagos alulról felfelé és a fentről lefelé eljárások között, ágazonkénti százalékos megosztásban. Minél beazonosíthatóbb a regionalitás a kibocsátásban, annál nagyobb (a grafikon szerint) az alulról felfelé módszer szerepe. Például a bányászati szektorban ennek a súlya a becslésben meghaladja a nyolcvan százalékot, míg az oktatásban (a másik véglet) még a tíz százalékot sem éri el, ott a fentről lefelé eljárás dominál, sőt ez például a közigazgatási szektorban egyedülálló metódus. Nemzetgazdasági szinten összesítve: 49 százalék a tisztán alulról fölfelé, csaknem 22 százalék a látszólagos alulról fölfelé, 9 százalék a makroarányok szerinti leosztás, és 21 százalék a felülről lefelé módszer – foglalják össze a szerzők.

Ezt követően azt mutatják be, hogy míg a meghatározó eljárás a cseh gazdaság esetében a termelészempléltű becslés, a multiregionális szervezeteknél (melyek számbavétele regionális becslésekkor az egyik legnagyobb gondot jelentheti) a jövedelmi oldalú megközelítés az, ahol a régióként kifizetett bérek és fizetések összetételét érdemes figyelembe venni. Az ily módon összeállított vegyes becslési módszert a szerzők konzisztensnek találják, mivel a foglalkoztatottak jövedelmei a regionális GVA legnagyobb részét képezik. A bruttó hozzáadott érték régiókénti felosztásához a bérek és egyéb jövedelmi kifizetések szerkezetét találják legjobb becslési alapnak.

Csehország 2011. évi adataira épített kalkulációik eredményeit 14 régióra (beleértve a

prágai agglomerációt is), illetve országos összesítésben táblázatban mutatják be (megjegyezve, hogy az adatok kísérleti kalkulációik eredményei). A számítások a szerzők által vázolt jövedelemeloszlás-becslési modellen alapulnak. Ennek kidolgozásakor kiindulópontjuk az volt, hogy a kibocsátási és a jövedelmi oldalú megközelítésnek egyensúlyban kell lennie.

Míg az Eurostat számára a tagállamok által kötelezően megadott regionális elszámolások, kifizetett jövedelmek rendelkezésre állnak, szükség van az állóeszköz-felhasználásnak, illetve a kibocsátásra és importra jutó termékadóknak a becslésére. Ezeket az Eurostat által javasolt módszerekkel számítják.

A régiók szerinti táblázat mellett grafikonon mutatják be, hogy az egyes térségekben hogyan oszlik meg százalékosan vegyes módszerű becslésük szerint a GVA a figyelembe vett fő tényezőkre: a nettó működési eredményre, a munkavállalói jövedelemre, az állóeszközök értékcsökkenésére, illetve a nettó termékadók 2011. évi adataira. Kiemelik, hogy logikusan a nettó működési eredmény arányát azon régiók esetében mutatja a grafikon, ahol a munka vagy a tőke díjazása kisebb. Jól látható, hogy a történelmileg is alacsonyabb bérek és egyéb munkajövedelmek magasabb működési eredménnyel párosulnak és viszont.

Ugyanezen adatokra alapulva a következő ábrán azt mutatják be, hogy a regionális GVA két meghatározó eleme, a bérek és egyéb munkajövedelmek, illetve a tőkejövedelmek aránya hogyan viszonyul egymáshoz. Ennek tanulmányozása azért fontos, mert a becslött adatok jelzik az egyes termelési tényezők hozzájárulási arányait a regionális gazdasági teljesítményhez. Megállapítják, hogy a tőke hozzájárulása a GVA-hoz nagyobb a munka arányánál az ipari termelés által dominált térségekben, viszont a szolgáltató szektorokban bővelkedő régiókban (például Prága környéke) fordítva van, a munkajövedelmek aránya nagyobb.

A szerzők végül – viszonylag röviden – kitérnek a harmadik vizsgálati módszerre, a bruttó hozzáadott érték számítására a végső felhasználás oldaláról, mely főleg a háztartások fogyasztási kiadásaira, illetve a regionális bruttó felhalmozás becsléseire épül. A kormányzati szektor fogyasztásának becslése javarészt azonos a kibocsátási szemléletű módszerek eredményeivel. Az egyetlen fontosabb tétel ebből a szempontból a természetbeni társadalmi juttatások, egészségügyi szolgáltatások stb. aránya, s ez esetben a régiók közötti import és export szerepét a szerzők elhanyagolhatónak vélik.

A végső felhasználás oldal becsléséhez az alapadatokat a Cseh Statisztikai Hivatal NUTS 2, illetve NUTS 3 szintű hivatalos regionális adatai képezik. A legfontosabb feladat ez esetben az, hogy megfelelő indikátorokat találjunk a háztartások végső fogyasztása területi megoszlásának számításaihoz. Ahol hivatalos forrásból ezek nem érhetők el, ott háztartási kiadási felméréseket használhatunk. A „háztartások egy főre jutó pénzbeli kiadásai” NUTS 2, illetve NUTS 3 szinten rendelkezésre állnak. Mind a háztartási végső fogyasztási kiadások, mind pedig a háztartások rendelkezésre álló jövedelmei régiók közötti megoszlását táblázatban mutatják be a szerzők, s ugyanott láthatjuk ezen mutatók relatív nagyságát is a teljes nemzetgazdasági arányokhoz viszonyítva, tehát azt, hogy az egyes régiók háztartási jövedelme, illetve kiadása hogyan viszonyul a megfelelő cseh átlagszámokhoz. Ezen adatok elsősorban a Prágai Közgazdaságtudományi Egyetem szakértőinek számításain alapulnak.

A rendelkezésre álló jövedelem, illetve a háztartási fogyasztás relatív regionális adatai jól jelzik az adott térség háztartásainak életszínvonalbeli eltéréseit, de ezen túl a jövedelmi és fogyasztási adatok együttes vizsgálata – a megtakarítási különbségeken keresztül – a régió fejlődési potenciáljára is utal.

Összefoglalásul a szerzők megállapítják, hogy a regionális GVA és GDP számítási pontosságának legnagyobb korlátját a régiók közötti tranzakciók nyomon követésének nehézsége képezi, mindazonáltal szükséges és lehetséges is ezek megfelelő becslési módszereinek kidolgozása, akár kibocsátási, jövedelmi vagy felhasználás oldali megközelítéssel.

Bármely számítási módszert alkalmazunk is, kénytelenek vagyunk bizonyos közelítésekkel, becslésekkel, feltételezésekkel és kiegészítő kalkulációkkal élni, melyekre elegendő lehetőség áll rendelkezésre, s az adott gazdaság sajátosságainak megfelelően kell összeállítani a használandó „vegyes” módszereket, figyelembe véve az ESA 1995 (illetve ma már az ESA 2010) előírásait. Mint e tanulmány is illusztrálja, Csehországban (hasonlóképpen az EU-tagországok többségéhez) elsősorban a kibocsátási oldalról történő számítási módszer adhatja az alapját a regionális GVA kalkulációjához, mivel statisztikai adatok leginkább ehhez a módszerhez állnak rendelkezésre. Ugyanakkor bizonyos országokban a jövedelmi oldalú megközelítés alkalmasabb lehet. E cikkben a szerzők egy kísérleti, jövedelmi oldalú számítást is bemutatnak, mely a becslések bizonyos fogalmi meghatározási problémáira is felhívja a figyelmet. Azonban a felhasználás oldalú becslési eljárások során is találkozhatunk hasonló gondokkal, különösen a nettó export mutatóival, illetve a háztartások végső fogyasztása megosztási jelzőszámainak megbízhatóságaival kapcsolatban.

Mindezek a jelzett problémák arra engednek következtetni, hogy a kibocsátási oldalú megközelítés – minden meglevő gondolata ellenére – a leginkább megbízható módszer Csehország regionális GDP-mutatóinak számítására. Ennek az eljárásnak viszonylag kicsiny a pontatlansága a jövedelmi oldalú becslésekhez képest, mely jelentős adathiányosságokkal küzd például az állóeszköz-felhasználás (értékcsök-

kenés) terén, azonos ok miatt még inkább pontatlan a végső felhasználás oldalú megközelítés, például a végső fogyasztás megosztása vagy a nettó exportok figyelembevétele esetében.

Péter Sándor

közgazdász

E-mail: petersan969@gmail.com

Samaniego, R. M.:

A szellemi tulajdonjog és az innovációs folyamatok kapcsolatai

(Knowledge Spillovers and Intellectual Property Rights.) – *International Journal of Industrial Organization*. 2013. 31. évf. 1. sz. 50–63. old.

Az innováció sok tekintetben kapcsolódik a szellemi tulajdon védelméhez. Az innovációs hatások, túl az új, védett technológiai ismeretek terjedésén, sokféle intézményi feltételtől függően érvényesülnek.

Az új eredmények terjedése térben, időben és a gazdasági szereplők tevékenységeit, innovációs lehetőségeit illetően összefügg. A cikk szerzője a bemutatott modell alapján azt vizsgálja, hogy az innováció kezdeményezőit miként követik a piaci termelő ágazatokban 28 európai országban. Az utánpótlás a szellemi tulajdon hasznosítását sokkal kisebb saját ráfordítással érhetik el, mint az élenjárók, a szabadalmak tulajdonosai. A védett szellemi tulajdon másolása, a jogok bitorlása eltérő erővel gátolható az elemzésbe vont országokra jellemző jogérvényesítéssel.

Samaniego olyan modellt ismert, amely a szellemi tulajdon innovációt ösztönző, illetve fékező hatásait országok, azok ágazatai körében hasonlítja össze. Számba veszi a piaci bevezetésre, illetve az innovációk szakmai tartalmára jellemző belső és külső tényezők kölcsönhatásait. Az európai élmezőnyre jellemző, hogy pél-

damutatóan erős a szellemi tulajdonjog védelme. Kedvező az innovációs eredmények védelmében az is, ha a piaci hatások sűrűdés nélkül érvényesülnek.

A tanulmányban vizsgált ágazatok egy részére viszonylag nagy kutatási-fejlesztési (K+F-) ráfordítás jellemző, erőteljesebb a szabadalmak, ipari formatervek, védjegyek gazdasági hatásai. A saját K+F vállalati erőfeszítéseit bármely ágazatban igazoltan fékezi, ha a szellemi tulajdon védelme az országban nem megfelelő. Emiatt előnyt szerezhetnek azok a vállalkozások, amelyek a technológiák máshol megvalósított újdonságainak hasznélvezői.

Ágazatok szerint különbözők az innováció bevezetésének jellemzői. A biotechnológia esetén például más intenzitással hoznak létre új ismereteket, mint a ruhagyártás vagy az építőipar technológiáiban. Eltérő az ismeretek „felszívásának” képessége is, ez is alakítja a piacra lépés, valamint a szabadalmaztatás, illetve a licencszerződések ráfordításait. A technológiai jellemzők kevésbé függenek az adott ország intézményi háttérének rendszerétől.

A szellemi tulajdonjogot gyengébben érvényesítő országok esetén az innovációs folyamatok az átlagosnál kedvezőtlenebbek. Ennek fő oka – a cikk szerint –, hogy ott a mások eredményeit saját források hiányában követők (másolók) juthatnak piaci előnyökhöz. Azokban az európai gazdaságokban, ahol erős a szellemi tulajdon, és fejlettebb az innovációra alapozott piacra lépés saját technológiai háttéré, más a helyzet. A modell a piacra lépések rátájával mutatja be, hogy a K+F-intenzív ágazatokban stabilabbak a vállalatdemográfiai viszonyok, mint a kisebb innovációs ráfordítású, lényegében követő ágazatokban.

A cikk szerint az ismeretek terjedése különböző hatású az innovációs eredménnyel elsőként megjelenőkre, valamint a későbbi hasznosítókra. A szabadalmak megszerzése indokolt lehet olyan technológiák, piacok esetén, ahol a köve-

tők – jogosulatlanul – sokkal kisebb kockázatokkal hasznosíthatják az innováció lemásolt eredményeit. Az élenjárók érdekeltek abban, hogy saját védett ismereteik ráfordításai megtérüljenek. Számos esetben alakítanak ki ezért olyan kiegészítő üzletágot, termékkört, szolgáltatást, amelyekkel a szabadalom jogszerű tulajdonosa megtarthatja piaci előnyét, védett helyzetét.

A modell összetett változókkal jellemzi a vizsgált 28 európai ország, valamint gazdasági ágazataik K+F-intenzitását. Az Eurostat mintavételes innovációs mutatósorozata a tíz és annál több főt foglalkoztató vállalati körre vonatkozik. A nemzeti statisztikai regiszter alapján kijelölt jogi egységek 45 százaléka adott választ a felvételben, és a válaszolók mintegy 40 százaléka végzett valamilyen innovációs tevékenységet a 2002 és 2005 közötti időszakban. A modellben az innovációs ráfordítás „nyers” mutatósorozata az ágazat, illetve az ország nettó árbevétel százalékaiban fejezi ki a K+F-kiadásokat.

A paramétereket az intézményi hatások összetett változóira is meghatározták. Az intézményi helyzet független változója kifejezi, hogy az ország, illetve a piaci termelő ágazat milyen „erős”, illetve „gyenge” a szellemi tulajdonjog érvényesítésében.

Az adatháttérrel is bemutatott modell függő változója az országra és ágazataira jellemző tényleges vállalatalapítási ráta. Kiemelkedően intenzív innováció esetén, inkább a saját szabadalmak a meghatározók, ennek megfelelően alakul a vállalati demográfia (alapítás és megszűnés) is. Másik jellemző előfordulás, amikor az ágazat K+F-intenzitása lényegesen kisebb a medián értékénél, ekkor sokkal nagyobb a piacra lépők átlagos aránya. Ilyen országban, illetve ágazatban inkább a követők érvényesülnek, akik mások innovációs eredményeit, szabadalmait hasznosítják. A vállalatok megszűnése ellenkező előjellel értelmezhető a számításokból, bár ez a mutatósorozat a vizsgált innovációs tényezőket tekintve érdektelen.

A modell az EU-tagállamok nemzeti statisztikai regiszterének vállalatdemográfiai adatait az 1997 és 2006 közötti időszakra vette figyelembe. A vizsgálat összesen 41 gazdasági ágazata közül 15 a feldolgozóiparba tartozott. A vállalatok K+F-ráfördítésainak intenzitását a hozzáadott érték százalékában fejezték ki, és a modell változója itt az átlagos ágazati intenzitásmutató volt. A cikk függeléke táblázatosan közli a vizsgált ágazatok K+F-ráfördítésainak középértékeit, valamint az alapított és megszűnt vállalatok átlagos arányait.

A szerző többféle korrelációs elemzéssel vizsgálja ágazatok szerint a változók (például a vizsgált európai országok szellemi tulajdonjoggal kapcsolatos védelmének, jogrendszerének és intézményeinek) összefüggéseit, utalva a szakirodalmi források (egyező, illetve nem igazolható) megállapításaira. Felhasználja a nemzetközi intézmények tanulmányainak országok szerinti értékeléseit, például a szabadalmak, a szerzői jogok, a vagyontárgy tulajdonának érvényesítésére vonatkozóan.

Samaniego utal arra, hogy a figyelembe vett országos intézményrendszer az ágazatoktól függetlenül védi a befektetéseket, előírja a vállalatok adatainak nyilvánosságát, megszabja a szerződéses kapcsolatok költségtényezőit, a jogviták rendezésének módját és szintjét.

A modell átveszi a közösségi innovációs felvétel (community innovation survey – CIS) eredményeit, ami tartalmazza az innovációt gátló fontosabb tényezőket is (például a saját K+F-alapok szűkösségét, a külső alapok növekedésének nehézségeit), valamint a nagy innovációs ráfordításokat, a munkaerő felkészültségét, az informatikai hátteret, a piaci információt az innováció keresletére és megfelelő partnereire vonatkozóan. Lényeges a modellben a szellemi tulajdon másolója, (nem jogosított) használója, valamint az emiatt kieső vállalati eredmény.

A szerzői jogi védelem erősségének mutatói alapján az Egyesült Királyság vezeti a vizsgált

28 ország rangsorát, majd Németország, Svédország és Hollandia következik, az utolsó helyen Bulgária jogvédelme van. Az innováció ráfordítási rátája alapján is az Egyesült Királyság az első és Bulgária zárja a sort. Az alapítások aránya a működő vállalatok tárgyévi számában (az „alapítás átlagos rátája”) az Egyesült Királyságban a legkisebb (3%), Bulgáriában a legnagyobb (16%).

A tisztán belföldi ismeretátadás mellett erőteljes globális innovációs hatások is érvényesülnek, és a külföldi szellemi tulajdon hasznosítása is hatással van a K+F-intenzitás mutatóira. A pénzügyi források igénybevételének lehetősége időben, országok, illetve ágazatok szerint változhat. Az innovációval összefüggő pénzügyi folyamatokat a korrelációs számítások táblázatba foglalt eredményei szemléltetik.

A szerző értékeli az innovációk terjedésének viszonyait a vállalatok nagysága szerint is. A vállalatnagyság olyan változó, amely hatással van a K+F-ráfördítések, mások szellemi tulajdonának (nem jogosított) hasznosítására, a nemzetközi kereskedelem és termelési folyamat előnyeinek érvényesítésére.

Náduóvári Zoltán,

a KSH ny. főtanácsosa
E-mail: nadyzol@freemail.hu

Hammes, K. W.:

Háztartások és életformák a német népességben

(Haushalts und Lebensformen – Ergebnisse des Mikrozensus 2012.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2013. 11. sz. 782–794. old.

Németországban 2012-ben 40,7 millió háztartásban 81,9 millió ember élt. A háztartások száma 1991-hez képest 15, tagjainak száma pedig 2,1 százalékkal emelkedett, átlagos nagy-

ságuk csökkent. Míg 1991-ben átlag 2,27, addig 2012-ben 2,01 személy tartozott egy háztartáshoz. 2012-ben a 29 százalékuk volt két- vagy többgenerációs. Húsz év alatt a többgenerációs háztartások aránya 10 százalékpontot esett.

1996 és 2012 között a házaspárok száma 8 százalékkal csökkent. Ez idő alatt az élettársi kapcsolatban élők több mint a felével, a gyermeküket egyedül nevelő szülők száma egyötödével, az egyszemélyes háztartások száma pedig egynegyedével nőtt.

2012-ben a 18 év alatti gyermeket nevelő háztartásokban átlag 1,60 gyermek volt, 1996-ban 1,65.

A mikrocenzus Németország hivatalos, reprezentatív statisztikái közé tartozik, melyet a régi Német Szövetségi Köztársaság (NSZK) területén 1957, illetve az új tartományokban és Kelet-Berlinben 1991 óta folytatnak. A népesség 1 százalékát kérdezik meg gazdasági és szociális helyzetéről, képzettségéről és mobilitásáról, négyévente pedig tematikus felvételek zajlanak, például a lakáshelyzet, az egészségi állapot felmérésére. Ez az információforrás mutatja az új tartományok fejlődését is. A cikkben az 2012. évi mikrocenzus adatait közlik országosan, két régióra: a régi (volt NSZK) tartományokra Nyugat-Berlin nélkül és az új (volt Német Demokratikus Köztársaság) tartományokra Berlinnel együtt.

Az időbeli összehasonlításnál figyelembe kell venni, hogy a 2005-ben bevezetett törvény a mikrocenzusról tartalmi módosítások mellett módszertani változásokat is életbe léptetett. Ilyen volt többek között a folyamatos felvétel és az új felszorzási módszer bevezetése; ez utóbbi értelmében a kiválasztott változók mintamegoszlásának megfelelő korrigálása többek között életkor, nem és állampolgárság szerint történt, forrásul a népesség-nyilvántartás és a külföldiek központi nyilvántartása szolgált.

Ebben a felvételben a háztartás az együtt lakó és egy gazdasági egységet képező szemé-

lyek közössége (többszemélyes háztartás), illetve az egyedül élő és gazdálkodó (egyszemélyes háztartás, beleértve az egyedülálló albérlőket is) személyeké. Ennek megfelelően egy háztartásba sorolják az egyenesági vagy oldalági rokonokat, illetve családhoz nem tartozókat (például házi személyzet) is, ha egy gazdasági közösséget alkotnak. A közösségi szállások (ápolóotthonok, lakóotthonok stb.) nem számítanak háztartásnak, de magánháztartást találhatnak ilyen helyen is, például, ha az intézmény vezetője ott lakik. Több (állandó és ideiglenes) lakóhellyel rendelkezők, akik lakóhelyeik között valamilyen erőforrást (például közösségi közlekedést) vesznek igénybe – ha külön nem jelzik –, többszörösen számítanak. Családnak tekintik a szülő-gyermek közösséget, tehát a házaspárokat, élettársakat gyermekkel, a gyermeküket (beleértve az örökbefogadottakat és nevelteket) egyedül nevelőket, életkortól függetlenül. Ebből következően a család mindig két generációból áll, szülő/k és a háztartásban élő nőtlen vagy hajadon gyermek/ek közössége. A családi állapot vizsgálatánál a „házas, különélő” magában foglalja a bejegyzett életközösségből különváltan élőket, szintén elvált az, akinek bejegyzett életközösségét törölték, és özvegy az is, akinek a bejegyzett élettársa halt meg.

A 2005-ös mikrocenzus óta a háztartások bemutatása az ún. főkereső szerint történik. 2005 előtt a kérdőíven első helyen szerepelt a vonatkoztatási személy, a főkereső pedig a legmagasabb havi nettó bevétellel rendelkező volt.

Mivel az új szövetségi tartományokban az ország egyesülését követően 1991-ben végezték az első mikrocenzust, ezért a legtöbb esetben ennek az évnak az eredményeivel vetik össze a későbbieket.

2012-ben Németországban összesen 40,7 millió háztartást találtak, ami 15 százalékkal több, mint 1991-ben volt. Ebben az időszak-

ban a háztartások tagjainak száma is emelkedett, míg korábban 80,2 millió személy lakott magánháztartásokban, addig 2012-re ez a szám 81,9 millióra nőtt, ami 2,1 százalékos gyarapodást jelent. A háztartások és a háztartásokban élő személyek összefüggő vizsgálata az egy háztartásban élők csökkenését mutatja: Nyugat-Berlin nélkül a régi tartományokban 65,7 millió ember élt 32 millió háztartásban, de az átlagos szám csökkent, az előző felvételben átlag 2,26, a legutóbbiban 2,05 személyt találtak. Az új tartományokban 2012-ben 16,2 milliónyian éltek, 10 százalékkal kevesebben mint 20 évvel azelőtt. A háztartások számában viszont itt is növekedést tapasztaltak, mintegy tizedével, de az egy háztartásban élők átlagos száma jelentősen, 2,31-ről 1,87-re esett.

Strukturális eltolódás jött létre a kisebb (egy- vagy kétszemélyes) háztartások javára, (háromnegyedük ilyen volt a megelőző 65 százalékhoz képest). Az egyszemélyes háztartások aránya 34-ről bő 40 százalékra emelkedett, a kétszemélyeseké 31-ről 34 százalékra, a három- és többszemélyeseké viszont 36-ról 25 százalékra csökkent. Ez a tendencia az ország mindkét felében azonos, de az új részeken erősebben érvényesül, itt a háztartások 44 százaléka egy-, 36 százaléka kétszemélyes, és csak egyötöde ennél népesebb. Az ideiglenes lakóhelyek háztartásainak a háromnegyede egyszemélyes. Ezt a munkavállalással magyarázzák: az állandó lakhelyen a család él, a második lakást a munkahely kívánja meg.

Közel minden harmadik háztartás többgenerációs, a gyermeknevelés, illetve az idősek ápolása miatt. Túlnyomó többségükben kettő, mindössze 2 százalékukban él három vagy több nemzedék. A többgenerációs háztartások aránya a vizsgált húsz év alatt 10 százalékponttal esett.

A növekvő várható élettartam, továbbá az idősek igénye az önálló életvitelre oda veze-

tett, hogy a „széniorháztartások” száma folytonosan gyarapszik, egy-, illetve kétszemélyes háztartásokat hozva létre. 2012-ben a háztartások közel negyedében kizárólag legalább 65 évesek éltek, ez az arány 4 százalékponttal magasabb volt, mint 20 évvel azelőtt. Ugyanakkor csökkent az idős férfiak nélküli háztartások aránya.

A házaspárok száma tovább csökkent. A vizsgálatnak ebben a részében az állandó és ideiglenes lakásban található duplán számítását sikerült elkerülni. 2012-ben 18,0 millió házaspár élt együtt, ötből négy a régi tartományokban. A két terület között számottevő a különbség, a régiókban 6, az újakban 18 százaléka volt a csökkenés. Minden hetedik házaspárnak legalább az egyik fele külföldi állampolgárságú, ebből a feleségek többnyire török, ázsiai, lengyel, orosz állampolgárok, akik többnyire családtagot követtek. A férfiak között is a törökök vezetnek, őket az olasz és az osztrák állampolgárságúak követik. A házasságok mintegy 8 százalékában a pár mindkét tagja külföldi.

Az együttélések száma 1996 és 2012 között bő felével, 2,8 millióra nőtt. 203 ezer olyan háztartást találtak – 2,8-szor többet, mint húsz éve –, ahol legalább kettő egymással nem rokon 16 éves vagy idősebb azonos nemű él. Ezt az adatot óvatosan kell kezelni, mivel itt sok diák is megjelenik közös háztartásban, de élettársi közösség nélkül. Mindenképpen magasabb az együttélések száma 1996-hoz képest.

Az együttélések mellett az egyedülálló szülők száma nőtt jelentősen, 2012-ben 2,7 millió ilyen találtak, bő egyötöddel többet, mint 1996-ban, 60 százalékukuk gyermeke 18 éven aluli volt. A kiskorú gyermeket nevelő szülők legnagyobb része a régi tartományokban élt, 90 százalékuk volt nő, ami három százalékponttal magasabb 1996-hoz képest. Az új tartományokban és Berlinben fiatalabbak a szülők, ők korábban vállalnak gyermeket. Az

egyedül nevelő anyák 41 százaléka hajadon, az apák ötöde nőtlen.

A 18 millió egyedülállóból 16 millió egy-személyes háztartásban élt 2012-ben, a többiek rokonnal vagy barátal. A nemek között egy-millió különbség van a nők javára, amit önál-ló életvitelre való igényükkel magyaráztak.

Az egyedülállók családi állapotában jelen-tős volt a nemek közötti különbség. A nők 42 százaléka özvegy, 36 százalékuk hajadon, míg a férfiak 63 százaléka nőtlen és csak 11 száza-léka özvegy, a többi elvált vagy házastársától külön él.

Számottevő különbséget találtak a kutatók a nemek között az életkori megoszlásban is. A 25–54 éves nők ritkábban élnek egyedül, mint a hasonló korú férfiak (16 és 28 százalék), de idősebb (55–85 éves) korban ez megfordul (18 és 33 százalék), ami a népességben található arányukat is tükrözi.

2012-ben 8,1 millió családban 13 millió kiskorú gyermek élt. Az átlagos gyermekszám 1,60-ra csökkent, 1996-ban ez a szám 1,65

volt. A regionális különbségek szembeötlők, az új tartományokban és Berlinben 1,50 (1996-ban 1,55), a régiókban 1,62 (1996-ban 1,69) gyermekről gondoskodtak.

A lányoknál az önállósodás, a szülőktől való elszakadás korábban következik be és nagyobb számban, mint a fiúknál. 25 évesen a nők ötöde, míg a férfiak 37 százaléka lakik együtt szüleivel. A férfiak a későbbi felnőtt-korban is nagyobb arányban élnek a szülőkkel, mint a nők. Itt is észlelhetők regionális kü-lönbségek, az új tartományokban valamivel korábban választják az önálló életet, mint a régi NSZK tartományaiban. A függetlenedést több tényező befolyásolja: a hosszabb tanulási idő, de még a képzés befejezése és a munkába állás közötti hosszabb idő is hozzájárul ahhoz, hogy a gyermekek tovább maradnak a szülői házban.

Varga Anna,

a KSH ny. vezető főtanácsosa
E-mail: awarga@freemail.hu

Kiadók ajánlata

ROBINSON, W. I. [2014]: *Global Capitalism and the Crisis of Humanity*. (Globális kapitalizmus és az emberiség válsága.) Cambridge University Press. Cambridge.

Ez az érdekesítő új tanulmány a globális kapitalizmus válságának eredeti, provokatív ismertetése több (gazdasági, politikai, társadal-mi, ökológiai, katonai és kulturális) jellemző alapján. A szerző, korábbi, globalizációról szóló munkáira alapozva, az új globális kapitalizmus jellegéről, a globalizált termelés és a pénzügyi rendszer „felemelkedéséről”, a transznacionális kapitalista osztályról, illetve a transznacionális államról ír, hogy bemutassa a válságtól sújtott,

kaotikus globális kapitalista rendszer veszélyes ellentmondásait. Végezetül abba nyújt bepillan-tást, hogy a változatos társadalmi és politikai erők miként reagálnak a válságra, és felvázol a jövőre vonatkozó, alternatív forgatókönyveket.

TOURANGEAU, R. ET AL. (EDS.) [2014]: *Hard-to-Survey Populations*. (Nehezen fel-mérhető csoportok.) Cambridge University Press. Cambridge.

Elterjedten használnak adatfelvételeket a pszichológiában, a szociológiában, az üzleti életben és számos egyéb területen, melyek végrehajtása egyre nagyobb nehézségbe ütkö-

zik. Bonyolult mintát venni a lakosság néhány rétegéről, ugyanis nem könnyű egyeseket megtalálni, másokat meggyőzni a felvételekben való részvételről, de akadnak olyanok is, akikkel nehéz interjú készíteni. A kötet a szakirodalomban első ízben nyújt rendszerezett áttekintést ezekről a csoportokról, az adatfelvételek végrehajtását nehezítő környezetről, valamint a kutatók által alkalmazott módszerekről. Számos csoporttal (például a bevándorlókkal, a szellemi fogyatékkal élőkkel, a politikai szélsőségekkel) és háttértényezővel (háborús zónákkal, hajléktalanotthonokkal) foglalkozik, amelyek különleges problémát vagy szokatlan feladatot jelentenek adatfelvételek esetén. A szerzők nemzetközi csapata mintavételi stratégiákat és ezeken belül olyan módszereket is bemutat, mint a válaszadó-vezérelt mintavételi vagy adatgyűjtési eljárások (például hirdetési és egyéb módszerek, amelyek ezeknek a nehéz helyzetben lévő csoportoknak a bevonását célozzák).

SCANLON, K. – WHITEHEAD, C. – ARRIGOTIA, M. F. (EDS.) [2014]: *Social Housing in Europe*. (Szociális lakásügyek Európában.) Wiley-Blackwell. Hoboken, Oxford.

Minden ország arra törekszik, hogy javítsa állampolgárainak lakáshelyzetét, de a pénzügyi válság következtében többük a kormányzati költségvetés megnyirbálására kényszerült. A szociális lakásügy e feszültség gócpontjában van. A politikaformálók, a gyakorlati szakemberek, illetve az egyetemi/főiskolai oktatók egyaránt meg kívánják ismerni más rendszerek működését is, és olyan angol nyelvű kiadványt keresnek, ami átfogó betekintést enged más nyelven írt szakirodalmi forrásokba, és ami különböző európai országok szakembereinek írásait tartalmazza.

A kötetben nemzetközi lakásügyi szakértők tollából származó, részletes fejezetek színesítik az egyetemi oktatók által írt, európai

szociális lakásügyről szóló összehasonlító áttekintést. A szerzők Ausztriával, Dániával, Angliával, Franciaországgal, Németországgal, Magyarországgal, Írországgal, Hollandiával és Svédországgal foglalkoznak, illetve egy külön fejezetet szentelnek (Magyarország kivételével) a közép- és kelet-európai országoknak.

A könyv naprakész nemzetközi összehasonlítást nyújt a szociális lakásügyi politikáról és gyakorlatról. Emellett, statisztikákkal alátámasztva, azt is elemzi, hogy miként működik a szociális lakásügyi rendszer az egyes országokban. Rámutat a szektor európai alakulására, illetve az innovációs és fejlesztési lehetőségekre.

Az országspecifikus fejezetek mellett található tematikus fejezetek olyan témakörökkel foglalkoznak, mint a szociális lakásügy szerepe a városok megújításában, a szociális lakásügy privatizációja, a finanszírozási modellek és az európai uniós államok segélyezésre vonatkozó szabályozásának hatása a szociális lakásügy pontos körülírására, finanszírozására.

HOTHORN, T. – EVERITT, B. S. [2014]: *A Handbook of Statistical Analyses Using R, Third Edition*. (R-nyelvvvel végzett statisztikai elemzések kézikönyve. Harmadik kiadás.) Chapman, Hall/CRC. London, Broken Sound Parkway.

Csakúgy, mint a sikerlistás első két kiadás, ez is naprakész útmutatást nyújt olyan adatelemzésekhez, amelyeknél R-nyelvet használnak a statisztikai számítások során. A szerzők elmagyarázzák, hogy milyen módon kell végrehajtani a statisztikai elemzések széles körét, az egyszerű következtetéstől kezdve a rekurzív felosztáson át a klaszterelemzésig.

A harmadik kiadás újdonságai közé tartozik többek között három új fejezet a kvantilis regresszióról, a hiányzó értékekről és a bayesi következtetésről; még több példa az előző kiadásokhoz képest, az R-kódok részletes magyarázatai; minden fejezetben az elemzések

eredményeit összegző új részek, a HSAUR-csomag frissített változata (HSAUR3), ami bevezető statisztikakurzusokon használható néhány diát is tartalmaz.

Legyen az olvasó akár adatelemező, természettudományi szakember vagy diák, a

kézikönyv bemutatja számára, hogy miképp lehet könnyen használni az R-nyelvet az adatok hatékony értékeléséhez. A kötet az eredmények gyakorlati alkalmazását és értékelését helyezi előtérbe számos, életből hozott példával.

Társfolyóiratok



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA
(A SOROZAT)

2014. ÉVI 3. SZÁM

McDonald, L.: Florence Nightingale, Statistics and the Crimean War.

Arpino, B. – De Cao, E. – Peracchi, F.: Using panel data for partial identification of human immunodeficiency virus prevalence when infection status is missing not at random.

Powell, H. – Lee, D.: Modelling spatial variability in concentrations of single pollutants and composite air quality indicators in health effects studies.

White, S. R. – Bird, S. M. – Grieve, R.: Review of methodological issues in cost-effectiveness analyses relating to injecting drug users, and case-study illustrations.

Wild, Ph. – Foster, J. – Hinich, M. J.: Testing for non-linear and time irreversible probabilistic structure in high frequency financial time series data.

Stanton, M. C. et al.: Towards realtime spatiotemporal prediction of district level meningitis incidence in sub-Saharan Africa.

Jiang, H. et al.: Geostatistical survival models for environmental risk assessment with large retrospective cohorts.

Demiris, N. – Kypraios, Th. – Smith, L. V.: On the epidemic of financial crises.

Huldén, L. – McKittrick, R. – Huldén, L.: Average household size and the eradication of malaria.



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2014. ÉVI 506. SZÁM

Xiao Y. et al.: Flexible Marginal Structural Models for Estimating the Cumulative Effect of a Time-Dependent Treatment on the Hazard: Reassessing the Cardiovascular Risks of Didanosine Treatment in the Swiss HIV Cohort Study.

Ayra, E. S. – Insua, D. R. – Cano, J.: To Fuel or Not to Fuel? Is that the Question?

Antoniano-Villalobos, I. – Wade, S. – Walker, S. G.: A Bayesian Nonparametric Regression Model With Normalized Weights: A Study of Hippocampal Atrophy in Alzheimer's Disease.

Percival, D. M. et al.: Automated Tsunami Source Modeling Using the Sweeping Window Positive Elastic Net.

Schmertmann, C. et al.: Bayesian Forecasting of Cohort Fertility.

- Liu, D. et al.*: Estimating Risk with Time-to-Event Data: An Application to the Women's Health Initiative.
- Jin, I. H.*: Using Data Augmentation to Facilitate Conduct of Phase I-II Clinical Trials with Delayed Outcomes.
- Bar, H. Y. – Booth, J. G. – Wells, M. T.*: A Bivariate Model for Simultaneous Testing in Bioinformatics Data.
- Lu, X. – Marron, J. S. – Haaland, P.*: Object-Oriented Data Analysis of Cell Images.
- Chen, K. – Chan, K.-S. – Stenseth, N. Chr.*: Source-Sink Reconstruction through Regularized Multicomponent Regression Analysis – with Application to Assessing Whether North Sea Cod Larvae Contributed to Local Fjord Cod in Skagerrak.
- Stefanski, L. A. – Wu, Y. – White, K.*: Variable Selection in Nonparametric Classification via Measurement Error Model Selection Likelihoods.
- Chan, N. H. – Yau, C. Y. – Zhang, R.-M.*: Group LASSO for Structural Break Time Series.
- Pan, G. – Gao, J. – Yang, Y.*: Testing Independence Among a Large Number of High-Dimensional Random Vectors.
- Minas, G. – Aston, J. A. D. – Stallard, N.*: Adaptive Multivariate Global Testing.
- Lei, J.*: Adaptive Global Testing for Functional Linear Models.
- Liu, X. – Jiang, H. – Zhou, Y.*: Local Empirical Likelihood Inference for Varying-Coefficient Density-Ratio Models Based on Case-Control Data.
- Scarpa, B. – Dunson, D. B.*: Enriched Stick-Breaking Processes for Functional Data.
- Zheng, Sh. – Yang, L. – Härdle, W. K.*: A Smooth Simultaneous Confidence Corridor for the Mean of Sparse Functional Data.
- Koenker, R. – Mizera, I.*: Convex Optimization, Shape Constraints, Compound Decisions, and Empirical Bayes Rules.
- Zhou, H. – Wu, Y.*: A Generic Path Algorithm for Regularized Statistical Estimation.
- Wu, H. et al.*: Sparse Additive Ordinary Differential Equations for Dynamic Gene Regulatory Network Modeling.
- Delaigle, A. – Hall, P.*: Parametrically Assisted Nonparametric Estimation of a Density in the Deconvolution Problem.
- Crawford, F. W. – Minin, V. N. – Suchard, M. A.*: Estimation for General Birth-Death Processes.
- Di Marzio, M. – Panzera, A. – Taylor, Ch. C.*: Nonparametric Regression for Spherical Data.
- de Carvalho, M. – Davison, A. C.*: Spectral Density Ratio Models for Multivariate Extremes.
- Wang, Ch. et al.*: Self-Excited Threshold Poisson Autoregression.
- Cai, Z. – Wang, X.*: Selection of Mixed Copula Model via Penalized Likelihood.
- Lijoi, A. – Nipoti, B.*: A Class of Hazard Rate Mixtures for Combining Survival Data From Different Experiments.
- Cook, R. D. – Zhang, X.*: Fused Estimators of the Central Subspace in Sufficient Dimension Reduction.
- Ročková, V. – George, E. I.*: EMVS: The EM Approach to Bayesian Variable Selection.
- Liang, F. – Cheng, Y. – Lin, G.*: Simulated Stochastic Approximation Annealing for Global Optimization With a Square-Root Cooling Schedule.
- Nelson, N. – West, K.*: Interjú Lars Thygesennel.

Statistical
Journal
of the IAOS
Journal of the International Association for Official Statistics

AZ EGYESÜLT NEMZETEK EURÓPAI
GAZDASÁGI BIZOTTSÁGÁNAK
FOLYÓIRATA

2014. ÉVI 2. SZÁM

Yang, M. et al.: Három adatvédelmi modell értékelése.

Cameron, M. A.: Nyitás a statisztikában.

Stodden, V.: Megismételhető statisztikai kutatások.

Sandland, R. L.: Megfelelés az adatinfrastruktúrából eredő kihívásoknak együttműködési kutatási programok esetén.

Karr, A. F.: Miért ennyire nagy probléma az adatokhoz való hozzáférés?

Belkindas, M. V. – Swanson, E. V.: Az adatnyilvánosság és az átláthatóság nemzetközi támogatása.

Abowd, J. M.: Adatvédelem és szintetikus adatállományok. Az első lépések és ma folyó kutatások.

Jarmin, R. S. – Louis, T. A. – Miranda, J.: A szintetikus adatok szerepének bővülése az Amerikai Egyesült Államok Népszámlálási Hivatalánál.

Miranda, J. – Vilhuber, L.: Az amerikai szintetikus Longitudinális Üzleti Adatbázis (Synthetic Longitudinal Business Database Beta – SynLBD) használatának három éve.

Kinney, S. K. – Reiter, J. P. – Miranda, J.: SynLBD 2.0: a szintetikus Longitudinális Üzleti Adatbázis fejlesztése.

Drechsler, J. – Vilhuber, L.: Első lépés egy német longitudinális üzleti adatbázis létrehozása felé.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2014. ÉVI 4. SZÁM

Berg, A. – Bihler, W.: Extrapolációs módszer a lakosságszám meghatározására a 2011. évi népszámlálásnál.

Gehle-Dechant, S.: Németország külkereskedelme 2013-ban.

Walter, K. – Fiege, L.: Légi áruszállítás 2013-ban.

Brunner, K.: Automatikus árfelmérés az interneten keresztül.

Peter, F.: Külkereskedelmi árindexek 2010-es bázison.