

# 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 7. SZÁM

2014. JÚLIUS

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

*Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!*

---

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  
2014.69 – Xerox Magyarország Kft.

---

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

---

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

Telefon: 345-6908, 345-6546

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

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

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

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

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

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

További információ: 06-80-444-444

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

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

## Tartalom

### Tanulmányok

|   |     |
|---|-----|
| A világgazdaság konjunkturális fluktuációi hosszának mérése spektrálanalízissel – <i>Szöllősi-Cira László</i> .....                   | 621 |
| Egységgyöktesztek alkalmazása szezonalitást is tartalmazó idősorok esetében energiatőzsde-adatok példáján – <i>Mák Fruzsina</i> ..... | 647 |
| Az idősek szociális segélyezése – <i>Dudás Krisztina</i> .....  | 680 |

### Műhely

|   |     |
|---|-----|
| A jóllét intergenerációs alapjai: a társas együttlét Magyarországon – <i>Gáspár Tamás</i> ..... | 708 |
|---|-----|

### Fórum

|  |     |
|--|-----|
| Pódiumvita a családi kohézióról – <i>Dr. Pári András</i> ..... | 720 |
| Hoós János (1938–2014) – <i>Dr. Sivák József</i> .....         | 724 |
| Hírek, események .....   | 727 |

### Szakirodalom

#### Folyóiratszemle

|   |     |
|---|-----|
| Deakin, S. – Malmberg, J. – Sarkar, P.: Hogyan hat a munkaügyi szabályozás a munkanélküliségre és a bértömeg nemzeti jövedelmen belüli arányára? Hat OECD-ország adatainak vizsgálata, 1970–2010 – ( <i>Lakatos Judit</i> ) ..... | 729 |
| Stewart, J.: Az írországi érdekeltségek és vállalatcsoportok adókedvezményei – ( <i>Nádudvari Zoltán</i> ) .....  | 731 |
| Kiadók ajánlata .....   | 733 |
| Társfolyóiratok .....   | 736 |



## A világgazdaság konjunkturális fluktuációi hosszának mérése spektrálanalízissel

---

**Szöllősi-Cira László**

PhD-hallgató

E-mail:

laszlo.szollosicira@gmail.com

A gazdasági cikluselméletek nem egységesek, a ciklusok hosszát, az időzítésüket és az alkalmazott módszertant tekintve sem. Annak érdekében, hogy a ciklusok leginkább valószínű hosszúságát megmérje, spektrálanalízissel a hosszú távú, az *Angus Maddison* által publikált vásárlóerő-paritáson kalkulált, 1820-tól kezdődő GDP-növekedési idősorokat vizsgálta a szerző 180, illetve 188 évre 24 ország és a világgazdaság egésze szempontjából. Az eredmények izgalmasak: a vizsgált egyedi országadatok idősoraiban elvéve találni olyan ciklikus periódust, amely szignifikánsan hozzájárulna az idősor szórásához – azaz nincs jelen ciklikusság a GDP-növekedés idősoraiban. Az 50–60 év körülire becsült Kondratyev-ciklusok létét ezek alapján nem lehet igazolni. Ugyanakkor, az idősor teljes hossza szerinti ciklus (180, illetve 188 év) hozzájárulása a szóráshoz, a globális GDP-növekedés esetében kiugróan jelentős, 30 százalék feletti, és a hosszabb időtáv esetében magasabb volt. Mindez megerősíti a 196 év hosszúra becsült társadalmi periodicitás jelenlétét. A globális gazdasági kibocsátás ilyen hosszú távú változásának természetét legkorábban 2017-ben lehet majd statisztikailag visszaigazolni, amikor az 1820-tól kezdődő GDP-idősorok 2016-ig elérhetővé válnak. A következő pár év idősorainak megismerése tehát az érdeklődő közgazdászok és más értelmiségiek (elősorban az ontológia iránt érdeklődők) számára egy kiugró jelentőségű intellektuális izgalmat ígér.

TÁRGYSZÓ:

Cikluselmélet.

Kondratyev-ciklus.

Konjunktúra.

A világgazdaság 2008-at követően óriási kihívással szembesül. Az utóbbi négyöt év GDP-növekedését tekintve azt látni, hogy a világ legnagyobb teljesítményű gazdaságainak növekedése a 2008 előtti időszakban mérthez képest visszafogottabb, a 2009-es alacsony bázisérték miatt még jónak tekinthető, a 2010-es növekedési rátához viszonyítva visszaesést látunk. A szakajtó hangvétele, valamint a mértékadó befektetési bankok elemzései egyaránt azt jelzik, egyelőre megoldatlan válság van. A szakértők a költségvetési élénkítési programok és a bankkonszolidációra fordított állami kiadások miatt megugrott adósságok<sup>1</sup> generálta problémák megoldását is 20-30 év alatt látják reálisnak.<sup>2</sup>

A válság okainak megértése mindenképp szükséges a bajok leküzdéséhez. A gazdasági válságok természetével és jelentkezésük időzítésével legkiterjedtebben a cikluselméletek foglalkoznak. Ugyanakkor az eddigi cikluselméletek nem mutatnak egységes képet a lehetséges ciklusok hosszáról, időzítésükről vagy a lefolyásuk menetéről. Sok szerző meg is kérdőjelezi a ciklusok létét, és eltérők a cikluselméletekben a gazdasági teljesítmény fluktuációinak magyarázatához bemutatott érvek is.

Jelen cikkben 24 ország és a világgazdaság 1820-tól a közelmúltig tartó időszakában tapasztalt GDP-növekedési adatai alapján megvizsgáljuk, hogy milyen hosszúságúak a növekedés fluktuációját legerősebb mértékben befolyásoló ciklusok. A vizsgálathoz, az idősorok elemzésének kiegészítő<sup>3</sup> módszereként ismert spektrálanalízist használjuk fel, amely megmutatja, hogy mely periodikus komponensek járulnak hozzá az adott időszakban a GDP-növekedés szórásához a legnagyobb mértékben, illetve alkalmas annak kimutatására is, hogy az adott ciklikus komponens szóráshoz való hozzájárulásának mértéke még véletlenszerű-e vagy már statisztikailag szignifikáns.

## 1. A ciklusok hossza az eddigi cikluselméletek alapján

A cikluselméletek között a legismertebbek *Nikolaj D. Kondratyev* munkái. Elméletét az 1920-as években publikáló orosz közgazdász a felvilágosodás végétől kezdve vizsgálta a fejlett nyugati gazdaságokban (Angliában, Franciaországban, Németországban, az Egyesült Államokban) az általános árszínvonal, a tőkekamat, a munkabér ala-

<sup>1</sup> Lásd az évről-évre jelentkező amerikai adósságplafon emeléséről szóló vitákat.

<sup>2</sup> Ilyen hosszú időszakot vetített előre *Olivier Blanchard*, az IMF vezető közgazdásza 2012. szeptember 19-ei budapesti előadásában.

<sup>3</sup> A spektrálanalízis módszerét több hazai szerző is ismerteti (például *Pintér* [2007], *Hablicsek* [1980] vagy *Csibi* [1973] munkái).

kulását, illetve a külkereskedelmi forgalom nagyságát, a szén, a nyersvas és az ólom termelésének mennyiségét. Számára már ismertek voltak a 3–4 év hosszúságú ciklusok (melyeket ma Kitchin-ciklusnak neveznek, és a vállalatok készletezési gyakorlatára vezetnek vissza), valamint a körülbelül 7–11 év hosszúságú Juglar-ciklusok, amelyek a vállalatok beruházásainak időzítésével, kiaknázásukkal és felszámolásukkal vannak összefüggésben. A Juglar-ciklus hosszát átlagosan 9 évesnek vette. Annak érdekében, hogy a hosszú távú idősorokból kiszűrje a rövidebb ciklusok és a véletlenszerűségek hatásait, kilencéves mozgóátlagok alkalmazásával vizsgálta a folyamatokat. Ezek alapján állította fel elméletét, hogy léteznek hosszú távú, mintegy 50–60 éves konjunktúra-ciklusok. Munkásságáig két és fél ciklust tudott azonosítani: az első fellendülés időszaka 1789-től 1815-ig tartott, majd az ereszkedő periódus 1849-ig, ezt követően kezdődött a második ciklus fellendülése, amely 1873-ban ért véget, az ereszkedő időszak pedig 1896-ig tartott, 1896 és 1920 közt zajlott le a következő ciklus fellendülési korszaka, amelyet 1920-tól követett szerinte a ciklus leszállóága (Kondratyev [1980]). Kondratyev nem látta bizonyítottnak az általa felfedezett ciklus létét, voltak például olyan általa tanulmányozott idősorok, amelyekben nem mutatott ki ciklikusságot, viszont a ciklusok léte elleni érveket sem tartotta helytállónak.

Kondratyev neve összeforrt a gazdasági ciklusok elméletével. Jelentősége, hogy munkáit követően váltak a ciklusokkal foglalkozó kutatások a közgazdaságtudományon belül rendszeressé és módszeressé. A mai napig nincs ugyanakkor egyetértés a közgazdászok között abban, hogy léteznek-e ciklusok, és ha igen, a gazdaság egészére nézve milyen típusúak, érdemes-e kutatásukkal foglalkozni, milyen hosszúságúak, mi a kiváltó okuk, illetve a gazdaságpolitika számára milyen következtetést lehet levonni a cikluselméletek alapján.

Számos kortársa és követője is kritizálta már Kondratyev érveit. *Kuznets* például az 1950-es években arról publikált, hogy a generációs elkülönülési trendek miatt a gazdaságban 20–23 éves ciklikusság figyelhető meg. Kondratyev kortársa, *Schumpeter* is vizsgálta a felgyorsuló, illetve lelassuló gazdasági növekedés okait, amelyek között a vállalkozók és a bankárok vitafolyamatának alakulását látta kulcsfontosságúnak. Ugyanakkor *Schumpeter* nem jelezte a ciklusok fordulópontjait, hosszúságukat. A Kondratyev-ciklust cáfoló legjelentősebb munka *Solomos Solomou* 1987-es monográfiája. *Solomou*, szintén 9 éves mozgóátlagolás alkalmazásával, arra a következtetésre jutott, hogy az 1850 és 1913 közötti gazdasági növekedés a világgazdaság struktúrájában bekövetkezett minőségi változások következményeként alakult ki, jellege pedig nem volt a Kondratyev-hullámhoz hasonlítható.

A 2000-es évek elejére a mainstream közgazdaságtan képviselői körében konszenzus látszott kialakulni abban, hogy a második világháború utáni adatsorok megismerésével, a nagykereskedelmi árak hosszú távú alakulásában immár nem lehetséges kimutatni a Kondratyev-ciklus létét. Ezt a tényt még a Kondratyev-ciklust termelési adatok alapján, spektrálanalízissel alátámasztó szerzők – például az orosz *Korotayev* – is elismerik (*Korotayev–Zinkina–Bogevolnov* [2011]). Kiterjedt tárgyú,

a mai alaplínek tekinthető makrogazdasági tankönyvében *Romer* [2006] pedig még a termelés fluktuációival kapcsolatban is leszögezi, hogy nem tapasztalni rendszeres vagy ciklikus mintát. A gazdasági kibocsátás természetével kapcsolatban kifejti, hogy a kibocsátás csökkenésének mértéke nagyon változó, a recessziók között eltelő idő 1 és 10 év körül mozog, a fluktuáció a kibocsátás komponenseit tekintve nagyon egyenlőtlenül oszlik meg. Tapasztalni egy aszimmetriát is: a kibocsátás növekedésének üteme viszonylag hosszú ideig az átlag értéke felett tartózkodik, amit csak sokkal rövidebb időre szakítanak meg azok az időszakok, amikor a növekedési ütem az átlag alatt van. Arra is kitér, hogy ha a kibocsátási adatokból kiszűrjük a két világháború hatásait, akkor ugyanazok a tendenciák figyelhetők meg a második világháború előtt és után. Az észrevételek alapján *Romer* megalapozottnak tartja, hogy a hosszú távú, determinisztikusnak vélt ciklusok (például a Kuznets- vagy a Kondratyev-ciklusok) kutatásának folytatása improduktív lenne. Következésképp, *Romer* a fluktuációk vizsgálatának fontosságát a rövid távú, körülbelül 1,5–8 év időtartamú „üzleti ciklusok” elemzésében látja, ezzel erősítve a ciklikusságot vizsgáló irányzatok közül a reál üzleti ciklusnak (real business cycle – RBC) nevezett problémakörrel foglalkozók táborát.

Az RBC-elméletek fő képviselői (például: *Prescott*, *Christiano*, *Fitzgerald*, *Kydland*, *Hansen*) az 1,5–8 év hosszúságú, ún. üzleti ciklusok értelmezésére koncentrálnak, amin belül a kibocsátási, a foglalkoztatási és beruházási adatokat vizsgálják, és a változók nyomon követésére dolgoztak ki modelleket. Jóllehet, a modellek mikroökonómiai és matematikai megalapozása jelentős, és a kibocsátási adatok modellezésében jól tükrözik a valós adatokat, más változók (például a fogyasztás és a foglalkoztatottság) alakulását már nem tudják leírni, sőt a modellekben a termelékenység változások értelmezése sem megoldott. A modellek kidolgozására alkalmazott matematikai alapok sem kielégítőek, köztük a ciklikusság megragadására használt szűrők (filterek) alkalmazása tűnik a leginkább problematikusnak.<sup>4</sup> Egyik cikkükben, *Christiano* és *Fitzgerald* [1998] elismerik, hogy az RBC-elméletek kutatásában a ciklusok jelensége még mindig rejtély.

A gazdasági ciklusok magyarázatához szociálpszichológiai szempontokat is bemutatnak a legújabb kutatások. Meglátásaik szerint a ciklusok hossza közelítőleg azonos azzal, amit az RBC-elméletek vázolnak (*Lopes* [2011]). A szociálpszichológiai szempontok valóban fontosak a társadalmi élet folyamatainak megértésében, a gazdasági ciklusok magyarázatára született eddigi tanulmányokban ugyanakkor megkérdőjelezhető, hogy az emberi pszichés tényezők és a döntések alakulását helyesen mérik-e fel. Módszereik pedig matematikailag egyelőre nem kidolgozottak.

A közgazdászok között többen részletezik, miként működnek a 15–20 év körüli időtávon ható, középtávú ciklusok, amelyek a társadalmi átalakulások minőségi

<sup>4</sup> A filterek az idősorokból kiválasztanak szinusz-hullámokhoz hasonló periodikus komponenseket, amelyek az idősorok szórásához hozzájárulnak. Ugyanakkor a szerzők nem mérik meg, hogy ez a hozzájárulás véletlenszerű-e vagy statisztikailag szignifikáns.



változásait is igyekeznek megragadni. Az elméletek egy része a középtávú ciklusokat összhangba tudta hozni a rövidebb távú üzleti ciklusok fluktuációival (Comin–Gertler [2003]). Más szerzők szerint az árak és a kibocsátás dinamikájában is megfigyelhetők a 10 és 20 év közötti fluktuációk (Dewald–Haug [2004]), szerintük még a pénzmennyiség szerepét is szükséges vizsgálni a folyamatok értelmezésekor. Az IMF vezető közgazdásza, *Olivier Blanchard* pedig megkülönböztette a rövid távú fluktuációkat, a ciklusokat, a hosszú távú folyamatoktól, amit növekedésnek nevez, illetve definiálta a középtávú folyamatokat, mint alkalmazkodási periódusokat (Blanchard *et al.* [1997]). A középtávú alkalmazkodás mechanizmusának leírásával lényegében a gazdasági szereplők szemléletének egy új társadalmi status quo-ban, a strukturális változások után bekövetkező kibontakozását írta le. A kibocsátási adatokban a fizikából ismert spektrálanalízist felhasználó szerzők a 15–25 év közötti ciklusok meghatározó jellegére hívják fel a figyelmet (Metz [2006], Diebolt–Doliger [2006]). Mindezt az *Angus Maddison* által publikált, 1990-es árfolyamú, vásárlóerő-paritáson kalkulált historikus GDP becslések elemzése révén állítják.

Azzal együtt, hogy a legfontosabb szerzők elvetik a Kondratyev-ciklus létét, számos kutató továbbra is bizonyítottnak veszi az 50–60 év hosszúságú gazdasági ciklusokat. Ezek a szerzők empirikus adatokkal igyekeztek kutatni a Kondratyev-ciklus hatását (Sipos [1997]), részletesebben kifejtették a ciklusok lezajlásának jellemző folyamatát (De Greene [2006]), emellett igyekeztek összhangba hozni az innovációs ritmusokat a növekedés ütemének változékonyságával (Kleinknecht–Van Der Panne [2006], Sipos [2002]), valamint világrendszer szintjén is törekedtek értelmezni a tendenciákat (Korotayev [2010]). De Greene fejti ki, hogy 1785-től négy Kondratyev-ciklus zajlott le, az egyes hullámok időtartamukban, a ciklusok alatt alkalmazott domináns technológia és energiaforrások szintén különböznek. Ezentúl De Greene mellett érvel, hogy a Kondratyev-ciklusnak társadalmi és makropszichológiai aspektusai is vannak. Sipos a legfejlettebb országok, Közép-Európa, illetve más, távol-keleti és dél-amerikai országok kibocsátási adataiban mutatja ki a Kondratyev-ciklus jelenlétét. Kleinknecht és Van der Panne az ún. áttörést hozó innovációk hatását vizsgálta, ami alapján 1861-től öt időszakot lehet megkülönböztetni. Siposnak sikerült az egyes innovációk alkalmazásának eloszlását összhangba hozni a ciklusok fellendülést, illetve recessziót vagy visszaesést hozó szakaszaival. Korotayev 1870-től 2008-ig vizsgálta a világgazdaság egészére a Kondratyev-ciklus jelenlétét, az alkalmazott módszertana szerint kimutatható az 50–55 éves ciklus jelenléte, és van jelentősége a rövidebb, körülbelül 20 és 7–11 év körüli ciklusoknak is.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> A Kondratyev-ciklust értelmező szerzők listája és összefoglalása nem teljes. *Reijnders* [2009] például a holland gazdasági folyamatokat elemezve 1800 és 1910 között, azt állapította meg, hogy a Kondratyev-ciklusok fordulópontjai egyúttal a holland gazdaság strukturális váltási időpontját is kijelölik, amikor a mezőgazdaság dominanciájának korszaka lezárult és az ipar vette át a főszerepet a termelésben.

Ugyan az elméletek nagyon kiterjedtek és meggyőzők – ha táblázatban összefoglaljuk néhány szerző fő állításait, az egyes Kondratyev-ciklusok általuk jelzett időpontjait és folyamatát –, de látható, hogy egymásnak ellentmondanak:

1. táblázat

*A Kondratyev-ciklus néhány szerző által azonosított fordulópontjai*

| De Greene, K. B. |           | Berry, B. J. L. |           | Kleinknecht, A. |           | Bronson, R. |           |
|------------------|-----------|-----------------|-----------|-----------------|-----------|-------------|-----------|
| Emelkedés        | Esés      | Emelkedés       | Esés      | Emelkedés       | Esés      | Emelkedés   | Esés      |
| 1785–1811        | 1811–1840 | 1796–1815       | 1815–1842 | 1787–1813       | 1813–1842 | 1815–1858   | 1858–1896 |
| 1840–1868        | 1868–1895 | 1842–1866       | 1866–1890 | 1842–1869       | 1869–1897 | 1896–1921   | 1921–1949 |
| 1895–1922        | 1922–1950 | 1890–1920       | 1920–1946 | 1897–1924       | 1924–1950 | 1949–1982   | 1982–2014 |
| 1950–1979        | 1979–2005 | 1946–1980       | 1980–2015 | 1950–1974       | 1974–1991 | 2014–       |           |
| 2005–            |           | 2015–           |           | 1991–           |           |             |           |

A táblázat alapján az is világos, hogy egyik szerző sem vetített előre krízist 2008-ra. Két szerző ráadásul fellendülést jósolt 2008-2009-re, míg kettő visszaesést várt.

Számos szerző ír a 40–60 évnél is hosszabb ciklusokról, akik szintén az ún. nagyon hosszú távú, hegemoniális ciklusok társadalmi jelentőségét emelik ki, és nem a gazdasági folyamatok felől közelítik ezeket a periódusokat (*Wallerstein* [1980], *Forrester* [1977]). Köztük az egyik legkiforrottabb munkának számít *David Hackett Fischer* műve, „A nagy hullám”, amely alapján kétszáz évenként jelentős árforradalmak azonosíthatók (*Fischer* [1996]). Fischer a XI. századtól elemezte az általános árszínvonal alakulását, és az időszakon belül, körülbelül 200 évenkénti jelentős áremelkedéseket azonosított. Ugyanakkor ezeket nem ciklusoknak, hanem csak hullámoknak tekinti, mert – jóllehet, közös jellegzetességeket mutatnak lefolyásukban – nem szabályos időközönként következnek be. Könyvét ismertette, *Bródy* [1998] fejti ki, hogy a mintegy 200 évente jelentkező árforradalmak kiváltó oka természetesen a kereslet megugrása, azonban ez a kereslet speciális javakra, az információ-szerzési technológia megváltozása miatt a legújabb információfeldolgozási és -szerzési módszereket képviselő eszközökre irányul. Bródy a 200 éves ciklust egyúttal az emberi szellem újratermelési periódusaként értelmezi, és nemcsak a 200 év körüli ciklus működik, hanem a Kondratyev-ciklus is. Mindkettőt végeredményben demográfiai okokra vezeti vissza. A társadalmat jellemző hatalmi harc részletes bemutatása megtalálható más szerzőknél is (*Diószegi* [1997], *Kissinger* [1994], *Török* [1998], *Svachulay* [2007]). Köztük Svachulay szintén azonosítja a Bródynál az emberi szellem újratermelésének nevezett ciklust, amit az

emberi megértés megújulási ciklusának, illetve a szemléletváltás filozófiatörténeti ciklusának nevez. A ciklus hossza szerinte 196 év, pozíciója szerint 1800-ban kezdődött a megelőző, illetve 1996-ban a jelenlegi. Az emberi szemléletfejlődés logikájából és dinamikájából származtatott mintázatok azonosításával összetett és részletes ciklusrendszert is felvázol, amelyben 49 év körüli egy politikai ideológia ciklusának időtartama, azaz a közgazdász szerzők szerinti az 50 év körüli gazdasági ciklust másként értelmezi. Felhívja viszont a figyelmet rá, hogy a körülbelül 11 év hosszúságú napfolttevékenység egybevág a gazdasági hullámzások periódusával (3 év válság, 3 év pangás, 3 év élénkülés és 2 év fellendülés). Ezentúl Svachulay a vallási megújulás ciklusait is értelmezi (melynek hossza  $3 \times 196 = 588$  év), illetve 490 év hosszú közigazgatási- és 60 év körüli hatalmi (parancsoló) ciklusokat is megjelöl. A felvázolt ciklusrendszere találó, hűen visszaadja a történelmi fordulópontokat, módszertanilag átgondoltabb és letisztultabb a többi szerző művéénél, rendelkezik értékelméleti megalapozottsággal, a ciklusrendszer statisztikai alátámasztása viszont eddig még nem történt meg.

## 2. Az elemzéshez felhasznált adatsorok

A gazdasági ciklusok hosszának spektrálanalízissel történő becslésére akkor van a legjobb esély, ha minél hosszabb és módszertanilag egységes idősorokat használunk. Hosszú távú gazdasági adatokat számos forrásból nyerhetünk, például a Nemzetközi Valutaalap (International Monetary Fund – IMF), a Nemzetközi Pénzügyi Statisztika (International Financial Statistics – IFS), a Pennsylvania Egyetem (University of Pennsylvania), a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet (Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD) vagy a Központi Hírszerző Ügynökség (Central Intelligence Agency – CIA) adatbázisából, az egyes országok statisztikai hivatalai által publikált információkból, valamint más gazdaságtörténetesek által publikált adatsorokból. A minél hosszabb időtáv és az egységes módszertan igénye miatt az adatok kiválasztása során (2009-ben) az *Angus Maddison* [2003] által publikált gazdasági idősorok felhasználása mellett döntöttem. A szerző néhány ország tekintetében már 1820-tól kezdve adott közre éves GDP-adatokat, míg más adatforrások többnyire csak 1950-től kezdve tartalmaznak globális adatokat. Tekintettel arra, hogy a teljes világgazdasági GDP alakulását is elemezni kívántam, ezért az egyes országok statisztikai adatbázisait nem használtam. Ennek oka, hogy bár a kinyerhető adatok valószínűleg pontosabbak az adott országok tekintetében, ám mivel országonként némiképp eltérő módszertan szerint kalkulálják azokat, nem össze-

hasonlíthatók és nem összegezhethők. Maddison azonban az egyes országok GDP-adatait az ún. Geary–Khamis-dollárban<sup>6</sup> adta meg (*Maddison* [2003]), ezért az adatok összegezhethők.

Maddison adatsoraiból összesen 24 ország hosszú távú gazdasági teljesítményét sikerült elemezni, amelyek együttesen a világ GDP-jének 80,55 százalékát adták 2001-ben. Az országok kiválasztásánál az elérhető adatok által megismerhető időtáv hossza, az adott gazdaság jelentősége, valamint a világ területi reprezentáltsága voltak a szempontok.

Teljes, az 1820-tól napjainkig terjedő időszakra rendelkezésre álltak a GDP- adatok Dánia, Franciaország, Hollandia és Svédország esetében, ezért a négy ország bekerült a vizsgálatba. Nyugat-Európa államai közül Németország, az Egyesült Királyság, Olaszország és Spanyolország nem hagyható ki egy ilyen elemzésből, az országok népessége és történelmi jelentősége miatt. Németország GDP-adatai 1850-től álltak rendelkezésre, az Egyesült Királyságé 1830-tól, Olaszországé 1861-től, míg Spanyolországé 1850-től.

Egy átfogó gazdasági elemzésben kötelező az Egyesült Államok (adatok 1870-től álltak rendelkezésre), a volt Szovjetunió és utódállamai (1928-tól), Kína (1928), India (1884) és Japán (1870) gazdasági folyamatait áttekinteni.

A regionális reprezentáció igénye miatt Lengyelország (1950) és Törökország (1923) került az elemzésbe Közép- és Kelet Európából. Ázsiából, az országok jelenlegi gazdasági szerepe miatt, Kínán, Indián és Japánon kívül Dél-Korea (1911) és Indonézia (1870) gazdasági teljesítményét is szükségesnek láttam megvizsgálni. Az amerikai kontinensről az Egyesült Államokon kívül Mexikó (1900), Brazília (1870) és Argentína (1900) GDP-jének alakulása szintén az elemzés tárgyát képezte. Afrikából a három legnagyobb gazdaságot (Egyiptomot, Nigériát és a Dél-afrikai Köztársaságot) emeltem ki. Mindhárom ország GDP-adatai 1950-től álltak rendelkezésre. Végül, az ötödik lakott kontinensről, Ausztrália GDP-növekedését is fontos volt megvizsgálni.

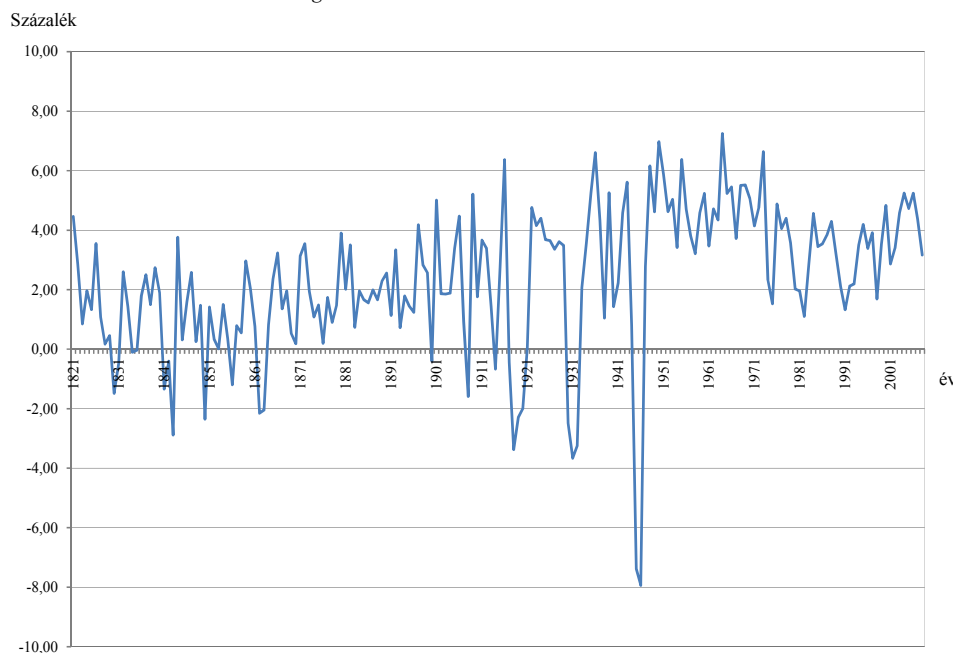
Maddison kiterjedt adatsorai néhol hiányosak. Voltak olyan évek, amelyekre nem publikált adatokat. Emellett néhány helyen módosításokat hajtottam végre. Például az Egyesült Államok 1870 és 1889 közötti GDP-je egy lineáris növekedési pályán, évi 3,98 százalékos növekedéssel változott, ami nem tűnt valósnak. Történelmi ismeretek alapján 1873 és 1879 között jelentős visszaesés is bekövetkezett (ezt hívja a gazdaságtörténet hosszú depressziónak). A hiányosságok, illetve az Egyesült Államok esetében szükségessé vált felülvizsgálat miatt saját becsléseket is felhasználtam. Ennek során figyelembe vettem, hogy a megbízható adatokkal

<sup>6</sup> A Geary–Khamis-dollár olyan hipotetikus valuta, amelynek számításakor a nyersanyagárak alakulását és az egyes országok valutáinak az Egyesült Államok dollárhoz viszonyított vásárlóerő-paritása alakulását veszik figyelembe. A Geary–Khamis-dollár árának báziséve 1990 volt. A módszertan miatt Maddison adatai valamennyi országra egységes becslésre alapozva mutatják a termelés nagyságát.

rendelkező évek között hogyan alakult az átlagos GDP-növekedés, milyen volt a szórása az adott ország gazdasági növekedésének, előfordult-e az adott években valamilyen rendkívüli esemény (például járvány vagy háború), illetve milyen más adatok álltak rendelkezésre az ország gazdasági teljesítményének becslésére. Mindezek segítségével sikerült az országok esetében folyamatos idősorokat felhasználni arra a periódusra, amikortól Maddison is törekedett rá, hogy évről-évre bemutassa az adott ország GDP-jét.

Mivel Maddison szinte minden ország GDP-jét megbecsülte 1820-ra, 1850-re, 1890-re, 1900-ra és 1913-ra, meghatározható, hogy 1820-tól kezdve az országok átlagos GDP-növekedése milyen mértékű volt. A folyamatos adatokkal jellemzett időszakokban kalkulálható szórás, valamint az egyéb gazdasági források és történelmi ismeretek felhasználásával, lehetővé vált annak kiszámítása, hogy a nagyobb országok és a fennmaradó országcsoportok aggregált GDP-összege mekkora volt egyes években. Az így képzett adatokat egyes országok GDP-növekedési jellemzőinek meghatározására nem használtam. Ugyanakkor azt elfogadhatónak tartottam, hogy az így kumulálható globális GDP összegét vizsgálat alá vegyem. *Korotayev* [2010] is hasonló módszerrel kísérelte megbecsülni a régiós GDP-adatokat, viszont úgy látta, hogy 1870 előtt a világgazdaság egésze nem volt még szerves egész, ezért csak 1870-től tekintette át a globális GDP-növekedés jellemzőit.

1. ábra. A globális GDP-növekedés üteme 1821 és 2008 között



Az 1. ábra mutatja, hogy a globális GDP növekedése a Maddison adataira épülő becslések szerint miként alakult 1820-tól 2008-ig. Az ábrára tekintve, pusztán a vizuális áttekintés alapján, nem lehet következtetést levonni arra nézve, hogy milyen hosszúságú ciklusok értelmezhetők a világgazdasági növekedésben. Ezért szükséges a mélyebb statisztikai módszertanra épülő elemzés.

Az első vizsgálataim 2009-es elvégzését követően az Angus Maddison halála után létrehozott, nevét viselő projekt képviselői publikáltak 2008-ig terjedő GDP-adatokat is. Ezek felhasználásával meg lehetett ismételni a vizsgálatokat, amelyek jó lehetőséget jelentettek a korábbi számítások felülvizsgálatához. Az új adatokban már felülvizsgálta a Maddison Project az Egyesült Államok 1870 és 1890 közötti növekedését is, és megbízható adatokat szerepeltettek. Az adatok többsége azonban változatlan maradt, lényegében csak az 1990-es éveket követő periódusban történtek változtatások a korábban, még Maddison által 2003-ban publikált, 1820-tól 2001-ig terjedő idősorokhoz képest. Ebből kifolyólag az 1820-ig terjedő, a globális GDP alakulásának vizsgálatát segítő becsléseket felhasználhatónak láttam, hogy egy hosszabb, nem 180, hanem immár 188 éves periódusra nézve is elkészülhessen a globális GDP növekedésére vonatkozó elemzés. A cikkben mindkét időtartamra vonatkozóan bemutatom a számításokat, aminek oka egyrészt, hogy így több információt szerezhetünk egyes ciklusok, például a Kondratyev-ciklus 50–60 év körüli ingadozásainak pontos hosszáról.<sup>7</sup> Másrészt, az eltérő időpontokban publikált adatok felhasználásával végzett elemzések és következtetések ismeretelméleti szempontból szintén vizsgálatot érdemelnek, mert jelzik annak a lehetőségét, hogy a következő években megismerhető adatok révén milyen további ismeretekre tehetünk szert.<sup>8</sup>

### 3. A spektrálanalízis eredményei

A spektrálemzésben az adott idősorokhoz rendelhető, egész számú alkalommal szereplő periodikus szinusz és koszinusz hullámok és az idősor adatainak rezonanciája (a szinusz és koszinusz függvényértékek és az értelmezési tartomány azonos elemében szereplő időszori értékek szorzatának alakulása) alapján megállapítható, hogy egy bizonyos hosszúságú periodikus összetevő milyen mértékben járul hozzá

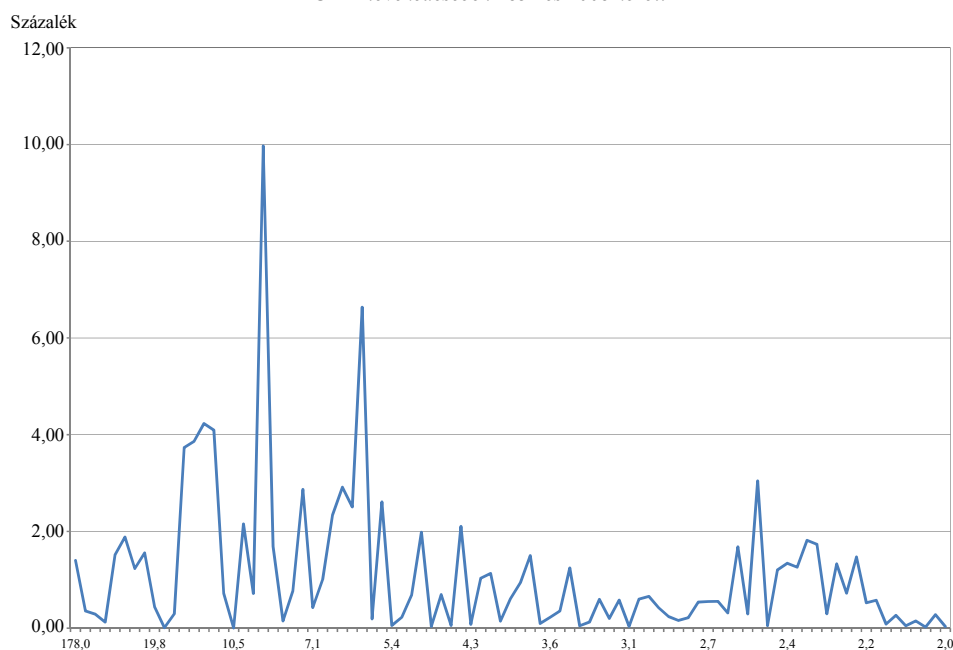
<sup>7</sup> A diszkrét spektrálanalízisben például, ha azt kívánom mérni, hogy a Kondratyev-ciklus 50–60 évre feltételezett hosszának megfelelő ciklus milyen magyarázó erővel bír, akkor erre választ a 180 év hosszú idősor tekintetében az adhat, hogy a  $180/4 = 45$  éves, vagy a  $180/3 = 60$  éves ciklikus komponens szóráshoz való hozzájárulása mekkora. A 188 év hosszú adatsorban ugyanakkor  $188/4 = 47$  éves és  $188/3 = 62,6$  év hosszúságú ciklikus komponens mérése lehetséges. A két mérés együtt ezért több információt ad a Kondratyev-ciklus létezéséről.

<sup>8</sup> Ezzel kapcsolatban lásd a „Következtetések” és a „További kutatási célok” című fejezeteket!

az idősor szórásához. Amelyik periodikus függvénynek a legnagyobb a rezonanciája az idősor adott értékeivel, az a periodikus függvény járul legnagyobb mértékben a szóráshoz, egyszersmind, ez az a periódus, amely megadja, hogy milyen hosszúságú gazdasági ciklusnak a legerősebb a hatása a GDP-növekedés alakulására.

Mivel az elemzés az egész idősor hosszában egész számú alkalommal megjelenő periodikus függvények szerepének vizsgálatára épül, ezért ún. diszkrét spektrálemzésnek<sup>9</sup> számít. A diszkrét spektrálemzésben, például egy 178 elemből álló idősor esetében (lásd Nagy-Britannia 178 éves GDP-növekedése), a 178 ( $T$ ), a 89 ( $T/2$ ), az 59,3 ( $T/3$ ) stb. év hosszúságú hullámgörbék hatásait lehet elemezni, amely hullámgörbék közt a legrövidebb a 2 éves (a ciklusok közt a legrövidebbnek szükséges legalább két elemből állnia). A 178 elemből álló idősor esetében így összességében, az idősor szórására gyakorolt hatása szempontjából 89-89 különböző hosszúságú szinusz- és koszinusz görbe lehetséges hatása mutatható ki. Az adott hosszúságú görbék szórásra gyakorolt hatását diagramként ábrázolva (periodogram), meg is jeleníthetők az egyes hullámhosszok szóráshoz való százalékos hozzájárulásai.<sup>10</sup>

2. ábra. A különböző hosszúságú hullámgörbék szóráshoz való hozzájárulása Nagy-Britannia GDP-növekedésében 1831 és 2008 között



<sup>9</sup> A cikk terjedelme, valamint a rendelkezésre álló számítási képességek nem teszik lehetővé a folytonos, illetve a kevert spektrálemzés kivitelezését.

<sup>10</sup> Az alkalmazott módszertan részletes ismertetése megtalálható a Függelékben.

A 2. ábra azt mutatja, hogy Nagy-Britannia esetében az egyes hullámgörbék milyen arányban járulnak hozzá a GDP-növekedés idősorának szórásához. Jól látszik, hogy a leginkább jelentős hozzájárulása egy körülbelül 9 év hosszúságú hullámgörbének van a brit GDP növekedésre.

Annak eldöntése után, hogy az idősorok szórásához milyen hosszúságú hullámhossz járul hozzá legnagyobb mértékben, még szükség van arra, hogy kiszűrjük, ennek a hullámgörbének a hatása statisztikailag szignifikáns-e.<sup>11</sup> A mérésre a *Schuster* által 1898-ban kidolgozott, majd *Walker* által 1914-ben módosított módszert alkalmaztam (ismerteti *Priestley* [1981]).<sup>12</sup> Ez a módszer arra épül, hogy az egyes idősorok hossza (az idősor elemei száma) azt is megadja, hány periódus hatása vizsgálható. A már említett Nagy-Britannia 178 éves GDP-növekedése esetében összesen 89 periodikus függvény hatása mérhető. Az egyes hullámhosszok szóráshoz való hozzájárulásának százalékos aránya átlagosan így 1,124 százalék lesz. Csak az ettől a mértéktől jelentősen eltérő arány esetében merülhet fel, hogy nem természetes vagy véletlenszerű, hanem már statisztikailag is releváns a periodikus komponens jelenléte az idősorban. *Schuster* bizonyította, hogy a periodikus függvények szóráshoz való hozzájárulásának az aránya exponenciális valószínűségi eloszlást követ. Mindezek alapján már felállítható a teszteléshez az a nullhipotézis, hogy nincs szignifikánsan jelen egy periodikus komponens sem az idősor adataiban. A méréshez szükséges, hogy a szóráshoz a legnagyobb hozzájárulást tevő periodikus hullám rezonanciájának értékét korrigálják az idősor elemeinek számával és a teljes rezonanciaintenzitással. Így megkapható a *Walker* által  $g^*$ -nak nevezett tesztstatisztika, amiről akár 95 vagy 99 százalékos bizonyosság mellett eldönthető, hogy statisztikailag szignifikáns-e az adott hullám hatása, vagy sem. Az exponenciális eloszlás jellemzőit figyelembe véve ez egyoldalú teszt, így a nullhipotézis cáfolatához arra van szükség, hogy az adott 95 vagy 99 százalékos valószínűséget adó valószínűségi változó ( $z$ ) értékénél magasabb legyen  $g^*$  értéke.<sup>13</sup> A 2. és 3. táblázatok mutatják az egyes országok idősoraiból kiszűrt, a szóráshoz legnagyobb mértékben hozzájáruló periodikus komponensre elvégzett tesztstatisztikai eredményeket.

Az 1821 és 2000 közötti időszakban az országok közül mindössze Mexikó, Dél-afrikai Köztársaság és Nagy-Britannia GDP-növekedésében lehet a szóráshoz legnagyobb mértékben hozzájáruló periodikus komponens hatását szignifikánsnak tekinteni (a brit GDP-növekedésen belül csak 95 százalékos konfidencia-intervallum mellett). A periódus hossza 100 év Mexikó, 50 év a Dél-afrikai Köztársaság, 8,95 év Nagy-Britannia esetében. Nagyon közel van Lengyelországban az 50 év hosszúságú periódus ahhoz, hogy szignifikánsnak tekinthető legyen, ám csekély mértékben, de elmarad a 95 százalékos konfidencia-intervallum megkövetelte minimális értéktől a  $g^*$  statisztika.

<sup>11</sup> Amiért a cikluselmélettel foglalkozó szerzőket leginkább támadni lehet, hogy eddig még nem született olyan írás, amely a ciklikus komponensek hatásainak statisztikai szignifikanciavizsgálatát elvégezte volna.

<sup>12</sup> Más módszerek is alkalmasak erre, például a *Pintér* [2007] által használt  $F$ -próba.

<sup>13</sup> A részletes indoklás és az elemzési módszertan bemutatása a Függelékben található.



2. táblázat

A spektrálemzés eredményei az országok és a világ 1820 és 2000 közötti GDP-növekedés ütemére

| Ország (időszak)                           | Legerősebb periódus hossza (év) | Az adott ciklus szóráshoz való hozzájárulása (százalék) | $g^*$ (Walker) | $Z_{95\%}$    | $Z_{99\%}$    |
|--|---------------------------------|---|----------------|---------------|---------------|
| <b>Világ (1951–2000)</b>                   | <b>50,00</b>                    | <b>34,69</b>  | <b>17,343</b>  | <b>12,353</b> | <b>15,590</b> |
| Argentína (1901–2000)                      | 3,57                            | 9,56  | 9,559          | 14,284        | 17,509        |
| Ausztrália (1871–2000)                     | 7,65                            | 6,43  | 8,361          | 13,756        | 16,987        |
| Brazília (1871–2000)                       | 130,00                          | 9,12  | 11,859         | 14,271        | 17,476        |
| Kína (1929–2000)                           | 72,00                           | 16,73   | 12,042         | 14,287        | 17,490        |
| Dánia (1821–2000)                          | 3,40                            | 4,33  | 7,795          | 14,911        | 18,058        |
| Egyiptom (1951–2000)                       | 16,67                           | 20,94   | 10,472         | 12,353        | 15,590        |
| Franciaország (1821–2000)                  | 12,86                           | 5,43  | 9,769          | 14,911        | 18,058        |
| Németország (1851–2000)                    | 13,64                           | 5,25  | 7,872          | 14,552        | 17,735        |
| India (1885–2000)                          | 116,00                          | 10,10   | 11,711         | 14,047        | 17,266        |
| Indonézia (1871–2000)                      | 10,83                           | 8,54  | 11,098         | 14,271        | 17,476        |
| Olaszország (1862–2001)                    | 7,77                            | 4,41  | 6,168          | 14,416        | 17,610        |
| Japán (1871–2000)                          | 130,00                          | 4,82  | 6,260          | 14,271        | 17,476        |
| <b>Mexikó (1901–2000)</b>                  | <b>100,00</b>                   | <b>17,88</b>  | <b>17,882</b>  | <b>13,770</b> | <b>16,985</b> |
| Hollandia (1821–2000)                      | 4,39                            | 3,97  | 7,150          | 14,911        | 18,058        |
| Nigéria (1951–2000)                        | 8,33                            | 11,31   | 5,657          | 12,394        | 17,509        |
| Lengyelország (1951–2000)                  | 50,00                           | 9,67  | 12,239         | 12,394        | 15,583        |
| Dél-Korea (1912–2001)                      | 90,00                           | 11,77   | 10,596         | 13,571        | 16,715        |
| <b>Dél-afrikai Köztársaság (1951–2000)</b> | <b>50,00</b>                    | <b>42,17</b>  | <b>21,085</b>  | <b>12,394</b> | <b>15,583</b> |
| Spanyolország (1851–2000)                  | 150,00                          | 7,37  | 11,058         | 14,566        | 17,684        |
| Svédország (1821–2000)                     | 5,00                            | 7,14  | 12,855         | 14,911        | 18,058        |
| Törökország (1924–2001)                    | 2,23                            | 10,05   | 7,836          | 13,272        | 16,575        |
| <b>Nagy-Britannia (1831–2000)</b>          | <b>8,95</b>                     | <b>9,15</b>   | <b>15,563</b>  | <b>14,822</b> | <b>18,033</b> |
| Egyesült Államok (1891–2000)*              | 7,33                            | 6,43  | 7,070          | 13,941        | 17,334        |
| Egyesült Államok (1871–2000)*              | 18,57                           | 7,86  | 10,215         | 14,271        | 17,476        |
| Szovjetunió és utódállamai (1929–2000)     | 72,00                           | 16,18   | 11,647         | 13,116        | 16,450        |
| <b>Globális GDP (1821–2000)</b>            | <b>180,00</b>                   | <b>14,98</b>  | <b>26,966</b>  | <b>14,911</b> | <b>18,058</b> |

*Megjegyzés.* A spektrálemzés eredményei a 2001-gyel végződő adatsor értékeinek figyelembe vételével. Az időszak 2001-ben végződik, azonban, a módszer jellege miatt páros számú adatot kellett figyelembe venni, így a legtöbb ország esetében a kezdőév miatt nem 2001 maradt az időszak záróéve.

Itt és a 3. táblázatban a vastagon kiemelt idősorok esetén járulnak hozzá legnagyobb mértékben a szignifikáns periodikus komponensek a szórás magyarázatához.

Figyelemre méltó, hogy jóllehet az egyedi országok adataiban csak alig mutatható ki szignifikáns periodikus komponens, a globális GDP-növekedés 50 és 180 éves időszakait figyelve egyaránt szignifikáns periodikusság tapasztalható. A 180 év hosz-

szű idősor esetében ez különösen fontos, mert mind a 95, mind a 99 százalékos konfidenciaintervallum értékét magasan meghaladja a  $g^*$  statisztika értéke.

A 3. táblázat tartalmazza a 2008-ig terjedő GDP-adatok alapján kalkulálható spektrálemzés eredményeit.

3. táblázat

*A spektrálemzés eredményei az 1820-2008-as időszakra*

| Ország (időszak)                           | Legerősebb periódus hossza (év) | Az adott ciklus szóráshoz való hozzájárulása (százalék) | $g^*$ (Walker) | $Z_{95\%}$    | $Z_{99\%}$    |
|--|---------------------------------|---|----------------|---------------|---------------|
| Világ (1951–2008)                          | 58,00                           |   | 12,652         | 12,713        | 16,067        |
| Argentína (1901–2008)                      | 21,60                           | 7,91  | 8,545          | 13,899        | 17,334        |
| Ausztrália (1821–2008)                     | 188,00                          | 6,29  | 11,816         | 15,015        | 18,183        |
| Brazília (1871–2008)                       | 138,00                          | 8,87  | 12,235         | 14,427        | 17,509        |
| <b>Kína (1929–2008)</b>                    | <b>80,00</b>                    | <b>17,69</b>  | <b>14,149</b>  | <b>13,322</b> | <b>16,618</b> |
| Dánia (1821–2008)                          | 3,57                            | 4,83  | 9,071          | 15,015        | 18,183        |
| Egyiptom (1951–2008)                       | 19,33                           | 21,08   | 12,226         | 12,713        | 16,067        |
| Franciaország (1821–2008)                  | 12,53                           | 4,40  | 8,264          | 15,015        | 18,183        |
| Németország (1851–2008)                    | 13,17                           | 5,19  | 8,195          | 14,657        | 17,914        |
| <b>India (1885–2008)</b>                   | <b>124,00</b>                   | <b>13,71</b>  | <b>16,997</b>  | <b>14,197</b> | <b>17,509</b> |
| Indonézia (1871–2008)                      | 13,80                           | 7,11  | 9,805          | 14,427        | 17,509        |
| Olaszország (1863–2008)                    | 10,43                           | 4,19  | 6,113          | 14,517        | 17,684        |
| Japán (1871–2008)                          | 138,00                          | 5,15  | 7,105          | 14,427        | 17,509        |
| <b>Mexikó (1901–2008)</b>                  | <b>108,00</b>                   | <b>16,69</b>  | <b>18,020</b>  | <b>13,899</b> | <b>17,334</b> |
| Hollandia (1821–2008)                      | 4,37                            | 3,67  | 6,901          | 15,015        | 18,183        |
| Nigéria (1951–2008)                        | 19,33                           | 12,28   | 7,120          | 12,713        | 16,067        |
| <b>Lengyelország (1951–2008)</b>           | <b>11,60</b>                    | <b>26,37</b>  | <b>15,292</b>  | <b>12,713</b> | <b>16,067</b> |
| Dél-Korea (1913–2008)                      | 96,00                           | 9,43  | 9,051          | 13,692        | 16,884        |
| <b>Dél-afrikai Köztársaság (1951–2008)</b> | <b>58,00</b>                    | <b>26,96</b>  | <b>15,635</b>  | <b>12,713</b> | <b>16,067</b> |
| Spanyolország (1851–2008)                  | 158,00                          | 7,58  | 11,978         | 14,657        | 17,914        |
| Svédország (1821–2008)                     | 12,53                           | 5,86  | 11,015         | 15,015        | 18,183        |
| Törökország (1925–2008)                    | 2,47                            | 9,30  | 7,815          | 13,448        | 16,522        |
| Nagy-Britannia (1831–2008)                 | 8,90                            | 9,97  | 17,749         | 14,911        | 18,103        |
| Egyesült Államok (1871–2008)               | 6,27                            | 6,00  | 8,275          | 14,427        | 17,509        |
| Szovjetunió és utódállamai (1929–2008)     | 26,67                           | 13,18   | 10,546         | 13,322        | 16,618        |
| <b>Globális GDP (1821–2008)</b>            | <b>188,00</b>                   | <b>15,90</b>  | <b>29,893</b>  | <b>15,015</b> | <b>18,183</b> |

A hosszabb időszakot átfogó adatsorban is megmutatkozik a mexikói GDP-növekedés ciklikussága, igaz, ezúttal a 108 éves teljes időtartamon. A Dél-afrikai

Köztársaság GDP-növekedésben az 58 éves ciklushossz a legerősebb, igaz, hozzájárulása a szóráshoz kisebb, mint a korábbi adatsorban az 50 éves ciklusé volt. (Egyeszerre nem képes a módszer mérni az 58 és az 50 éves ciklus jelenlétét!) Így arra lehet következtetni, hogy 50 év körül nagyobb ereje van a ciklikushatásoknak, ami támogatja a Kondratyev-ciklus létezését a Dél-afrikai Köztársaság GDP-növekedése esetében. Nagy-Britanniát tekintve ismét szignifikáns a 9 év körüli ciklus, sőt, a 8,9 év hosszú periodikus komponens magyarázó ereje nőtt a korábbi 9,15-ről 9,97 százalékra.

A 2008-ig terjedő adatokban a korábbiakhoz képest több ország esetében is kimutathatók periodikus elemek, igaz, mindegyik országra vonatkozóan csak a 95 százalékos konfidenciaintervallumon lett szignifikáns a statisztikai adat. Kínában a 80, Indiában a 124, Lengyelországban a 11,6 éves periódus hatása szignifikáns.

Külön érdekesség, hogy a Maddison Project által 2010-ben publikált idősorban Ausztrália GDP-növekedésére immár 188 évre visszatekintő adatok állnak rendelkezésre. Ezekben az új adatokban a 188 év hosszú periódus bizonyult az ausztrálai GDP-növekedés szórásához a legnagyobb mértékben hozzájáruló ciklikus komponensnek. Az ausztrál GDP-növekedésről korábban publikált, 1870–2000 közötti adatokban azonban még nem lehetett szignifikáns hatású periodikus komponens találni. Az Egyesült Államok frissebb, felülvizsgált, 1870-ig visszatekintő adatsorában azt venni észre, hogy szórásához legnagyobb mértékben egy 6,27 év hosszú periodikus elem járult hozzá. Ez magyarázza, miért olyan gazdag publikációkban a körülbelül ilyen hosszú időtávot átfogó RBC-elmélet. Ugyanakkor hangsúlyozni kell, hogy ennek a periodikus elemnek a szóráshoz való hozzájárulása nem szignifikáns, ami pedig rámutat, miért nem jutott elfogadható eredményekre az RBC-elméletekkel foglalkozó tudományos közösség: egy nem szignifikáns hullámszerű komponens hatását törekedtek leírni, ami nem sikerülhetett.

A globális GDP-növekedés két idősorát, az 1951-ben kezdődő 58 évest, valamint az 1821-től kezdődő 188 évesét vizsgálva fontos látni, hogy az 58 éves idősorban már nem találni szignifikáns periodikus elemet, a lehető leghosszabb ciklus (58 év) hozzájárulása a szóráshoz 21,81 százalék, ami magasnak számít, mégis, immár nem szignifikáns. A korábbi adatsorokban, amelyek 1951–2000 között mutatták a globális GDP-növekedést, az idősor szórásában az 50 éves ciklus magyarázó hatása még 34,69 százalék volt, ami a Walker-féle  $g^*$  tesztstatisztika szerint szignifikáns. Mindez arra utal, hogy 50 év körül lehetséges, hogy van egy szignifikáns hullámzást okozó ciklus a világgazdaságban, azaz, a Kondratyev-ciklus létezését támogatja. A hosszabb, immár 188 évre kitekintő idősorban azonban azt látni, hogy nincs jelentős magyarázó ereje az 50 év körüli időtávú periódusnak, a 188 éves periódus magyarázó ereje viszont emelkedett és a 95, valamint a 99 százalékos konfidenciaintervallumon szignifikáns, alaposan felülmúlva a konfidenciaintervallum minimális értékeit.

## 4. Következtetések

A közgazdasági ciklusok lehetséges erejére vonatkozóan mindenekelőtt hangsúlyozni kell, hogy a korábbi szakirodalomban említett gazdasági ciklusok közül a 3–4 éves hosszúságú Kitchin mindössze néhány országot tekintve volt a szóráshoz legerősebben hozzájáruló ciklikus komponens (lásd Dániát, Hollandiát, Törökországot, és a rövidebb, 2001-ig tartó idősorban Argentínát és Svédországot), de egyik esetben sem volt hatása szignifikáns. Lengyelország 1951 és 2008 közötti, valamint Nagy-Britannia 1821–2000 és 1821–2008 közötti GDP-növekedésében lehetett azt látni, hogy a Juglarhoz hasonló időtartamú ciklus a legerősebb és egyúttal szignifikáns periodikus komponens. Tekintettel arra, hogy elegendő adat volt a Juglar-féle 7–11 év hosszúságú ciklus lehetséges visszaigazolására, a lengyel és a brit példák mellett számos esetben látható, hogy a Juglar-ciklus a szórást leginkább magyarázó periodicitás. A Kuznets-féle, 20 év körüli ciklus szintén több ország tekintetében volt a szórást magyarázó legerősebb periódus (például a 2008-ban végződő időszakban az argentinai, a nigériai, az egyiptomi és a szovjet GDP-növekedésben), azonban egyetlen esetben sem lehetett szignifikánsnak tekinteni. A 2001-ben végződő időszakban pedig csak Egyiptomnál és az Egyesült Államoknál lehetett hasonló, 20 év körüli időszakot azonosítani a szórást legerőteljesebben magyarázó periodikus komponensek között, de hatása szintén nem volt szignifikáns.

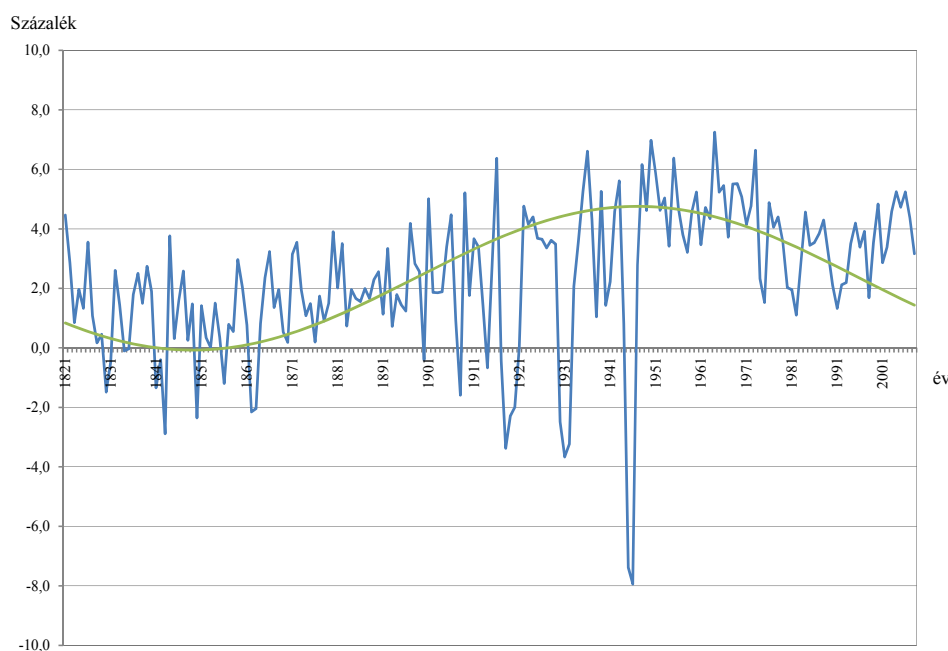
A Kondratyev-ciklus hosszának számító körülbelül 50 éves periódus jelenlétét a globális GDP-növekedés 1951 és 2000 közötti időszaka visszaigazolta, illetve a ciklus 50 év körüli hosszára vonatkozó tételt erősítette az is, hogy a 2008-ban végződő adatsor esetében az 58 éves periódus hozzájárulása a szóráshoz már kisebb volt. Annak az országnak, a Dél-afrikai Köztársaságnak az esetében, ahol szintén szignifikáns volt a GDP-növekedésben az 50 év körüli Kondratyev-ciklus, az 58 éves időszorra kalkulált eredmények is erősítették azt, hogy inkább 50 év körül lehetséges szignifikáns ciklikuskomponens a GDP-növekedésben, semmint 58 év körül. Jellemző, hogy a Dél-afrikai Köztársaságon kívül csak Lengyelország 1951 és 2000 közötti GDP-növekedési adatai szórását magyarázta legnagyobb mértékben 50 éves ciklus, azonban hatása nem volt szignifikáns. Fontos továbbá hangsúlyozni, hogy a legalább 80 évre kitekintő adatsorokban már nem jelentős az 50 éves ciklus hozzájárulása a szóráshoz. Holott a 100–130 vagy akár ennél hosszabb időtávot bemutató adatsorokban nincs elvi (matematikai) akadálya, hogy a hatását ki lehessen mutatni. Mindezek a tapasztalatok Solomos Solomou korábbi érveit támasztják alá, amely szerint a nemzetállami fejlődés XIX. század közepétől látott időszakában nem lehetett a Kondratyev-ciklus nyomára bukkanni, sokkal inkább a fejlődő hatalmak vezető hatalmakhoz való felzárkózás a volt tapasztalható.

Ha Solomou észrevételét, az eltérő időpontokban lezajló nemzetállami felzárkózási tendenciákat extrapoláljuk a teljes világgazdaságra, akkor magyarázhatóvá válik,

hogy az adott országok GDP-növekedésében miért nem lehetett szignifikánsnak kimutatni<sup>14</sup> azt a 180 vagy 188 év hosszú ciklikusságot, ami viszont a globális GDP-növekedés adott hosszúságú történetében szignifikánsan jelen van. Ráadásul, a 188 év hosszú periódusban ennek a superhosszú periódusnak a magyarázó ereje tovább emelkedett. Mindezek alapján, a globális GDP-növekedésre nagy hatása van a Fischer, Bródy és Svachulay által azonosított, az emberiség szemléleti megújulását jelentő (tehát nem gazdasági) ciklusnak, amelyet Bródy és Fischer 200, míg Svachulay 196 év hosszúra becsült. Svachulay ezentúl pozícionálta is az adott ciklust, 1800-ra és 1996-ra helyezve a fordulópontokat.

Tekintettel arra, hogy módszertanilag a Svachulay által bemutatott ciklikusság a leginkább megalapozott, kísérletképp érdemesnek láttam kipróbálni, hogy a globális GDP-növekedés vajon követ-e egy 1800-tól kezdődő hullámgörbét.

3. ábra. A globális GDP-növekedés 1821 és 2008 között, valamint a 196 éves szemléletmegújulási ciklus lehetséges összefüggése



<sup>14</sup> Azt sem szabad számításon kívül hagyni, hogy a globalizált világgazdaságban a multinacionális vállalatok terjeszkedésével, ma már szinte könyvelési kérdés, hogy melyik ország GDP-jében jelennek meg adott elemek, így egyedi országokra már nem, csak a teljes világgazdaságra nézve érdemes feltenni a kérdést, hogy léteznek-e és milyen hosszú gazdasági periódusok.

A 3. ábra megszerkesztésekor az 1800-as és 1996-os ciklusfordulópontok voltak a mérföldkövek. Az elérhető adatokból kiszámítható az 1821 és 2008 közötti globális GDP-növekedés, illetve ennek átlaga és szórása. Ha ráillesztünk az 1821-től kezdődő globális GDP-növekedésre egy olyan szinuszos hullámot, amely 1800-ban indul negatív irányba, a tengelye a globális GDP-növekedés átlagán helyezkedik el, teljes amplitúdója pedig egyenlő a globális GDP-növekedés szórásával, a 3. ábrát kapjuk.

A bevezetőben már jeleztem, hogy 2008 után a világgazdaság mindeddig megoldatlan kihívással szembesül és a növekedés üteme lassul. Ezért a szinuszos vonal helytállóan tűnik, és a GDP-növekedés ábrán 2007-nél látható esetleges elszakadása a szinuszos hullámtól nem valósult meg. Méréseim szerint a hullámgörbe és a világ GDP-növekedésének korrelációja 80 százalék körüli, ami jelentős hatásra utal. De pontosan hogyan kell értelmezzük mindezt, és mit jelenthet ez a világgazdaság jövőjére tekintettel?

A ciklus lefutásának logikája alapján ez azt jelzi, hogy 2045-ig, amíg a hullámgörbe ismét eléri minimumát, a GDP-növekedés üteme átlagosan folyamatosan süllyedni fog, majd csak ezt követően kezd emelkedni, miként 1849-től tapasztalható a tényadatokban. Mindezt alátámasztja, hogy jelenleg számos befektetési bank ad ki olyan elemzéseket, amelyben jelzik, hogy a munkaképes korú lakosság száma fogyatkozik. A fejlett országok népességében mostanra kezd érződni annak a hatása, hogy az 1970-80-as évektől csökkent a termékenységi ráta. Ezzel párhuzamban, a világ második legnagyobb teljesítményű országában, Kínában éppen ekkor indították el az egy gyermek vállalására törekvő családpolitikát. Amennyiben nem emelik fokozatosan a nyugdíjkorhatárt a fejlett országokban (ez társadalmi ellenállásba ütközik), akkor a munkaképes korú lakosság számának fogyása a GDP növekedési üteme visszaesését vetíti előre.

Szintén alátámasztja ezt, hogy napjainkban már látható a makrogazdasági mód-szerekben és a lehetséges gazdaságpolitikai eszközökben rejlő GDP-növelési esélyek kifulladására. Sem az 1930-as években feltalált keynesi ihletésű fiskális politika, sem pedig a pénzmennyiség növelésére (és közvetve a valutaárfolyamok leértékelésére) irányuló, 1971-től teret nyitó monetáris politika nem tud igazi és tartós lendületet vinni egyik fejlett ország gazdaságába. Hasonló problémát látni valamennyi tőkés berendezkedésű, és legalább közepesen fejlett gazdaságban is.<sup>15</sup> Mindezen felül, a bevezetőben említett jelenlegi állami eladósodottság mértéke szintén azt jelzi előre, hogy nem lesz mód új beruházásokat finanszírozni, a megtakarítások jelentős része adósságtörlesztésre fordítódik majd.

A XIX. század első felében a gazdasági növekedés visszaesésében kulcsszerepet játszott, hogy a napóleoni háborúban jelentős termelőkapacitásokat halmoztak fel,

<sup>15</sup> Kína is csak átmenetileg tudta sikerrel alkalmazni a valutaleértékelést 2009–2010 során.

amelyeket a katonaság ruházkodási, lőfegyvergyártási és hajóépítési igénye fűtött. A háborúk lezárása után a megmaradt kapacitások kihasználása alacsony fokú volt. *Marx* 1842-ben tanúja volt a sziléziai takácsok hasonló lázadásának, amely hatást gyakorolt rá a kommunista ideológia megalkotásakor. A gyártó- és szolgáltatókapacitások főlegesen mértékét napjainkban is tapasztalni (kínai és amerikai építőipar, IT-szolgáltatások hardverigényének csökkentése, optimalizálása, stb.) ami párosul a munkaképes korú lakosság számának fogyatkozásával. Mindezek alapján úgy gondolom, hogy az elkövetkező 3–4 évtizedben új társadalomszervezési ideológia és társadalomellátás-technológiai elvek születnek, amelyek a GDP-növekedés gyorsítását teszik lehetővé (például a fokozatosan teret nyelő automatizálás és az ezt lehetővé tevő energiaipari innovációk).

Fontos észrevétel, hogy ha a 196 éves ciklus lefolyását vesszük alapul, igazolódik *Kondratyev* azon észrevétele, hogy a ciklusok emelkedő ágában gyakoribbak a társadalmi megrázkódtatások, a háborúk és a forradalmak, míg a ciklusok lecsengő ágában ezek sokkal ritkábbak. A következő 30 évre ez azt jelenti, hogy nem várható világháborús konfliktus.

Statisztikailag, a feltételezett 196 év hosszú ciklus legkorábban 2016 és 2020 között lesz visszaigazolható. Ennek oka, hogy 1820-ban kezdődtek azok a rendszeres gazdasági adatgyűjtések, amelyek révén egy ország GDP-jét lehetséges megbecsülni. Az 1820 előtti évekre azért nem érdemes adatokat keresni, mert az adatfelvétel esetleg elfogult lehet, például, hogy sikerüljön bizonyítani a ciklus létét vagy cáfolni lehessen azt. Ebből kifolyólag, ha marad az 1820-as kiinduló érték, 196 év gazdasági növekedése csak 2016 után állhat rendelkezésre. A ciklus magyarázó erejének tesztelése pedig az azt követő néhány év gazdasági adatainak ismeretében lesz lehetséges. Az érdeklődő szakemberek előtt ezért 2016–2020-ig különösen izgalmas periódus áll.

A szellemi kihívást az is színezi majd, hogy *Maddison* felhívta rá a figyelmet: 1800 előtt a világgazdaság össztermelése ezer év alatt duplázódott meg, a gazdasági növekedés 1800 után gyorsult fel jelentősen (*Maddison* [2003]). *Dewald* és *Haug* [2004] arra mutattak rá, hogy a GDP-növekedést magyarázó legfőbb ok a demográfiai helyzet, a népszaporulat alakulása. Mivel a Föld eltartó képessége is véges, szükséges, hogy a népszaporulat lelassuljon. Ráadásul, a hozzáférhető születésszabályozási módszerek miatt a népszaporulat jelentősen le is lassult az 1800-tól eltelt időszakhoz képest (ami a munkaképes korú lakosság csökkenéséhez is vezetett), ezért kevésbé valószínű, hogy még egyszer olyan gyors gazdasági növekedés következzen az előttünk álló évtizedekben vagy a következő két évszázadban, mint az 1820-tól napjainkig terjedő időszakban volt. Ez arra enged következtetni, hogy a GDP-növekedéssel összefüggésben vázolt hullámgörbét, a 2016–2020 közötti időszakot követően nem lehet majd még egyszer beazonosítani. Ilyen szempontból kitüntetett időszak az 1820-tól napjainkig eltelt csaknem két évszázad: ebben vált lehetőséggé,

hogy a hosszú távú, a GDP-növekedésben is megmutatkozó szemléletváltási periódusok matematikailag megragadhatók legyenek.

## 5. További kutatási célok

A ciklusok jobb megértéséhez alapvetően két további kutatási irány mutatkozik. Az egyik az alkalmazott statisztikai módszerek pontosítása, a másik a pontosabb adatok használata és a gazdasági folyamatokat kiváltó társadalmi jelenségek magyarázatának mélyebb megértése. Közülük fontosabbnak ígérkezik a módszertan fejlesztése, ezért csak ezek fejlesztési lehetőségeinek vázolására koncentrálok. Az ok egyszerű, hiszen a folyamatok reprezentálására meglehetősen sok adat áll rendelkezésre, a matematikai eszközök azonban fejlesztendők, hogy a társadalmi folyamatok együtthalakulásának és adott társadalmi szituációk fraktálszimmetrikus jellegének kimutatására, és a folyamatok fraktálszimmetriának<sup>16</sup> megfelelő modellezésére alkalmasak legyenek.

A módszertant érintően szükséges foglalkozni a spektrálanalízis további felhasználásával – amelyet több szerző is részletez (például *Priestley* [1981], *Csibi* [1973], *Hablicsek* [1980] vagy *Pintér* [2007]) –, mert új információkkal szolgálhat. Érdemes vizsgálni, hogy a szignifikáns hatású ciklikuskomponensek hatásait kiszűrve, az idősorokban feltűnnek-e további, szignifikáns hatású komponensek. Meg kell vizsgálni, hogy a legnagyobb hatású cikluson túl milyen további periodikus elemek gyakorolnak még jelentős hatást a GDP-növekedési adatokra. Az egyes ciklusok egymáshoz képesti rezonanciáját (például egy 10 éves ciklus ismétlődéseit és egy 20 éves ciklus egymásra hatását) is szükséges kimutatni. Mindezzel megérthető, ha két vagy több ciklus egymásra hatása milyen gazdasági problémákhoz vezethet.

A spektrálanalízisen kívüli módszerek alkalmazása is további eredményeket hozhat. Az eddig sűrűn alkalmazott mozgóátlagoláson kívül az autoregresszív modellek, a trend, a szezonaritás, a ciklikusság és a véletlenszerűség kimutatására alkalmas dekompozíciós eljárások felhasználása is eredményeket hozhat. A ciklikuselemek kiszűrésére alkalmazott filterek használata is figyelmet érdemel, jóllehet ez a módszer tűnik legkevésbé kiforrottnak. A véletlenszerűség kiszűrésére használt autoregresszív mérések (például az autokorrelációs együtthatók) mellett léteznek olyan statisztikai módszerek, amelyek alkalmasak rá, hogy kimutassák, véletlensze-

<sup>16</sup> Például az egyes válságok kipattanásakor a jövedelemegyenlőtlenségek, a beruházási hajlandóság, a beszerzési menedzserindexek, a fogyasztói bizalom, a kockázatvállalási hajlandóság együttállása nagyon hasonló, de mégis némileg eltérő szerkezetben jelenik meg. Az eredményük viszont ugyanaz: gazdasági visszaesés.



rű-e, ahogy például a GDP-növekedés átlaga alatti és feletti elemek miként váltják egymást (runs-tesztek).

Szükséges emellett olyan ciklusfeltételezéseket is megengednünk, amelyben az egyes fordulópontok nem ugyanolyan hosszú időközönként követik egymást, a ciklusok hossza eltérhet. A spektrálanalízis gyengéje, hogy csak azonos hosszúságú ciklusokat képes vizsgálni. Az eltérő hosszúságú ciklikusság értelmezése és megragadása azért is elsődrendű, mert inkább azt érdemes elemezni, hogy a krízisek, kihívások bekövetkeznek, bekövetkezésük szempontjából pedig szinte mellékes, hogy szabályos időközönként jelentkeznek.

## Függelék

A spektrumelemzés módszertanát számos szerző ismerteti (*Priestley* [1981], *Csibi* [1973], *Hablicsek* [1980], *Pintér* [2007]), közülük Priestley monográfiáját használtam fel a cikkben bemutatott számítások elvégzésére. Annak eldöntésére, hogy egy adott hullámhossz (akár szinusz, akár koszinusz) milyen mértékben magyarázza egy adott idősor varianciáját, mindenképp szükséges kiszámítani az adott hullámhosszhoz tartozó rezonanciát. A rezonancia azt mutatja meg, hogy mennyire intenzíven mozog együtt az idősor és egy adott hosszúságú hullámgörbe. Az idősor rezonanciája (intenzitása) egy adott hullámhosszra ( $w$ ) nézve a következőképpen fejezhető ki:

$$I(w_f) = \frac{2}{N} * (a(w_f)^2 + b(w_f)^2),$$

ahol

$$a(w_f) = \sum_{t=1}^N n_t \cos\left(\frac{2t\pi}{w_f}\right),$$

$$b(w_f) = \sum_{t=1}^N n_t \sin\left(\frac{2t\pi}{w_f}\right).$$

Az  $n_t$  az idősor  $t$ -edik, az idősor átlagával csökkentett eleme,  $N$  pedig az idősor elemeinek a száma. A  $w_f$  értéke megegyezik az adott hullámhosszal, ami az általa az idősor elemeiből átfogott elemek száma. A  $w_f$  értéke legalább két elemet át kell fogjon az időorból (éves idősor esetén az adott hullámhossz legalább két év), maximális értéke pedig megegyezik az idősor hosszával. A cikkben diszkrét spektrumelemzés található, ami azt jelenti, hogy a megfigyelt  $w_f$ -k száma egész, egy-egy hullámhossz pedig egész számú alkalommal kell megtalálható legyen az idősorban. A hullámhossz idősoron belüli ismétlődésének száma a frekvencia ( $f$ ). A hullámhossz és a hozzá rendelhető frekvencia alapján a  $w_f$ -k értéke a következőképp alakul:

$$w_f = \frac{N}{f}, \text{ ahol } f = 1, 2, \dots, \frac{N}{2}.$$

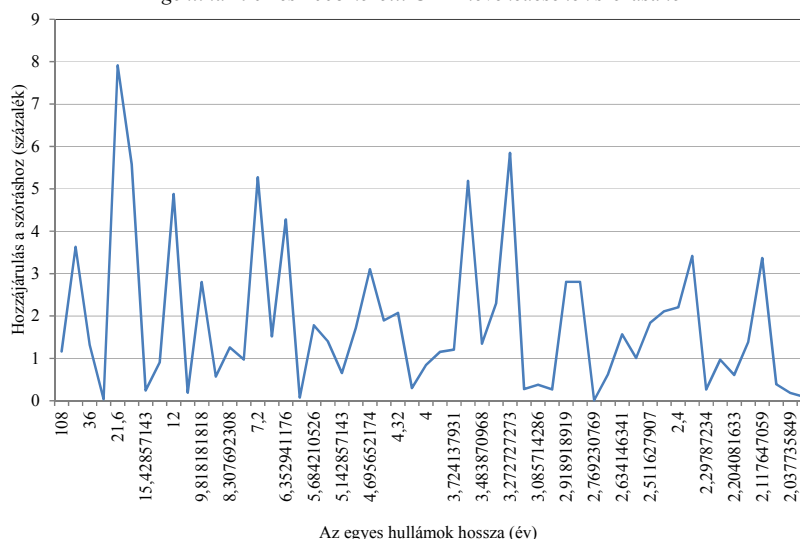
Egy adott hullámhossz intenzitásának a teljes intenzitáshoz való hozzájárulása százalékos aránya, a  $g_f$  (%) értéke, a következőképp kapható:

$$g_f(\%) = 100 * \frac{I(w_f)}{\sum_{f=1}^{N/2} I(w_f)}.$$

Az egyes  $g_f$  (%) értékeket ábrázoló periodogram megmutatja az idősorban az adott hullámhosszú periodikus komponensek szóráshoz (varianciához) való hozzájárulásának mértékét.

A következő ábra Argentína 1901 és 2008 közötti GDP-növekedésének periodogramja.

*F1. ábra. A periodikus komponensek hozzájárulása Argentína 1901 és 2008 közötti GDP-növekedésének szórásához*



Látható, hogy az idősor szórásához a legnagyobb mértékben a 21,6 éves (5-szörös frekvenciájú) hullámhossz járul hozzá, csaknem 8 százalékkal. Azonban szükséges eldönteni, hogy ez statisztikailag szignifikáns-e, vagy sem, azaz, biztosan állíthatjuk-e, hogy Argentína GDP-növekedésében jelen van-e ez a 21,6 éves periodikus tendencia, vagy sem.

A statisztikai teszteléshez mindenekelőtt szükséges feltételezni, hogy az egyes intenzitási értékek (az  $I(w_f)$ -ek) független és normál eloszlást követő valószínűségi változók, melyek varianciája  $\sigma^2$ , ami alapján az várható, hogy nincs jelen az idősorban szignifikáns periodikus komponens (nullhipotézis). Ezek alapján az intenzitás értékeinek és a valószínűségi változó szórásának hányadosa  $\chi^2$ -eloszlást követ, melynek szabadságfoka kettő:

$$\frac{I(w_f)}{\sigma_x^2} = \chi_2^2.$$

Mivel a kettő szabadságfokú  $\chi^2$ -eloszlás megegyezik az exponenciális eloszlás értékeivel, ezért a sűrűségfüggvénye:

$$f(x) = \frac{1}{2} e^{\left(-\frac{x}{2}\right)}, \text{ ahol } 0 \leq x \leq \infty.$$

Ebből kiszámítható, hogy mekkora a valószínűsége annak, hogy egy adott valószínűségi változó értéke kisebb, mint egy meghatározott  $z$  értéke:

$$P\left[\left(\frac{I(w_f)}{\sigma_x^2}\right) \leq z\right] = \int_0^z e^{\left(-\frac{x}{2}\right)} dx = 1 - e^{\left(-\frac{z}{2}\right)}.$$

Amennyiben a legnagyobb intenzitású elemet kívánjuk tesztelni, hogy statisztikailag szignifikáns-e a hatása, akkor

$$\gamma = \left\{ \max I(w_f) \right\} / \chi_x^2,$$

ekkor azzal a kiinduló hipotézissel élve, hogy  $\gamma$   $N/2$  darab független, exponenciális eloszlású valószínűségi változó maximuma, akkor bármely  $z$ -re igaz, hogy annak a valószínűsége, hogy  $\gamma > z$ , megegyezik azzal, hogy

$$P[\gamma > z] = 1 - P[\gamma \leq z].$$

Behelyettesítve a valószínűségi eloszlásfüggvénybe az előbbi összefüggést kapjuk:

$$P[\gamma > z] = 1 - P\left[\left(\frac{I(w_f)}{\sigma_x^2}\right) \leq z\right], \text{ azaz}$$

$$P[\gamma > z] = 1 - \left(1 - e^{\left(-\frac{z}{2}\right)}\right)^{N/2}.$$

Mindezek alapján már alkalmazható az a módszer, hogy adott  $\gamma$  érték összehasonlítható azzal a  $z$ -értékkel, amely a 95 vagy a 99 százalékos konfidenciaintervallumhoz tartozik.

Ugyanakkor, az idősor elemeinek a variációjára, a  $\sigma_x^2$  nem ismert, a mintából szükséges kalkulálni. Priestley bemutatja, hogy az idősor elemeinek variációjára torzítatlan becslést ad  $v$ , ahol

$$v = \frac{1}{2 \left[ \frac{N}{2} \right]} * \sum_{f=1}^{N/2} I(w_f).$$

Mindezek alapján már az adott idősor elemeit felhasználva elvégezhető a szignifikancia tesztje. Azt az intenzitás értéket felhasználva, ahol az intenzitás maximális, megalkotható a Walker által 1914-ben kidolgozott  $g^*$  tesztstatisztika, ahol

$$g^* = \frac{\max(I(w_f))}{\left\{1/2 \left[ \frac{N}{2} \right] \right\} * \sum_{f=1}^{N/2} I(w_f)}.$$

Mivel  $g^*$  ugyanazzal a valószínűségi eloszlással rendelkezik, mint a korábban bemutatott  $\gamma$ , ezért elvégezhető rá a tesztelés:

$$P[g^* > z] \sim 1 - \left( 1 - e^{\left( -\frac{z}{2} \right)} \right)^{N/2}.$$

Adott elemszámú idősorhoz így kiszámítható az a  $z$  érték, amely a valószínűségi eloszlás alapján 95, illetve 99 százalékos konfidenciaintervallumot biztosíthat a teszteléshez. Argentína 1901 és 2008 közötti GDP-növekedésére visszatérve, a legnagyobb intenzitású periódusra, a 21,6 év hosszú hullámgörbére a  $g^*$  értéke 8,454, míg a 95 százalékos konfidenciaintervallumot adó  $z$  értéke 13,899, a 99 százalékos konfidenciaintervallumot adó érték pedig 17,334 ( $N = 108$ ). Mindezek alapján, már 95 százalékos konfidenciaintervallum mellett is bebizonyosodik a kiinduló hipotézis, hogy a szóráshoz a legnagyobb mértékben hozzájáruló periodikus komponens intenzitása nem szignifikáns, 95 és 99 százalékos konfidenciaintervallum mellett az bizonyítható, hogy az idősorban nincs periodikus komponens.

## Irodalom

- BARRY, B. J. L. [2006]: Recurrent Instabilities in K-Wave Macroeconomy. In: *Devezas, T. C. (ed): Kondratieff Waves, Warfare and World Security*. 5. IOS Press. Amsterdam. pp. 22–30.
- BLANCHARD, O. J. – NORDHAUS, W. D. – PHELPS, E. S. [1997]: The Medium Run. *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 28. No. 2. pp. 89–158.
- BRÓDY A. [1998]: A nagy hullám. *Élet és Irodalom*. 42. évf. 48. sz. 5. old.
- BRONSON, B. [2002]: *A Forecasting Model that Integrates Multiple Business and Stock Market Cycles*. <http://www.financialsensearchive.com/editorials/bronson/model.html>
- CHRISTIANO, L. J. – FITZGERALD, T. J. [1998]: The Business Cycle: It is Still a Puzzle. *Economic Perspectives*. Vol. 22. No. 4. pp. 56–83.
- CHRISTIANO, L. J. – FITZGERALD, T. J. [2003]: The Band Pass Filter. *International Economic Review*. Vol. 44. No. 2. pp. 435–465.
- COMÍN, D. – GERTLER, M. [2003]: *Medium Term Business Cycles*. Economic Research Reports. New York University. New York. (<http://www.econ.nyu.edu/user/gertlerm/papers.html>)

- CSIBI L. [1973]: A gazdasági idősorok spektrálemzéséről. *Statisztikai Szemle*. 51. évf. 3. sz. 278–292. old.
- DEVEZAS, T. C. [2006]: Introduction. In: *Devezas, T. C. (ed.): Kondratieff Waves, Warfare and World Security*. 5 IOS Press. Amsterdam.
- DEWALD, W. G. – HAUG, A. A. [2004]: *Longer-term Effects of Monetary Growth on Real and Nominal Variables, Major Industrial Countries, 1880–2001*. Working Paper. Series. No. 382. European Central Bank. Frankfurt am Main.
- DIEBOLT, C. – DOLIGER, C. [2006]: Economic Cycles under Tests: A Spectral Analysis. In: *Devezas, T. C. (ed.): Kondratieff Waves, Warfare and World Security*. 5. IOS Press. Amsterdam. pp. 39–48.
- DIÓSZEGI I. [1997]: *A hatalmi politika másfél évszázada*. MTA Történettudományi Intézete. Budapest.
- FISCHER, D. H. [1996]: *The Great Wave – Price Revolutions and the Rhythm of History*. Oxford University Press, Inc. New York.
- FORRESTER, J. W. [1977]: Growth Cycles. *De Economist*. Vol. 125. pp. 525–543.
- DE GREENE, K. B. [2006]: Toward New Conceptual Models of the Kondratieff Phenomenon. In: *Devezas, T. C. (ed.): Kondratieff Waves, Warfare and World Security*. 5. IOS Press. Amsterdam. pp. 10–21.
- DE GROOT, B. – HANSES, P. H. [2012]: Common Socio-Economic Cycle Periods. *Technological Forecasting and Social Change*. Vol. 79. No. 1. pp. 59–68.
- HABLICSEK L. [1980]: Történeti idősorok elemzése spektrálanalízissel. *Statisztikai Szemle*. 58. évf. 1. sz. 65–73. old.
- HOUSTON, W. [2009]: *The New Economic Paradigm*. (<http://www.financialsensearchive.com/editorials/houston/2009/0604.html>)
- KISSINGER, H. [1994]: *Diplomacy*. Simon&Schuster. New York.
- KLEINKNECHT, A. – VAN DER PANNE, G. [2006]: Who Was Right? Kuznets in 1930 or Schumpeter in 1939? In: *Devezas, T. C. (ed.): Kondratieff Waves, Warfare and World Security*. 5. IOS Press. Amsterdam. pp. 118–125.
- KONDRATYEV, N. D. [1980]: A gazdasági fejlődés hosszú hullámai. *Történelmi Szemle*. 2. sz. 241–269. old.
- KOROTAYEV, A. V. – TSIREL, S. V. [2010]: A Spectral Analysis of World GDP Dynamics: Kondratieff Waves, Kuznets Swings, Juglar and Kitchin Cycles in Global Economic Development and the 2008–2009 Economic Crisis. *Structure and Dynamics*. Vol. 4. No. 1. pp. 1–55.
- KOROTAYEV, A. V. – ZINKINA, Y. – BOGEVOLNOV, J. [2011]: Kondratieff Waves in Global Invention Activity 1900–2008. *Technological Forecasting and Social Change*. Vol. 78. No. 7. pp. 1280–1284.
- LOPES, M. P. [2011]: A Psychosocial Explanation of Economic Cycles. *Journal of Socio-Economics*. Vol. 40. No. 5. pp. 652–659.
- MADDISON, A. [2003]: *The World Economy: Historical Statistics*. OECD Development Centre. Paris.
- METZ, R. [2006]: Empirical Evidence and Causation of Kondratieff-Cycles. In: *Devezas, T. C. (ed.): Kondratieff Waves, Warfare and World Security*. 5. IOS Press. Amsterdam. pp. 91–100.
- MEYER, D. [1995]: *Bevezetés a makroökonómiába*. Aula Kiadó. Budapest.
- PINTÉR J. [2007]: A spektrálanalízisről. *Statisztikai Szemle*. 85. évf. 2. sz. 130–156. old.

- PRESCOTT, E. C. [1986]: Trend Ahead of Business Cycle Measurement. *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis*. Vol. 10. No. 4. pp. 9–22.
- PRIESTLEY, M. B. [2004]: *Spectral Analysis and Time Series*. Elsevier Ltd. San Diego.
- REIJNDERS, J. P. G. [2009]: Trend Movements and Inverted Kondratieff in the Dutch Economy, 1800–1910. *Structural Change and Economic Dynamics*. Vol. 20. No. 2. pp. 90–113.
- ROMER, D. [2006]: *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill Irwin. New York.
- ROTEMBERG, J. [1999]: *A Heuristic Method for Extracting Smooth Trends from Economic Time Series*. NBER Working Paper. No. 7439. <http://www.nber.org/papers/w7439>
- SIPOS, B. [1997]: Empirical Research of Long Term Cycles. *Hungarian Statistical Review*. Special number 1. pp. 119–128.
- SIPOS, B. [2002]: Analysis of Long Term Tendencies in the World Economy and Hungary. *Hungarian Statistical Review*. Special number 7. pp. 86–102.
- SPIEGEL, M. R. – STEPHENS, L. J. [2008]: *Theory and Problems of Statistics. Schaum's Outline Series*. McGraw Hill Companies, Inc. New York.
- SOLOMOU, S. [1987]: *Phases of Economic Growth, 1850–1973 – Kondratieff Waves and Kuznets Swings*. Cambridge University Press. Cambridge.
- STOCK, J. H. – WATSON, M. W. [1998]: *Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series*. Working Paper. No. 6528. National Bureau of Economic Research. Cambridge.
- SVACHULAY GY. [2007]: *Erőszak*. Magyar Sportfilozófiai Alapítvány. Budapest
- TÖRÖK H. [1998]: *Bevezetés a nemzetközi politikai gazdaságtanba*. Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem. Budapest.
- WALLERSTEIN, I. [1980]: *The Modern World-System. Vol. II: Mercantilism and the Consolidation of the European World-Economy, 1600–1750*. Academic Press. New York.

## Summary

The economic cycle theories are not uniform either in applied methodologies or in the supposed length and timing of cycles. In order to estimate the most probable length of economic cycles, the author used spectral analysis and calculated with GDP growth figures of 24 countries and the GWP growth for a 180- and 188-year long period (from 1820). The results are exciting: one can rarely find cyclical periodic components contributing significantly to the variance in the time series of the countries' GDP growth. Thus, GDP growth has no cyclical feature. As far as GWP growth is concerned, the variance of the total length of the (180- and 188-year) time series is remarkably significant and is higher in the case of the longer (188-year) period. This confirms the hypothesis on the presence of a social periodicity of 196 years. The nature of the global output fluctuation for such a long period can be statistically verified only in 2017, when the GDP growth time series including 2016 will become known. Therefore, the forthcoming data promise an exciting period for economists and other professionals who are interested in onthology.

## Egységgyöktesztek alkalmazása szezonalitást is tartalmazó idősorok esetében energiatőzsde-adatok példáján

---

**Mák Fruzsina,**  
a Budapesti Corvinus Egyetem  
tanársegédje  
E-mail: mak.fruzsina@uni-  
corvinus.hu

A szezonális megfelelő kezelésének kérdése hosszú és rövid távú idősorok esetén egyaránt érdekes feladat. A döntés a determinisztikus vagy sztochasztikus modellezést, illetve annak következményeit illetően hasonló relevanciájúak, mint a determinisztikus és sztochasztikus trend közötti különbségtétel. A szerző tanulmányában ismerteti, hogy milyen módon lehetséges a sztochasztikus trend és szezonális tesztelése abban az esetben, amikor azok egymástól nem függetlenek. Az eredményeket európai energiatőzsdék (villamos energia és földgáz) day-ahead (spot) piaci kereskedési adatain mutatja be.

TÁRGYSZÓ:  
Egységgyök.  
Szezonális.  
Energiatőzsde.

Tanulmányunkban a periodikus autoregresszív modellstruktúra felhasználásával mutatjuk be, hogy hogyan tesztelhető a stacionaritás megléte vagy hiánya akkor, amikor a sztochasztikus trend és szezonaritás egymástól nem függetlenek. Az ismert szezonális egységgyöktesztek feltételezik a nemszezonális és szezonális komponensek függetlenségét, formálisan ez az ún. szezonális differencia szűrő lag-polinom felbontásában is látható.

A bemutatott módszertan újdonsága így nemcsak – és nem elsősorban – a periodikus (azaz szezonálisan változó) autoregresszív struktúra definiálásán, hanem a trend és szezonaritás egymástól való függetlenségének feloldásán van. Az eltérő kiinduló feltételrendszerből adódóan az eredmények nem feltétlenül összehasonlíthatók, ráadásul a trend és szezonaritás függetlensége nehezen ellenőrizhető, hiszen mindkettő nem megfigyelhető komponens jelenti, amiket a megfelelő modell felírásával csak becsülni tudunk. A függetlenség feltételezésének feloldását, azaz azt, hogy a szezonális komponens értéke függ a trendtől (vagy fordítva), a gyakorlatban a komponensek multiplikatív összekapcsolódásaként szokás azonosítani. Így az itt ismertetett technika lényegében multiplikatív modellkörnyezetben végrehajtott egységgyöktesztelésként is felfogható<sup>1</sup>.

Bemutatjuk ezentúl a periodikus (azaz a szezonálisan változó) differenciaszűrőt, amelyet összevetettünk más hagyományos differenciaszűrők alkalmazásával. A periodikus differenciaszűrő csak látszólag nagyon hasonló a szezonális differenciaszűrőhöz, hiszen feloldja egyrészt a függetlenség, másrészt valamennyi szezonális egységgyök meglétének feltételezését. A függetlenség feltételének feloldását tehát a trend növekedésével párhuzamosan növekvő szezonális kilengések indokolhatják, amely tulajdonság empirikusan jó alapot szolgáltat a tanulmányban bemutatott modellek illesztésére. Másik oldalról tekintve pedig meg kell jegyeznünk, hogy a szezonális egységgyök meglétének vagy hiányának ellenőrzésére szolgáló tesztek ereje jellemzően kicsi, így előfordulhat, hogy nem a megfelelő szűrő alkalmazása mellett döntünk, és olyan egységgyököt is szűrünk, amely valójában nem létezik (azaz túldifferenciálhatjuk az idősort).

Az eredményeink azt mutatják, hogy a periodikus differenciaszűrő alkalmazásával jellemzően simább (kevesebb zajt, illetve kiugró értéket tartalmazó), „egyszerűbb” idősort kaphatunk a hagyományos differenciaszűrők alkalmazásával szemben, amennyiben a multiplikatív összekapcsolódás feltételezése indokolt. Egyszerűbb idősor alatt

<sup>1</sup> Vannak egyébként olyan technikák, amelyek az additív és multiplikatív modellkapcsolódás közötti választást segítik, ennek tárgyalása azonban meghaladja tanulmányunk kereteit (bővebben lásd *Sugár* [1999a], [1999b] munkáit).



értendő, hogy a szűrt idősorra általában jellemzően alacsonyabb késleltetési rendű modell illeszthető, mint egy hagyományos szűrő következményeként kellene. A következtetésünk azonban nem elsősorban az „egyszerűbb” differenciált idősoron van, hanem a helyes kiinduló feltételezések megválasztásán. Az eredmények validálására előrejelzéseket is készítettünk a különböző szűrők alkalmazását követően.

Fontos megjegyeznünk ugyanakkor, hogy az itt ismertetett periodikus differenciaszűrő nem olyan általánosan alkalmazható módszer, mint a hagyományosak, ugyanis a modelleredményekből, becsült paraméterekből származtatható, szemben a hagyományos differenciaszűrőkkel, amik nem használnak fel ilyen becsült információkat, csupán időbeli változásokat képeznek. A differenciált idősor tartalma is eltér a hagyományos dekompozíciós elveknél megszokottól, hiszen a periodikus differenciaszűrő a trendet és a szezonális hatását egyszerre – egy lépésben – szűri.

## 1. Trend és szezonális idősoros modellezése

Mivel a trend és a szezonális jelenléte, illetve egymáshoz való viszonya kiemelt hangsúlyt kap, ezért ebben a fejezetben röviden megemlíjtjük azokat az általánosan ismert megközelítéseket, amelyekhez a tanulmányunk kapcsolódik.

### 1.1. Determinisztikus és sztochasztikus szemlélet

Trend tekintetében közismert, hogy a stacionaritás hiányának két alapvető oka lehet: az idősor determinisztikus vagy sztochasztikus trendet tartalmaz, azaz egységgyök van benne, ritkább esetben mindkettőt. Előbbi determinisztikus trend illesztésével szűrhető, utóbbi egyszerű differenciaképzéssel ( $y_t - y_{t-1}$ ).

Párhuzamot vonva a szezonálisra is, a szezonális is modellezhető determinisztikus vagy sztochasztikus módon. A determinisztikus szezonális modellezés eszközei lehetnek a szezonoknak megfelelő dummy- vagy kontrasztváltozók, de megfelelően skálázott (amplitúdó és fázis) szinusz és koszinusz függvények illesztésével is becsülhető a szezonális hatása. Ebben az esetben az illesztett szezonális tartalmú változók szűrik a szezonális hatást.

A sztochasztikus szezonális modellezést érdemes az – egyébként kézenfekvő – szezonális differenciaképzés felől megközelíteni. A szezonális differenciaképzés (általánosságban  $(y_t - y_{t-s})$ , azaz negyedéves  $(y_t - y_{t-4})$  és havi idősorok esetén  $(y_t - y_{t-12})$ ), a szezonális periodikusságának megfelelő számú, egy nemszezonális és több szezonális (azaz negyedéves idősorok esetén három, havi idősoroknál tizenegy) egységgyököt feltételez. A szezonális differenciaképzés feltételezi még a megfelelő nemszezonális és szezonális komponensek egymástól való függetlenségét. Ezen

tulajdonságok a lag-polinomok felbontásából egyértelműen láthatók (*Hylleberg et al.* [1990], *Hamilton* [1994]).

Mint ismert, amennyiben az egységgyökök közül néhány nem létezik, felléphet a túldifferenciálás problémája. A függetlenség megléte vagy hiánya ugyan nehezen ellenőrizhető, de a tanulmányban olyan módszertant mutatunk be, amely a függetlenség feltételének a feloldásával teszi lehetővé a sztochasztikus trend és szezonális együttes ellenőrzését, beleértve a döntés következményét is (azaz a periodikus differenciaképzés alkalmazását).

## 1.2. Hagyományos differenciaoperátorok alkalmazása

Az alfejezetben áttekintjük a hagyományos differenciaszűrők alkalmazását, amelyeket a Box–Jenkins-modellezés keretében gyakran alkalmaznak. Mint tudjuk, a Box–Jenkins-modellezés egyik sarokpontját az ún. stacionaritási transzformációk képezik, melyek közül az időbeli differenciaképzés  $(y_t - y_{t-1})$ , illetve szezonális differenciaképzés  $(y_t - y_{t-s})$ , a gyakorlatban is sokszor alkalmazott és többnyire jól is működik.<sup>2</sup> Az említett differenciaszűrők alkalmazása szorosan összefügg az egységgyök tesztelésével, így a továbbiakban a két témát párhuzamosan tárgyaljuk.

Az (ún. nemszezonális) egységgyök lényege, hogy az idősort érő sokk beépülnek az idősorba, így azok hatása nem múlik el. Legegyszerűbb esetben tegyük fel, hogy a folyamatunk a következő véletlen bolyongás (random walk) folyamat:  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ , ahol  $\varepsilon_t$  a fehér zaj. Az  $(y_t - y_{t-1})$  időrendi differenciát képezve, vagy másképpen az  $(1 - L)$  szűrőt alkalmazva az idősorra, már stacioner (ez esetben az  $\varepsilon_t$  fehér zaj) folyamatot kapunk (lásd például *Hamilton* [1994]).

Sokszor alkalmazott a szezonálisnak megfelelő  $(y_t - y_{t-s})$  ún. szezonális differenciák képzése, vagy másképpen az  $(1 - L^s)$  szűrők alkalmazása. Látni kell azonban, hogy az említett szűrők alkalmazásának két rendkívül markáns és komoly feltételezése van: egyrészt valamennyi (egy darab nemszezonális és  $s - 1$  darab szezonális) egységgyök megléte, másrészt a nemszezonális és a megfelelő szezonális komponensek függetlensége.

Az ún. HEGY-teszt (*Hylleberg et al.* [1990])<sup>3</sup> alkalmas valamennyi lehetséges (nemszezonális és szezonális) egységgyök tesztelésére. A tesztnek van havi adatokra

<sup>2</sup> Az  $L^p$  ún. lag-operátor az idősor  $p$ -ed rendű késleltetését jelenti. Amennyiben például  $p = 1$ ,  $Ly_t = y_{t-1}$ , ennek alapján  $(1 - L)y_t = y_t - y_{t-1}$ , azaz utóbbi az idősor egyszerű differenciája.

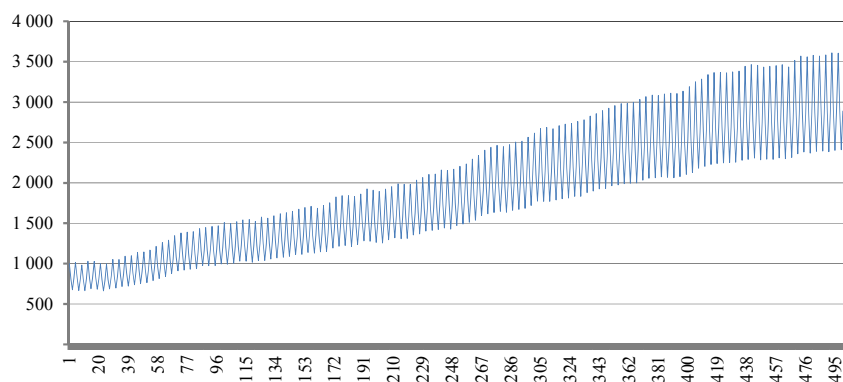
<sup>3</sup> Kiindulva a szezonális  $(1 - L^s)$  szűrő felbontásából, azaz figyelembe véve, hogy  $(1 - L^s) = (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL)$ .

felírt változata is (Franses [1998], Lieli [1999]). A lag-polinom felbontásából ellenőrizhető, hogy a szezonális differenciaszűrő a nemszezonális, illetve a különböző szezonális komponensek szorzataként felírható, azaz feltételezzük a szezonális és nemszezonális egységgyökök meglétét és a megfelelő komponensek függetlenségét is. Utóbbi feltételezés egyébként nem ritka a statisztikai-ökonometriai modellezésben: a legtöbb dekompozíciós modell (nem csak idősorok esetében) feltételezi a modell komponenseinek függetlenségét. A feltételezés sok esetben jelent könnyebbé, amennyiben azonban a feltételezés(pár) nem állja meg a helyét, felléphet a túldifferenciálás problémája, hiszen a szezonális differenciaképzés a nemszezonális egységgyököt, illetve valamennyi szezonális frekvenciához tartozó egységgyököt közömbösíti.

Érdeemes megemlítenünk az ún. Airline-modellt (Box–Jenkins [1970]), amelyet a szerzők a repülőgéppel utazók számának idősoros modellezésére készítettek, és amelyet a gyakorlatban azóta is sokszor alkalmaztak. Az Airline-modell egymás mellett használja az időrendi és a szezonális differenciaképzést.

Végül tekintsünk egy olyan negyedéves gyakorisággal szimulált idősort, amely a tanulmányban később bemutatott fogalomrendszer használata mellett periodikusan integrált.<sup>4</sup> A szimulált idősor az 1. ábrán látható. A multiplikatív idősorokra jellemzően a trend emelkedésével a szezonális kilengések is nagyobbak látszódnak. Az Airline-modell „prototípus” idősora nagyon hasonló karakterisztikájú.

1. ábra. Szimulált idősor



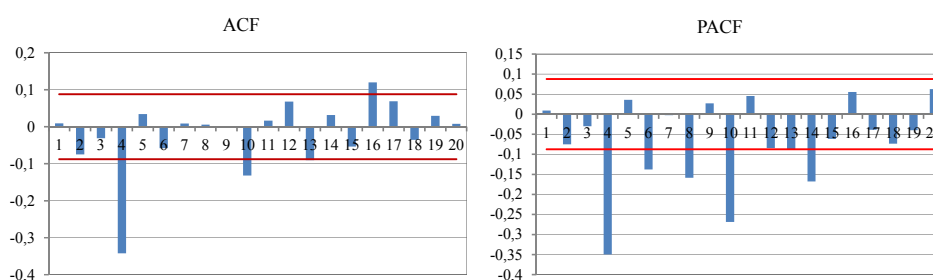
Forrás: Itt és a további ábráknál és táblázatoknál saját számítás és szerkesztés.

Mivel a gyakorlatban sokszor előfordul, bemutatjuk az  $(1-L)(1-L^4)$  szűrő használata után kapott korrelogram-eredményeket. Jól látható, hogy az így kapott

<sup>4</sup> A szimulált modell a következő:  $y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ , ahol a paramétereink:  $c = 5$ ,  $\alpha_1 = 1,25$ ,  $\alpha_2 = 0,80$ ,  $\alpha_3 = 0,83$ ,  $\alpha_4 = 1,20$  (azaz ezen együtthatók szorzata 1), és  $\varepsilon_t \sim N(0,10)$ ,  $t = 1, 2, \dots, 500$ . A paraméterek értelmezését, származtatását lásd a későbbi fejezetekben.

idősorba a nem megfelelő szűrő alkalmazásával hamis struktúrát vittünk, így – jellemzően a páros késleltetési rendű – autokorrelációs együtthatók szignifikánsan különböznek nullától. (Lásd a 2. ábrát.) Magasabb késleltetés szám mellett készítve a korrelogrammot, az együtthatók már a konfidenciasávon belül maradnak.

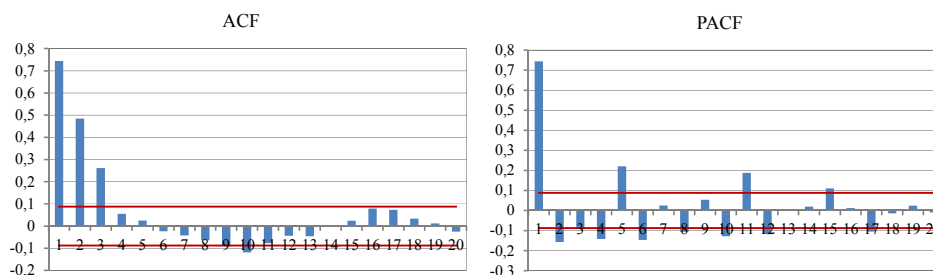
2. ábra.  $(1-L)(1-L^4)$  differenciaszűrő alkalmazása után készített korrelogram



*Megjegyzés.* Itt, valamint a 3. és 4. ábránál a két párhuzamos fekete vonal a 95 százalékos megbízhatósági szintű konfidenciaintervallumot, a vízszintes tengely pedig a késleltetésszámokat jelöli.

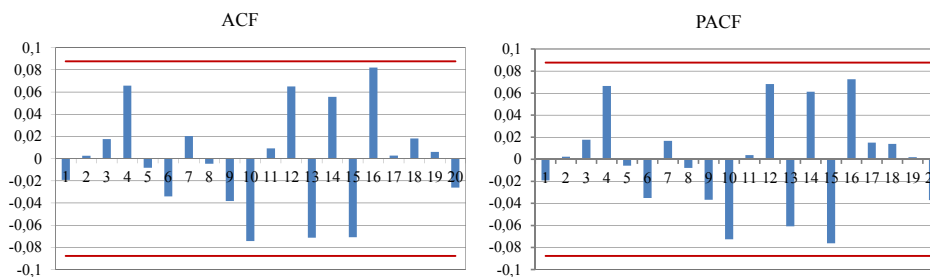
Érdeemes megvizsgálni az  $(1-L^4)$  szűrő alkalmazásával kapott idősort is. Szignifikáns együtthatók itt is vannak, sőt, magasabb késleltetésszám mellett készítve a korrelogrammot, az autokorrelációs együtthatók lefutása szinuszosan alakul, tehát a szűrő hagy még némi szezonális viselkedést maga után.

3. ábra.  $(1-L^4)$  differenciaszűrő alkalmazása után készített korrelogram



Természetesen még további „hibás” specifikációk is elképzelhetők. A hibás specifikációról – jó esetben – a reziduumok „szokatlan” viselkedését tükröző korrelogram is tájékoztathat. Ezek részletes bemutatásától azonban most eltekintünk.

Megfelelően szűrve az idősort – azaz az  $(1-\alpha_3L)$  szűrőt használva, természetesen – a szűrt idősor fehér zaj lesz. (Lásd a 4. ábrát.) Ennek részleteit tárgyalja majd tanulmányunk.

4. ábra.  $(1 - \alpha_s L)$  differenciaszűrő alkalmazása után készített korrelogram

Érdeemes megjegyezni, hogy a függetlenség egyben azt is jelenti, hogy például az  $(1 - L)$  és  $(1 - L^4)$  differenciaoperátorok használatának sorrendje tetszőleges. Utóbbi könnyen belátható, ha megfelelő sorrendben képezzük a jelölt differenciákat.<sup>5</sup> A gyakorlatban problémát okozhat az, ha első lépésben az  $(1 - L)$  szűrőt alkalmazzuk, hiszen ez az szezonális  $(1 - L^4)$  szűrő feladatát részben elvégzi, de – természetesen – a szezonális hatásokat nem távolítja el. Ekkor az  $(1 - L^4)$  szűrőt választva már túldifferenciálunk: a nemszezonális egységgyököt duplán szűrjük (feltételezve, hogy a szezonális szűrő önmagában elégséges lett volna).

Mindennek ellenére a gyakorlatban az  $(1 - L)(1 - L^s)$  szűrő jól működik és sokszor jobb előrejelzéseket ad (*Granger–Newbold* [1986], *Clements–Hendry* [1997]). Noha valamennyi egységgyök meglétének tesztelése lehetséges ugyan, de nehézkes, és fontos modellezői döntést is igényel, hiszen a létező tesztek ereje gyenge. Emiatt a tanulmány végén bemutatjuk majd ennek a differenciaoperátornak is a viselkedését a vizsgált idősorokon.

## 2. Módszertani áttekintés

A fejezet célja annak a módszertani keretnek az ismertetése, amelyet a tanulmányban alkalmazunk. Bemutatjuk a periodikus autoregresszív (PAR) modellstruktúrát és röviden az alkalmazható modellszelekciós lépéseket (a késleltetési rendet, a periodicitást, a változószelekciót), valamint azt, hogy az említett keretrendszerben az egységgyök megléte vagy hiánya, illetve típusa hogyan tesztelhető, továbbá definiáljuk a periodikus integráció fogalmát. Ismertetjük az alkalmazási lehetőségeket, majd az ezt követő fejezetben konkrét példá(k)ra alkalmazzuk ezeket. A könnyebb átte-

<sup>5</sup>  $(y_t - y_{t-1}) - (y_{t-4} - y_{t-5}) = (y_t - y_{t-4}) - (y_{t-1} - y_{t-5})$ . Láthatóan a műveletek elvégzésének felcserélt sorrendje azonos eredményre vezet.

kinthetőség végett negyedéves idősoros modellkeretben mutatjuk be az egyes lépéseket, az empirikus példákban havi periodicitású idősorokkal dolgozunk.

## 2.1. A periodikus autoregresszív modellstruktúra

Induljunk ki a hagyományos  $p$ -ed rendű autoregresszív modell felírásából:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad /1/$$

ahol  $\varepsilon_t$  fehér zaj.

Ennek kiterjesztése  $p$ -ed rendű periodikus autoregresszív modellre a következő:

$$y_{t,s} = \phi_{1,s} y_{t-1} + \phi_{2,s} y_{t-2} + \dots + \phi_{p,s} y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad /2/$$

ahol  $\varepsilon_t$  fehér zaj, a periodicitásnak megfelelően negyedéves idősorok esetén  $s = 1, 2, 3, 4$ . A /2/ felírásból látható, hogy a  $\phi_{p,s}$   $p$ -ed rendű késleltetéshez tartozó paraméterek szezononként, periódusonként különböznek.

A /2/ egyenlet felírható interakciós változók felhasználásával a késleltetések, illetve a szezonoknak megfelelő dummy változók interakcióit képezve is az alábbi módon:

$$y_t = \sum_{s=1}^4 \left[ \phi_{1,s} (D_s \cdot y_{t-1}) + \phi_{2,s} (D_s \cdot y_{t-2}) + \dots + \phi_{p,s} (D_s \cdot y_{t-p}) \right] + \varepsilon_t, \quad /3/$$

ahol  $D_s$  a szezonoknak megfelelő dummy változó,  $\varepsilon_t$  pedig fehér zaj (*Franses–Paap* [1996]). Innen is látható, hogy a becslési feladat egyetlen egyenlet legkisebb négyzetek módszerével történő becslése.

A periódusról periódusra változó autoregresszív együtthatók empirikus alátámasztása az, hogy különböző idősorok esetén például az első negyedéves érték nem úgy függ az előző év negyedik negyedévi értékétől, mint a második negyedévi az elsőétől.

Érdeemes még említést tenni a modell egyenletrendszerként történő felírásáról, ahol az egyenletek száma – értelemszerűen – azonos a szezonok számával, azaz:

$$\Phi_0 Y_{T,s} = \Phi_1 Y_{T-1,s} + \Phi_2 Y_{T-2,s} + \dots + \Phi_p Y_{T-p,s} + E_T, \quad /4a/$$

ahol  $E_T = [\varepsilon_{T,1} \quad \varepsilon_{T,2} \quad \varepsilon_{T,3} \quad \varepsilon_{T,4}]^T$  fehér zaj és  $s = 1, 2, 3, 4$ .

A /4a/ egyenletrendszerben szereplő változóink a következők:

$$Y_{T,s} = [y_{T,1} \quad y_{T,2} \quad y_{T,3} \quad y_{T,4}], \quad /4b/$$

illetve

$$Y_{T-1,s} = [y_{T-1,1} \quad y_{T-1,2} \quad y_{T-1,3} \quad y_{T-1,4}], \quad /4c/$$

azaz a  $T$ -edik és a  $(T-1)$ -edik évek negyedévei szerepelnek az éves vektorokban. Láthatóan a negyedévente megfigyelt  $y_t$  változók indexe megváltozott. A  $t$  időváltozót, amelyet negyedéves gyakorisággal rögzítettünk /2/, lecseréltük a  $T, s$  időváltozóra, amely szintén negyedévenként rögzít, de megmutatja azt is, hogy mikor melyik év, mely negyedévéről van szó (/4b/ és /4c/).

A paramétereket tartalmazó mátrixok esetében az első index a késleltetés rendjére utal, a második pedig arra, hogy az adott késleltetési rend melyik periódus egyenleténél érvényes, így a négy késleltetést tartalmazó modellre egyszerűsítve az említetteket, a paramétermátrixok a következők:

$$\Phi_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\phi_{1,2} & 1 & 0 & 0 \\ -\phi_{2,3} & -\phi_{1,3} & 1 & 0 \\ -\phi_{3,4} & -\phi_{2,4} & -\phi_{1,4} & 1 \end{bmatrix}, \text{ illetve } \Phi_1 = \begin{bmatrix} \phi_{4,1} & \phi_{3,1} & \phi_{2,1} & \phi_{1,1} \\ 0 & \phi_{4,2} & \phi_{3,2} & \phi_{2,2} \\ 0 & 0 & \phi_{4,3} & \phi_{3,3} \\ 0 & 0 & 0 & \phi_{4,4} \end{bmatrix}. \quad /4d/$$

Azaz például a  $\Phi_1$  mátrix /4d/ első sora azt mutatja, hogy a  $T$ -edik év első negyedéve hogyan függ a  $(T-1)$ -edik év első, második, harmadik és negyedik negyedéveitől. A sorrend a mátrixban természetesen pont fordított, mint az időbeli késleltetés rendje indokolná, hiszen a  $T$ -edik év első negyedévé a  $(T-1)$ -edik év negyedik negyedéve előzi meg és együttthatója éppen ezért  $\phi_{1,1}$ .

Az előzőek alapján már rekonstruálható is az egyenletrendszer, ami tehát az alábbi (átrendezés után, lásd az előző bekezdésben foglaltakat):

$$\begin{aligned} y_{T,1} &= \phi_{1,1}y_{T-1,4} + \phi_{2,1}y_{T-1,3} + \phi_{3,1}y_{T-1,2} + \phi_{4,1}y_{T-1,1} + \varepsilon_{T,1}, \\ y_{T,2} &= \phi_{1,2}y_{T,1} + \phi_{2,2}y_{T-1,4} + \phi_{3,2}y_{T-1,3} + \phi_{4,2}y_{T-1,2} + \varepsilon_{T,2}, \\ y_{T,3} &= \phi_{1,3}y_{T,2} + \phi_{2,3}y_{T,1} + \phi_{3,3}y_{T-1,4} + \phi_{4,3}y_{T-1,3} + \varepsilon_{T,3}, \\ y_{T,4} &= \phi_{1,4}y_{T,3} + \phi_{2,4}y_{T,2} + \phi_{3,4}y_{T,1} + \phi_{4,4}y_{T-1,4} + \varepsilon_{T,4}. \end{aligned} \quad /4e/$$

Érdemes megjegyezni, hogy a mátrixoknak praktikus tartalma is van, hiszen  $\Phi_0$  az azonos,  $\Phi_1$  a megelőző évbe eső negyedévekhez tartozó késleltetések paramétereit tartalmazza.

Összefoglalva tehát a bemutatott PAR-modellnek háromféle felírása lehetséges. A /2/ felírással a legkönnyebben interpretálható a modell alapötlete, a /3/ felírás első-sorban a becslési eljárás érzékeltetés szempontjából hasznos. A /4a/ egyenletrendszeres felírás ugyan idegennek tűnik az egyváltozós autoregresszív modellek hagyományos, egyegyenletes felírásától, és mint azt korábban említettük, a becslési módszer is egy hagyományos egyegyenletes becslés. A többegyenletes felírás azonban a periodikusságból adódóan egyrészt praktikus reprezentáció, másrészt ez a reprezentáció alkalmas lesz bizonyos eredmények levezetésére, így többek között egységgyök-tesztelésre, illetve elemzések elvégzésére is.

## 2.2. Modellszelekciós lépések áttekintése

A késleltetési rend megválasztása történhet a hagyományos módon Wald-féle  $F$ -statisztika alkalmazásával. Ebben az esetben a nullhipotézis szerint a  $(p+1)$ -edik késleltetés együtthatói valamennyi negyedévben azonosan 0-k, míg az alternatív hipotézis szerint létezik az előbbieket között olyan paraméter, amelyik szignifikánsan különbözik 0-tól. Emellett természetesen a szelekciós kritériumok felhasználásával is dönthetünk a megfelelő késleltetési rendről (Bayes információs kritérium (BIC), Akaike információs kritérium (AIC), korrigált  $R^2$  ( $R^2_{adj}$ ) alapján).

Hasonlóan a Wald-féle  $F$ -statisztika segít eldönteni azt, hogy szükséges-e a szezononként eltérő autoregresszív paraméterek alkalmazására, vagy sem. Ekkor a tesztelendő nullhipotézis az azonos késleltetési rendhez tartozó autoregresszív együtthatók szezonok közötti azonosságára vonatkozó megszorítást fogalmazza meg (például negyedévenként különböző autoregresszív együtthatók helyett elég egy minden negyedévben azonos autoregresszív együttható).

A modellbe természetesen egyéb változók is bevonhatók, például trend, szezonális dummy változók, hőmérséklet, ünnepnapot jelölő dummy változók, outliererek dummy változók stb. A változók modellben történő szerepeltetéséről ugyanúgy  $t$ -, illetve  $F$ -statisztikák felhasználásával dönthetünk.

## 2.3. Egységgyök tesztelése

Mint azt a bevezető fejezetekben már említettük, elképzelhető olyan eset, amikor a sztochasztikus trend és a szezonális komponensek egymástól nem függetlenek és nem feltétlenül létezik valamennyi egységgyök, így a lag-polinom korábbi fejezetben



bemutatott felbontása nem helyénvaló. Az egységgyök praktikusan ebben az esetben azt jelenti, hogy szezononként az idősorba beépülő véletlenek szezononként különböző hatással, éves szinten azonban átlagosan egységnyivel épülnek be az idősorba. Ezekben az esetekben az alkalmazandó differenciaképzés is szezononként különböző lesz, azaz – a szakirodalomban elterjedt fogalmat használva – az ún. periodikus differenciaoperátort fogjuk használni. Ezért lesz kézenfekvő a periodikus autoregresszív modell alkalmazása.

Az egységgyöktesztelés folyamata két lépésből áll. Ezeket mutatjuk be a következő szakaszban.

### 2.3.1. Egységgyök meglétének tesztelése

A szakirodalomnak megfelelően először elsőrendű késleltetés mellett mutatjuk be az eredményeket. Tegyük fel tehát, hogy az elsőrendű periodikus autoregresszív modell a következők szerint írható fel:

$$y_t = \phi_{1,s} y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad /5/$$

ahol  $\varepsilon_t$  fehér zaj. Ekkor a megfelelő mátrix reprezentáció:

$$\Phi_0 Y_{T,s} = \Phi_1 Y_{T-1,s} + \varepsilon_T, \quad /6/$$

ahol a mátrixok a 2.1. alfejezetben bemutatottak alapján könnyen származtathatók.

A /6/ egyenletrendszer formában felírt folyamatunk stacioner akkor, ha a megfelelő karakterisztikus egyenlet gyökei az egységkörön kívül esnek (*Boswijk–Franses* [1995]). Ebben az esetben ez a

$$|\Phi_0 - \Phi_1 z| = 0 \quad /7a/$$

karakterisztikus egyenlet megoldását jelenti. A determináns kifejtve a karakterisztikus polinomunk:

$$(1 - \phi_{1,1} \phi_{1,2} \phi_{1,3} \phi_{1,4} z) = 0, \quad /7b/$$

amelynek láthatóan legfeljebb egyetlen egy egységgyöke lehet. Az egységgyök meglétének tesztelése így az alábbi nullhipotézis ellenőrzését jelenti:

$$H_0 : \phi_{1,1} \phi_{1,2} \phi_{1,3} \phi_{1,4} = \prod_{s=1}^4 \phi_{1,s} = 1, \quad /8a/$$

szemben a következő alternatív hipotézissel:

$$H_1 : \phi_{1,1}\phi_{1,2}\phi_{1,3}\phi_{1,4} = \prod_{s=1}^4 \phi_{1,s} < 1. \quad /8b/$$

Azaz a nullhipotézis elfogadása azt jelenti, hogy az idősorunk periodikusan integrált, elvetése pedig azt, hogy periodikusan stacioner. Másképpen kifejezve, amennyiben a karakterisztikus polinom gyöke egységnyi, az idősor periodikusan integrált, amennyiben a gyök az egységkörön kívül esik, periodikusan stacioner. A periodikus stacionaritás kifejezés annyit jelent, hogy a stacionaritás szigorúan véve ekkor sem teljesül, hiszen az autokovarianciák csak periódusonként állandók.

A hipotézisek ellenőrizhetők likelihood arány (likelihood ratio – LR-) teszt számításával (lásd többek között *Boswijk–Franses* [1995], *Boswijk–Franses* [1996], *Franses* [1996], *Osterwald-Lenum* [1992]). Az LR-statisztikából származtatható egy másik tesztstatisztika is, amelyről *Boswijk–Franses* [1996] belátták, hogy a nullhipotézis érvénye esetén standard Dickey–Fuller-eloszlást követ (*Fuller* [1976], *Boswijk–Franses* [1996]).

Másodrendű periodikus autoregresszív modell esetében az

$$y_t = \phi_{1,s}y_{t-1} + \phi_{2,s}y_{t-2} + \varepsilon_t \quad /9a/$$

a következők szerint írható át:

$$y_t - \alpha_s y_{t-1} = \beta_s (y_{t-1} - \alpha_s y_{t-2}) + \varepsilon_t, \quad /9b/$$

amely modell esetében a karakterisztikus egyenlet (*Boswijk–Franses*[1995]):

$$|\Phi_0 - \Phi_1 z| = (1 - \alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 \cdot z)(1 - \beta_1 \beta_2 \beta_3 \beta_4 \cdot z). \quad /10/$$

Ezt a felírást alkalmazva az általánosított hipotéziseink:

$$H_0 : \alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 = \prod_{s=1}^4 \alpha_s = 1, \quad /11a/$$

$$H_1 : \alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4 = \prod_{s=1}^4 \alpha_s < 1. \quad /11b/$$

Ebben az esetben is azt ellenőrizzük tehát, hogy a karakterisztikus polinomnak létezik-e olyan gyöke, amely egységnyi.

A /9b/ egyenlet nemlineáris legkisebb négyzetek módszerével becslendő (Boswijk–Franses [1995]), és az is jól látszik, hogy elsőrendű modell esetében a  $\beta_s$  paraméterek azonosan zérók. Emellett megjegyezhető, hogy a felírás magasabb rendű modellekre is kiterjeszthető, azonban a gyakorlatban az a tapasztalat, hogy magas késleltetési rend viszonylag ritka.<sup>6</sup>

### 2.3.2. Egységgyök típusának tesztelése

Amennyiben az első lépésben az egységgyök megléte mellett döntünk, az egységgyök típusának ellenőrzése esetén kétféle nullhipotézis vizsgálendő:

$$H_0 : \alpha_s = 1, \quad /12a/$$

ahol  $s = 1, 2, 3$  (ha ezekre teljesül a feltevés, akkor a negyedik negyedévre is);

$$H_0 : \alpha_s = -1, \quad /12b/$$

ahol  $s = 1, 2, 3$  (ha ezekre teljesül a feltevés, akkor a negyedik negyedévre is).

A tesztelésre használt Wald-féle  $F$ -statisztikák mögött meghúzódó logika az, hogy az együttthatókra azt az egyébként lineáris megkötést tesszük, hogy értékük azonosan  $+1$  vagy  $-1$ . Előbbi megkötés egyébként a nemszezonális egységgyök, utóbbi a féléves ciklusnak megfelelő szezonális egységgyök tesztelését jelenti. Mindkét nullhipotézis elvetése esetén periodikusan integrált idősról beszélünk (periodically integrated autoregressive model – PIAR).<sup>7</sup>

## 2.4. Elemzési lehetőségek

Ebben a fejezetben ismertetjük, hogy a bemutatott PIAR-modell eredményei milyen elemzési lehetőségekkel szolgálnak.

<sup>6</sup> A tanulmány készítése során használt R programcsomag is csak legfeljebb másodrendű modellek becslését teszi lehetővé.

<sup>7</sup> Szemben a nullhipotézisbeli folyamatokkal, amiknek a rövid neve PARI (PAR model for  $I(1)$  time series). Utóbbinál a név beszédessége csak akkor érvényesül, ha egynél magasabb rendű folyamatról van szó, hiszen tekintve a /9b/  $y_t - \alpha_s y_{t-1} = \beta_s (y_{t-1} - \alpha_{s-1} y_{t-2}) + \varepsilon_t$  modellfelírást, elsőrendű modell esetében a bal oldal differenciára egyszerűsödik, a jobb oldal pedig a véletlen folyamatra; elsőnél magasabb rendű modellenél már jól látható, hogy a  $\beta_s$  paraméterek szezononként különböznek, és ezek lesznek a késleltetett differenciák autoregresszív együttthatói.

### 2.4.1. A sokkok hosszú távú hatásának számítása

A korábbi fejezetben bemutatott egyenletrendszer-reprezentációt alkalmazva röviden ismertetjük, hogy a vizsgált modellkeretben a sokkok időbeli lefutása hogyan elemezhető. Az eredmények – természetesen – magasabb késleltetési rend feltételezése mellett egyszerűen kiterjeszthetők, de az egyszerű igazolás és a tanulmány empirikus fejezetének megalapozása végett maximum négy késleltetést tartalmazó modell feltételezése mellett dolgozunk (azaz két paramétermátrixunk lesz,  $\Phi_0$  és  $\Phi_1$ ). Ebben az esetben modellünk:

$$\Phi_0 Y_{T,s} = \Phi_1 Y_{T-1,s} + E_T. \quad /13a/$$

Mindkét oldalt balról megszorozva a  $\Phi_0^{-1}$  mátrixszal jutunk a következő felírás-hoz:

$$Y_{T,s} = \Phi_0^{-1} \Phi_1 Y_{T-1,s} + \Phi_0^{-1} E_T, \quad /13b/$$

ahol érdemes külön definiálni a

$$\Gamma = \Phi_0^{-1} \Phi_1 \quad /14/$$

mátrixot. Mint azt korábban említettük  $\Phi_0$  mátrix az éven belüli szezonok,  $\Phi_1$  mátrix pedig a megelőző év szezonjainak a következő év szezonjaira való hatását mutatja, így a  $\Gamma$  mátrix praktikusán a megelőző év szezonjainak begyűrűző hatását mutatja a következő év szezonjaira. Így már könnyen látható az is, hogy a  $\Phi_0^{-1}$  mátrix nem tartalmaz mást, mint a sokkok éven belül begyűrűző hatását.

A  $\Gamma$  mátrix felhasználásával származtathatjuk a sokkok időbeli lefolyását mutató mátrixot is:

$$\Gamma \Phi_0^{-1} = \Phi_0^{-1} \Phi_1 \Phi_0^{-1}. \quad /15/$$

Mivel a  $\Phi_0^{-1}$  mátrix a sokkok éven belül begyűrűző hatását mutatja, így a  $\Phi_1$  mátrixot balról, illetve jobbról szorozni lényegében hasonló dolgot jelent, csak eltérő nézőpontból. A bal oldalról történő szorzás azt biztosítja, hogy a megelőző év szezonjainak hatását vizsgáljuk a következő év szezonjaira. A jobb oldalról történő szorzás esetében a sokkok begyűrűzése a megelőző év szezonjai között releváns, és a  $\Phi_0^{-1}$  mátrix alsóháromszög mátrix tulajdonsága biztosítja azt, hogy a különböző negyedévek hatásának a  $\Gamma$  mátrix által számított együtthatói ugyanezen negyedéve-

kig a megelőző évben lezajló begyűrűző hatásokat súlyozzák. Ez a jobb oldalról történő szorzás mintegy útelemezésként is felfogható, hiszen a megelőző év egy adott negyedévben érkező sokk hatása a késleltetések számától függően több (azaz itt egy, kettő, három vagy négy) negyedév hatásán keresztül gyűrűzik be.

Így a mátrix egy-egy oszlopa azt mutatja, hogy egy adott szezonban érkező sokk hogyan fut végig az év során, egy-egy sora pedig azt, hogy a különböző szezonokban érkező sokkok egy adott szezonra milyen hatással vannak.

A mátrixot tehát oszlopszinten vizsgálva megállapítható, hogy melyik negyedévnek van a legerősebb hosszú távú hatása (ahol az oszlopösszeg maximális), illetve mely negyedévek azok, ahol a sokkok leginkább begyűrűznek (ahol a sorösszeg maximális).

Amennyiben a folyamatunk egységgyököt tartalmaz, a mátrix alkalmas arra, hogy feltérképezzük a szezonális és a sztochasztikus trend kapcsolatát. Ez a sztochasztikus trend és a szezonális összekapcsolódásának lényege.

#### 2.4.2. Szezonálisan változó differenciák képzése

Visszatérve a kiindulópontához (az időrendi és szezonális differenciaképzés problémájához), amennyiben egy idősor tekintetében a számítási eredmények alapján úgy döntöttünk, hogy az idősor periodikusan integrált, az idősort az ún. periodikus differenciaképzéssel, azaz szezonálisan változó differenciaoperátor felhasználásával tudjuk kezelni. Az ismert jelölésrendszer mellett, ez az  $(1 - \alpha_s L)$  szűrők alkalmazását jelenti, ahol az  $\alpha_s$  együtthatók a számítási eredményekből származtathatók és láthatóan szezonfüggők.

### 3. Az energiapiacok általános jellemzői

Energiapiaci idősorok esetében léteznek olyan, inkább kvalitatívnak mondható tulajdonságok, jellemzők, amelyek helytől is időtől függetlenül érvényesek, ezek – többek között – a következők:

- nemstacionaritás az átlag és a szórás tekintetében,
- többszintű szezonális,
- árfolyamok esetében ártüskék vagy az ún. spike-ok, illetve átlaghoz történő visszahúzás (mean reversion) jelensége.

A stacionaritás hiányának oka részben az, hogy az idősorok tartalmaz(hat)nak trendet, illetve az esetek többségében szezonalitást is. Emellett a szórás is időfüggő

(azaz az idősor nem homoszkedasztikus), hiszen árfolyamok esetében vannak olyan időszakok, amikor azok alakulása jóval volatilisabb (például villamosenergia-árak alakulása nyáron), illetve fogyasztási adatok esetében az ún. átmeneti időszakok (tavasz, ősz) fogyasztása jellemzően jóval változékonyabb.

A szezonális az idősor jellegétől és a megfigyelési gyakoriságtól függően különböző lehet (napon belüli, heti, éven belüli), azaz ez a tény hosszú, közép- és rövid távon is érvényesülő tulajdonság.

Tőzsdei árfolyamoknál jellemző még – rövid távon – az ártüskék jelensége, ahol a kiugró, hirtelen árfolyamváltozást követően az idősor jellemzően rövid időn belül visszatér akörüli szintre, amilyen az ártüske létrejötte előtt volt (átlaghoz való visszahúzás (*Burger et al.* [2004])). A spike-ok modellezésének rendkívül nagy szakirodalma van, meg kell ugyanakkor jegyezni, hogy a spike tekintetében a pontos fogalmi meghatározás sem egységes. Vannak, akik a spike-okra úgy tekintenek, mint az idősor szerkesztésének alkotó, de egyébiránt extrém értékekre (lásd többek között *Burger et al.* [2004] vagy *Marossy* [2010]), más nézőpontok szerint a spike-ok outlier megfigyelések, és a megfelelő modellezéshez első lépésben ezeket eltávolítjuk az idősorból, majd az ilyen, extrém megfigyelésektől megtisztított idősor elemzésével kell továbblépni. Az ártüskék nyilvánvalóan nehezítik az idősorelemzést – például a szezonális elemzését –, illetve az idősoros kiugró megfigyelésekről egyébként is tudható, hogy a statisztikákat is félrevezetik (egységgyöktesztek strukturális törések melletti alkalmazása esetében lásd például *Mák* [2011]). Látható tehát, hogy az ártüskék kezelése rövid távon igen fontos feladat, a tanulmányban azonban kiemelten a hosszú távon érvényesülő komponensekkel (trend és éven belüli szezonális) foglalkozunk.

#### 4. Forgalom és likviditás az európai energiatőzsdéken

Mivel a tanulmányban energiapiaci tőzsdék kereskedési adatait elemezzük, ezért röviden áttekintjük a tőzsdei forgalom néhány közvetve vagy közvetlenül kapcsolódó, releváns vonatkozását.

Az energiatőzsdéken, különösen a kontinentális Európában természetesen közel sem beszélhetünk olyan likviditásról, mint amilyen a pénzügyi piacokon megfigyelhető.<sup>8</sup> Ennek egyik magyarázata, hogy az energiatőzsdék időben jóval később jelentek meg, ennél fogva nem is állnak a fejlődés azon szintjén, különösen a határidős

<sup>8</sup> Az energiatőzsdék likviditását egyébként a pénzügyekben is használt bid-offer spread mellett a churn rátával (churn rate) mérik, amely definíciótól függően a teljes kereskedett volumen és a fizikai szállítással is együtt járó kereskedett volumen vagy földgáz esetében az adott hub (gáztőzsde) területén leszállított teljes fizikai gázmennyiség hányadosa (*Heather* [2012]).

termékek (futures) esetében. Az azonnali (day-ahead, spot), illetve napon belüli (within-a-day) piacoknál pedig annak a ténynek a figyelembe vétele fontos, hogy a pénzügyi tranzakcióval együtt fizikai tranzakció is történik (physical trading). Utóbbi esetben a kereskedés célja elsősorban napi portfóliókiigazítás, napon belüli kiegyensúlyozás (balancing), a határidős kereskedés esetében (ahol csak pénzügyi elszámolás történik, financial trading) a cél elsősorban a kockázatkezelés, fedezés (hedge).

Európai szinten a villamosenergia-tőzsdék, illetve a földgáz hub-ok működését mindenképpen érdemes külön tárgyalni, már csak a különböző fejlettségi szintek végett is. Az utóbbi időkben – nemzetközi és hazai viszonylatban is – a földgáz hub-ok kaptak valamivel nagyobb figyelmet, a nem tradicionális források (LNG, shale gas), illetve az olajindexált árazástól történő „elszakadás” kérdése végett. Hogy utóbbi mennyiben valósulhat meg, arról a vélemények eltérők, adódik a lehetőség, hogy az olajindexálás mellett az alternatív árazási, indexálási módok alapját a tőzsdék jelenthetik majd. Hogy az európai tőzsdék közül melyik válhat igazán *benchmark*, ármeghatározó tőzsdévé, arra a kontinentális európai piacon a legnagyobb esélye a holland TTF (title transfer facility) hub-nak van. Igaz ugyan, hogy forgalma elmarad az egyesült királyságbéli NBP-től (national balancing point)<sup>9</sup>, az amerikai tőzsdékétől pedig különösen, előnye azonban az energiakereskedők szempontjából, hogy az energiamennyiség adta kockázat és a devizakockázat rajta keresztül kiküszöbölhető (MWh és therm, illetve EUR és GBP). Emellett számos kisebb európai hub létezik még, azonban ezek nagy valószínűséggel a portfóliókiigazítást vagy a kiegyensúlyozást támogatják majd inkább, mintsem ármeghatározó szerepük legyen (*Heather* [2012]).

## 5. A tanulmányban vizsgált idősorok bemutatása

A tanulmányban tárgyalt idősorok néhány tulajdonságát és a (előzetesen) bemutatott részeredményeket foglalja össze az 1. táblázat.

A gáztőzsdék forgalma az elmúlt időszakban valóban növekedett, mind a fizikai, mind a pénzügyi kereskedést illetően, a villamosenergia-tőzsdék esetében ez a trend kevésbé egyértelmű. Az idősorokat tekintve felfedezhető némi gyengébb-erősebb szezonális is, a földgáz esetében a szezonális valamivel egyszerűbb, nyilvánvalóbb (elsősorban a téli fűtési hatás végett fellépő nagyobb forgalom jelenik itt meg), míg a villamos energia tekintetében a folyamatok jóval komplexebbek (gondoljunk például a napon belüli kereskedés hatására a megújuló energiaforrások térnyerésével párhuzamosan, földgáz- és szénpiacok tendenciáinak villamosenergia-piacra kifejtett hatására stb.).

<sup>9</sup> A TTF és az NBP virtuális földgáz-kereskedési pontok.

1. táblázat

*A tanulmányban vizsgált idősorok és tulajdonságaik*

| Idősor*  | Tartalom, leírás   | Jellemzők   | Bemutatott eredmények  |
|--|--|---|--|
| TTF nominálás volumenidősor  | A TTF-en kereskedett földgáz azon hányada, amely a holland rendszerirányítónál (Gasunie Transport Services – GTS) is regisztrálásra került** | Egyértelmű emelkedő trend, fűtési hatás okozta szezonális         | Trend és szezonális szűrés   |
| Európai Energiatőzsde (European Energy Exchange – EEX) Phelix day-ahead volumenidősor                        | Az EEX német és osztrák régióban kereskedett day-ahead (spot) villamos energia volumene  | Enyhén emelkedő trend, „zajos” szezonális                         | Trend és szezonális szűrés, szinteltolás kezelése                  |
| EEX Phelix day-ahead átlagárfolyam-idősor  | Az EEX német és osztrák régióban kereskedett day-ahead (spot) villamos energia átlagárfolyama  | Trend iránya nem egyértelmű, „zajos” szezonális                   | Trend és szezonális szűrés, szinteltolás kezelése                  |
| Északi Villamosenergia-tőzsde (Nordic Electricity Exchange – Nordpool) Elspot day-ahead átlagárfolyam-idősor | A teljes Nordpoolon kereskedett day-ahead (spot) villamos energia átlagárfolyama   | Trend iránya nem egyértelmű, „zajos” szezonális, kiugró árszintek | Trend és szezonális szűrés, (szezonális) kiugró árszintek kezelése |
| Nordpool nyugati és keleti dán régiójának volumenidősora, havi   | A Nordpool két dán régiójában kereskedett day-ahead (spot) villamos energia volumene   | Enyhén emelkedő trend, „zajos” szezonális                         | Nincs egységgyök   |

\* Az idősorok havi gyakoriságúak.

\*\* Azaz az a mennyiség, amit a holland földgázrendszeren szállítók (shipper-ek) nomináltak a rendszer hálózati pontjaira. A nominálás előzetes igénybejelentést – a következő időszakra (általában napra vagy napon belül órákra) megadott földgázigényt – jelent. Szabályozása (az igénybejelentés, kereskedés granularitása (napi, órás), az igénybejelentés határideje a fizikai szállítást megelőzően) országonként különböző lehet.

*Forrás:* Az adatok forrását lásd a Függelék 1-ben.

## 6. Empirikus eredmények

Az eredményeket részletesen a TTF day-ahead kereskedés volumenadatain keresztül mutatjuk be, a többi idősor esetében csak a fontosabb végeredményeket és következtetéseket közöljük. A számítások az *R* ingyenesen elérhető, nyílt forráskódú programcsomag felhasználásával készültek.



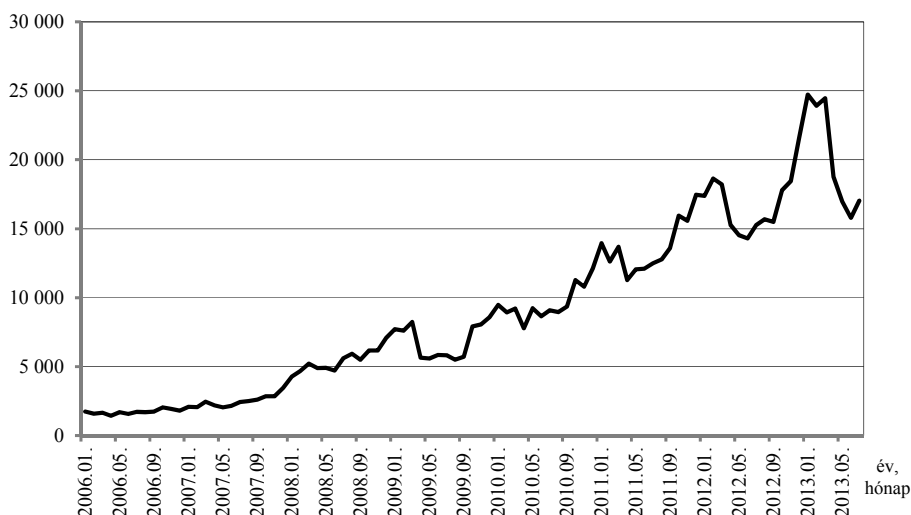
## 6.1. A TTF idősorának elemzése

A TTF havi volumene 2006. januártól az 5. ábrán látható módon alakult. Az adatok ugyan korábbi időszakokra is elérhetők, azonban akkor még a kereskedés volumene jóval kisebb volt, és az idősor kevésbé mutatta a ma már jóval szembetűnőbb szezonális mintát, miszerint a téli hónapokban a kereskedés volumene jellemzően nagyobb.

Nagyságrendi összehasonlítás végett érdemes megemlíteni, hogy Magyarországon az elmúlt évek éves országos földgáz fogyasztása 12 és 14 milliárd köbméter között alakult, a TTF kereskedési volumene 2011 után ezt gyakorlatilag minden hónapban meghaladta, a legutóbbi téli időszakban ennek már duplája volt.

5. ábra. TTF havi volumen alakulása

Millió köbméter



Forrás: GTS, <http://www.gasunietransportservices.nl>

Az idősorban a forgalomnövekedés a már említett szezonális mellett rendkívül szembetűnő növekvő tendenciát mutat,<sup>10</sup> és a trend növekedésével a szezonális kilengések is nagyobbak tűnnek, ami a trend és szezonális komponensek multiplikatív összekapcsolódására enged következtetni.

<sup>10</sup> Pénzügyi piacok kapcsán a 2008-as válság óta kiemelkedő szerepe van a piaci likviditás vizsgálatának, elsősorban az árfolyam-alakulásra gyakorolt hatása tekintetében. A kereskedési volumen csak egy igen durva közelítéssel szolgálhat a likviditás mértékének jellemzésére, és valószínűleg nem is elégséges ebben a tekintetben. A kereskedési volumen vizsgálatát illetően vannak ellentmondások a kutatási eredményekben, bizonyos eredmények a kereskedési volumen long memory tulajdonságát támasztják alá (*Lobato-Velasco* [2000]), míg mások a determinisztikus trendet (*Darbar-Deb* [1995]).

### 6.1.1. Modellszelekció és integráltság vizsgálata

Első lépésként a modell késleltetésszámának megválasztására Wald-féle  $F$ -statisztikát végezve, illetve kiszámítva a modellszelekciós kritériumokat, egy késleltetés alkalmazása mellett döntünk (az eredményeket lásd a Függelék 2-ben).

Az autoregresszív együttthatók azonosságát tesztelő Wald-féle  $F$ -statisztika a periodikus autoregresszív modell illesztését részesíti előnyben a szezononként azonos együttthatókat becsülő autoregresszív modellel szemben ( $p = 0,000$ ), tehát az autoregresszív együttthatók szezononként különbözöknek tekinthetők.

Az egységgyök tesztelésére szolgáló statisztikák eredményei a következők. Az LR-teszt jobb oldali kritikus tartománnyal rendelkezik, így a próbafüggvény értéke ( $LR = 0,10$ ) bőven a nullhipotézis elfogadását támasztja alá.<sup>11</sup> A második teszt a Dickey–Fuller logika öröklődése végett bal oldali kritikus tartománnyal rendelkezik, és a próbafüggvény értéke ( $DF = -0,31$ ) alapján hozott döntésünk azonos az előző teszt alapján hozott döntéssel.<sup>12</sup>

A teszteredmények alapján a volumenidősor egységgyököt tartalmaz. Az egységgyök típusát tesztelő nullhipotézisek esetében is  $p = 0,000$  eredményt kaptunk, az idősorunk tehát periodikusan integrált autoregresszív (PIAR) folyamatként modellezhető. Itt érdemes annyi megjegyzést tennünk, hogy az első teszt hipotézisét valójában egyszer már ellenőriztük, amikor az elsőrendű AR- és elsőrendű PAR-modellek között döntöttünk.

Az eredmények robusztusságának ellenőrzésére érdemes még további modellspecifikációkat is kipróbálni, ezek közül a lineáris trend illesztése melletti specifikációt említjük meg. A modellszelekció hasonló eredményre vezet, érdemes megjegyezni, hogy a trend paramétere alig szignifikáns. A trend mellett tesztelve az egységgyök tulajdonságot, a tesztek ugyanúgy az egységgyök megléte mellett szólnak. Az egységgyök milyenségét tesztelő eredmények is azt erősítik meg, hogy az idősor PIAR-folyamatként modellezhető.

2. táblázat

Modellszelekciós eredmények a TTF volumenidősoron

| Kezdet    | Vég       | Idősor<br>hossza | Késleltetési<br>rend | PAR( $p$ ) vs. AR( $p$ ),<br>$p$ -érték | LR    | DF    | +1 gyökteszt,<br>$p$ -érték | -1 gyökteszt,<br>$p$ -érték |
|-----------|-----------|------------------|----------------------|---|-------|-------|-----------------------------|-----------------------------|
| 2006. 01. | 2014. 04. | 100              | 1                    | 0,000                                   | +0,10 | -0,31 | 0,000                       | 0,000                       |

<sup>11</sup> Az 5 és 10 százalékos kritikus értékek: szezonális konstans szerepeltetése mellett 9,24, 7,52; szezonális konstans és trend szerepeltetése mellett 12,96, 10,50.

<sup>12</sup> Az 5 és 10 százalékos kritikus értékek: szezonális konstans szerepeltetése mellett -2,86, -2,57; szezonális konstans és trend szerepeltetése mellett -3,41, -3,12.

### 6.1.2. A PIAR-modell eredményeinek értelmezése

Az előző fejezet eredményei alapján a TTF-idősor periodikusan integrált autoregresszív folyamatként modellezhető, amely a következő módon írható fel:

$$y_t - \alpha_s y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t, \quad /16a/$$

vagy

$$y_t = \mu + \alpha_s y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad /16b/$$

ahol  $\varepsilon_t$  fehér zaj,  $s = 1, 2, \dots, 12$ , és az  $\alpha_s$  paraméterek esetében érvényesítjük tehát az azok szorzatára vonatkozó egységnyi megkötést.

A paraméterbecslés kiemelt eredményei a Függelék 2-ben szerepelnek. Ennek a modellnek a mátrixreprezentációjából kiolvasható, hogy a sokkok hosszú távú hatása szezononként hogyan érvényesül, milyen annak a lefutása (lásd a Függelék 2-ben, a szürkével jelölt sor és oszlop a sor-, illetve oszlopösszegeket tartalmazzák). Az oszlopösszegek maximuma szeptember hónapnál szerepel, azaz a szeptemberi hónapnak van a legerősebb hosszú távú hatása a kereskedett volumenre, a sorösszegek maximuma pedig januárnál, amely mint tudjuk, jellemzően a lehidegebb téli hónap. Az oszlopösszegek az április-szeptemberi (dőlt betűvel kiemelt) hónapokban magasabbak, azaz ezeknek a hónapoknak erősebb a hosszú távú hatása, tehát ha ilyenkor valamiért eltolódik az kereskedett volumen szintje, akkor ez az eltolódás hosszú távon megmarad sokkal inkább, mint a többi hónapban. A sorösszegek az október-március (dőlt betűvel kiemelt) hónapokban magasabbak, azaz a különböző sokkok ezekben a hónapokban gyűrűznek be leginkább, amikor a fűtési hatás igazán erős.

### 6.1.3. Szezonálisan változó differenciaszűrő alkalmazása

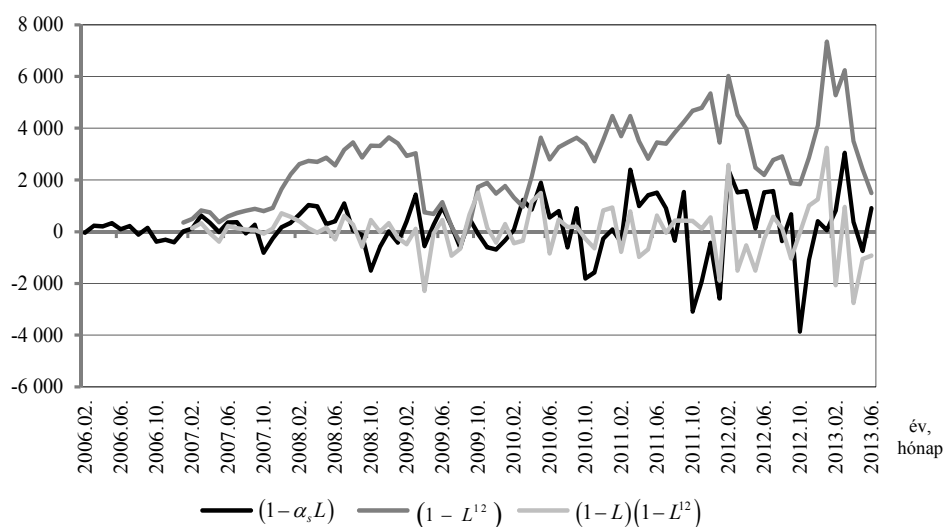
Az elemzést a felállított modellből származtatott ún. periodikus vagy szezonálisan változó differenciák kiszámításával folytatjuk. A hagyományos  $(1-L)$  vagy a szezonális  $(1-L^{12})$  szűrők felhasználásával analóg módon képezhetők az ún. szezonálisan változó differenciák az alábbi szűrő alkalmazásával:  $(1-\alpha_s L)$ , ahol az  $\alpha_s$  együtthatók a becsült PIAR-modell megfelelő együtthatói. A becsült PIAR-modellünk „szerencés” hozadéka, hogy abban a konstansok szezononként azonosak, így nem kell az  $(1-\alpha_s L)$  szűrő alkalmazása után nyert idősort megtisztítani a szezonálisan változó konstanstól, tehát az eredmények közvetlenül összehasonlíthatók a többi szűrő alkalmazása során kapott eredményekkel.<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Lásd a /16a-/16b/ egyenletet.

A 6. ábra a TTF-idősor alapján  $(1 - \alpha_s L)$ ,  $(1 - L^{12})$ , illetve  $(1 - L)(1 - L^{12})$  szűrők felhasználásával képzett idősorokat mutatja.

6. ábra. Különböző szűrők felhasználásával képzett differencia-idősorok a TTF volumenidősoron

Millió köbméter



Jól látható, hogy a szezonális szűrő  $(1 - L^{12})$  kiszűrte az idősort jellemző szezonális ingadozást és némileg a növekvő tendenciát is. Ezen idősor korrelogramját vizsgálva a folyamat stacioner, így az időrendi differenciálás felesleges lépés lenne. Ennek ellenére – összehasonlítás végett – képezhetjük a szezonálisan differenciált idősor időbeli differenciáját  $((1 - L)(1 - L^{12})$  szűrő), amely már jóval inkább simább idősort eredményez, viszont még mindig viszonylag sok kiugró értékkel (például 2009. április, 2012. január, 2013. január). A periodikus differenciaszűrő alkalmazásával  $((1 - \alpha_s L))$  a kiugró megfigyelésektől mentesebb, simább idősort kapunk.

Az  $(1 - \alpha_s L)$  és az  $(1 - L)(1 - L^{12})$  szűrők eredményeképpen kapott idősorok gyakorlatilag egyformán fehér zajok.<sup>14</sup> A konklúzió így inkább a szűrők alkalmazása mögötti feltételekre vonatkozik, miszerint a periodikus differenciálás esetén nem feltételezzük olyan egységgyök meglétét, amely valójában nem létezik, és ezzel párhuzamosan feloldjuk azt a feltételezésünket, hogy a trend és a szezonális egymástól

<sup>14</sup> A fehér zaj tulajdonság a szezonálisan változó differenciaszűrő esetén egyébként a modell felírásból, az egy késleltetést tartalmazó PIAR-modell (helyes) alkalmazásából következik.

független. Az TTF-idősor ábrája alapján a függetlenség feltételének feloldása indokolható.

#### 6.1.4. Előrejelzések értékelése különböző szűrők alkalmazása mellett

Az eddigi eredmények validálására ellenőrizzük, hogy a szezonálisan változó szűrő használata melletti előrejelzések hogyan alakulnak a többi szűrő alkalmazásához képest. A mintán kívüli teljesítmény értékelésére a következő, ún. gördülőablakos módszert választottuk. A korábbiakban bemutatott becslést a TTF volumenidősorra hét év (azaz 84 hónap) hosszú intervallumokra végeztük el, a becslési intervallumot mindig egy hónappal eltolva. Az így kapott modellek alapján készítettünk előrejelzést mindig a következő hónapra.<sup>15</sup> Az eredményeket tartalmazza a 3. táblázat.

3. táblázat

*Előrejelzések értékelése különböző szűrők alkalmazása mellett a TTF volumenidősoron*

| Alkalmazott szűrő     | Szűrt idősorra illesztett modell | RMSE*<br>(millió köbméter) | MAPE**<br>(százalék) |
|-----------------------|----------------------------------|----------------------------|----------------------|
| Periodikus            | –                                | 345                        | 6,3                  |
| Szezonális            | AR1                              | 496                        | 11,1                 |
| Időbeli és szezonális | –                                | 536                        | 12,1                 |

\* Átlagos négyzetes hiba (root mean squared error – RMSE),  $RMSE = \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} / n$ .

\*\* Átlagos abszolút százalékos hiba (mean absolute percentage error – MAPE),  $MAPE = \sum_{i=1}^n \frac{|y_i - \hat{y}_i|}{y_i} / n$ .

A szűrt idősorok esetében a végleges modell kiválasztása a korrelogram és az ismert hagyományos modellszelekciós kritériumok (BIC, AIC) alapján történt.

A mintán kívüli eredmények alapján látható, hogy a periodikus szűrő alkalmazásával az előrejelzési hibák közel felére-kétharmadára csökkentek. A jobb előrejelzés természetesen a több becsült paraméternek is köszönhető. Az átlagos négyzetes hibát a hibák egyszerű négyzetes átlagaként, az átlagos abszolút százalékos hibát az időszakonkénti százalékos hibák egyszerű számtani átlagaként számítottuk.

<sup>15</sup> Azaz a 2006. január és 2012. december közötti időszakra becsült modell alapján készítettünk előrejelzést 2013. januárra, a 2006. február és 2013. január közötti időszakra becsült modell alapján 2013. februárra, és így tovább.

## 6.2. További számítási eredmények

A többi idősor esetében is a korábban ismertett lépések szerint haladtunk, itt csak a főbb eredményeket és következtetéseket ismertetjük. A táblázat a modellszelektációs lépések eredményeként kapott legmegfelelőbb modell eredményeit tartalmazza.

4. táblázat

Modellszelektációs eredmények a tanulmányban vizsgált idősorok esetén

| Idősor  | Kezdet    | Vég       | Idősor<br>hossza | Késleltetési<br>rend | PAR( $p$ )<br>vs. AR( $p$ ),<br>$p$ -érték | LR*    | DF**  | +1 gyök-<br>teszt,<br>$p$ -érték | -1 gyök-<br>teszt,<br>$p$ -érték |
|---|-----------|-----------|------------------|----------------------|--|--------|-------|----------------------------------|----------------------------------|
| TTF nominálás volu-<br>menidősor, havi***   | 2006. 01. | 2014. 04. | 100              | 1                    | 0,000                                      | +0,10  | -0,31 | 0,000                            | 0,000                            |
| EEX Phelix day-ahead<br>volumenidősor, havi   | 2007. 01. | 2013. 08. | 80               | 1                    | 0,000                                      | +0,70  | -0,84 | 0,000                            | 0,000                            |
| EEX Phelix day-ahead<br>átlagárfolyam-idősor,<br>havi                                       | 2007. 01. | 2013. 08. | 80               | 1                    | 0,000                                      | +6,88  | -2,62 | 0,007                            | 0,000                            |
| Nordpool Elspot day-<br>ahead átlagárfolyam-<br>idősor, havi                                | 1999. 01. | 2012. 12. | 168              | 2                    | 0,000                                      | +9,48  | -3,08 | 0,013                            | 0,000                            |
| Nordpool (Nordic<br>Electricity Exchange)<br>nyugati dán régiójának<br>volumenidősora, havi | 2003. 01. | 2013. 08. | 128              | 1                    | 0,000                                      | +10,91 | -3,30 | -                                | -                                |
| Nordpool (Nordic<br>Electricity Exchange)<br>keleti dán régiójának<br>volumenidősora, havi  | 2006. 01. | 2013. 08. | 92               | 1                    | 0,000                                      | +13,18 | -3,63 | -                                | -                                |

\* Az 5 és 10 százalékos kritikus értékek: szezonális konstans szerepeltetése mellett 9,24, 7,52; szezonális konstans és trend szerepeltetése mellett 12,96, 10,50.

\*\* Az 5 és 10 százalékos kritikus értékek: szezonális konstans szerepeltetése mellett -2,86, -2,57; szezonális konstans és trend szerepeltetése mellett -3,41, -3,12.

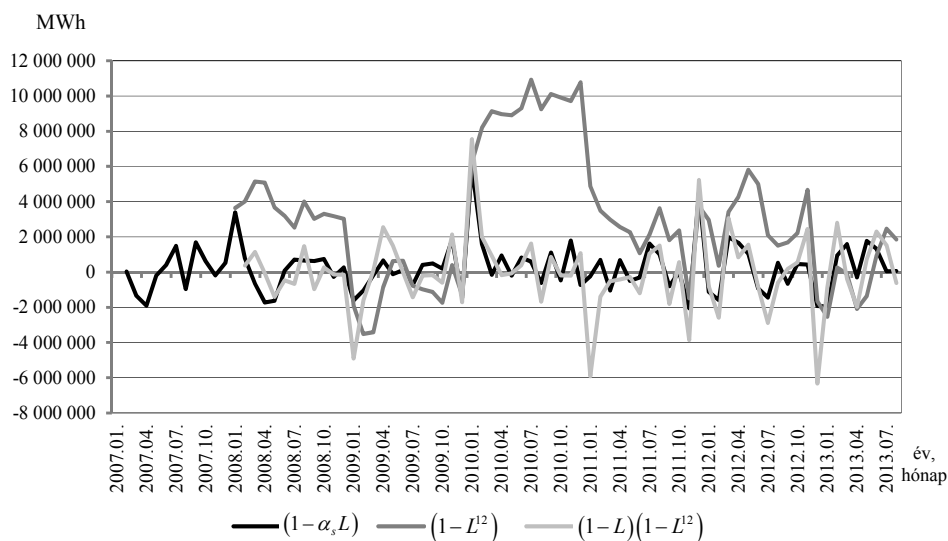
\*\*\* Korábbi fejezetben bemutatott eredmények.

Az egységgyök létét tesztelő statisztikák kritikus értékeit figyelembe véve és az ábrák alapján együttesen döntve, a dán kereskedési volumenidősor stacionernek bizonyult.

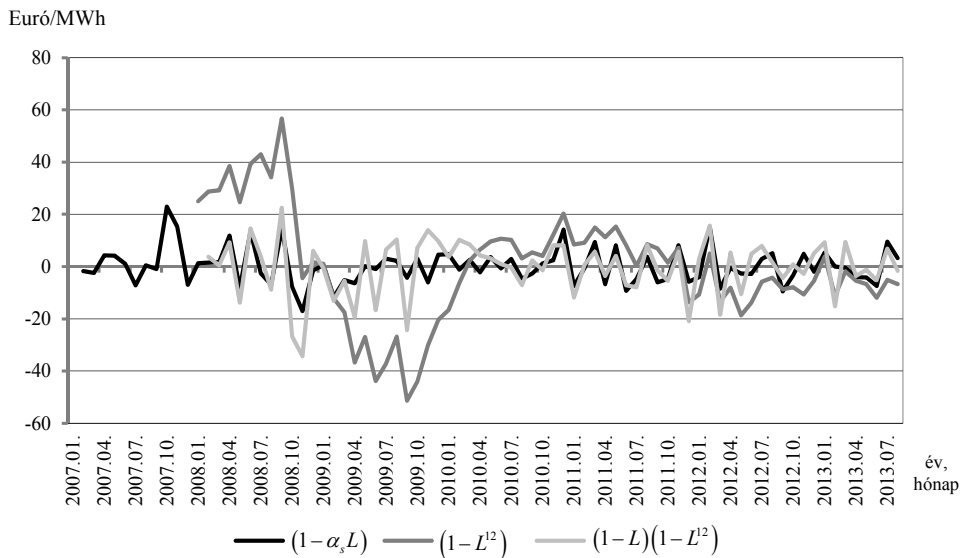
Bemutatjuk itt is a periodikusan integrált idősorokon a különböző differenciaszűrők alkalmazásával kapott eredmények ábráit, illetve a gördülő módszerrel kalkulált előrejelzéseket is.

Az EEX volumen, illetve az EEX árfolyamidősorokat vizsgálva látható, hogy ezek tartalmazznak olyan outlier, kiugró értékeket, szinteltolásokat, amelyeket egyik szűrő sem kezel. Ezeket érdemes ezért explicit módon beépíteni a modellekbe.

7. ábra. Különböző szűrők felhasználásával képzett differencia-idősorok az EEX Phelix day-ahead volumenidősoron

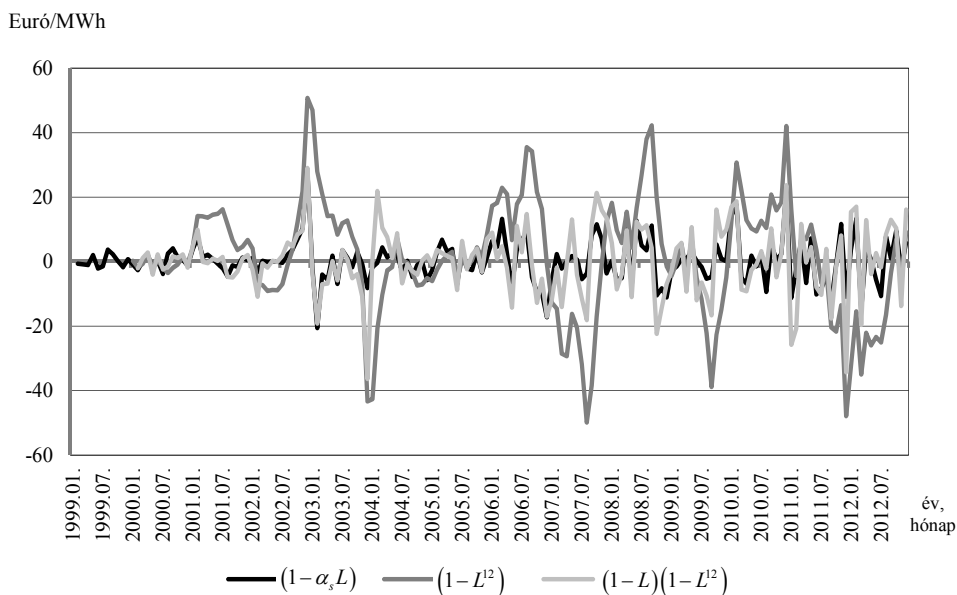


8. ábra. Különböző szűrők felhasználásával képzett differencia-idősorok az EEX Phelix day-ahead átlagárfolyam-idősoron



Szintén tanulságos a Nordpool árfolyam esetében tapasztalt eredmények vizsgálata. Itt az árfolyamnak a hosszú távú trendje „enyhébb”, viszont sokkal inkább jellemzik az idősort a vissza-visszatérő magas árfolyamszintek, amelyek csak egy-két hónapban vannak jelen. Itt különösen szemléletes – intuitíve is – a trend és a szezonális összekapcsolódása. Mivel ezek a komponensek sokszor erősítik, illetve gyengítik egymás hatását, így a szezonális differenciaszűrő alkalmazása esetén ezek az egy-két hónapos szinteltolódások a szezonális differenciaképzés után is megmaradnak. Az időrendi differenciaképzés természetesen eltünteti ezeket, mint ahogy általában a strukturális töréseket sok esetben – egyébként helytelenül – az idősor időrendi differenciájának a képzésével eltüntethetjük. Mindennek tudatában érdemes összevetni mindezt a szezonálisan változó differenciaszűrő alkalmazása során kapott eredményekkel.

9. ábra. Különböző szűrők felhasználásával képzett differencia-idősorok az Nordpool Elspot day-ahead átlagárfolyam-idősoron



A gördülő módszerrel kalkulált előrejelzések tekintetében a tapasztalat hasonló a TTF volumenidősor esetében kapott eredményekhez, azaz a periodikus szűrő alkalmazása mellett a mintán kívüli előrejelzési hibák jóval kisebbek. Megfigyelhető az is, hogy az előrejelzési hiba árfolyamidősorok esetében nagyobb, mint volumenidősorok esetében.



5. táblázat

*Előrejelzések értékelése különböző szűrők alkalmazása mellett a tanulmányban vizsgált idősorok esetén*

| Idősor   | Ablak hossza (hónap) | Előrejelzések száma (hónap) | Alkalmazott szűrő     | Szűrt idősorra illesztett modell | RMSE (saját mértékegység) | MAPE (százalék) |
|--|----------------------|-----------------------------|-----------------------|----------------------------------|---------------------------|-----------------|
| TTF nominálás<br>volumenidősor (havi)                    | 84                   | 12                          | Periodikus            | –                                | 345                       | 6,3             |
|  |                      |                             | Szezonális            | AR1                              | 496                       | 11,1            |
|  |                      |                             | Időbeli és szezonális | –                                | 536                       | 12,1            |
| EEX Phelix day-ahead<br>volumenidősor (havi)             | 72                   | 8                           | Periodikus            | –                                | 1 171 468                 | 3,3             |
|  |                      |                             | Szezonális            | AR1                              | 1 548 157                 | 4,2             |
|  |                      |                             | Időbeli és szezonális | –                                | 1 624 483                 | 4,5             |
| EEX Phelix day-ahead<br>átlagárfolyam-idősor (havi)      | 72                   | 8                           | Periodikus            | –                                | 4,51                      | 9,7             |
|  |                      |                             | Szezonális            | AR1                              | 7,27                      | 15,1            |
|  |                      |                             | Időbeli és szezonális | –                                | 6,81                      | 14,3            |
| Nordpool Elspot day-ahead<br>átlagárfolyam-idősor (havi) | 156                  | 12                          | Periodikus            | –                                | 8,33                      | 24,3            |
|  |                      |                             | Szezonális            | AR1                              | 10,99                     | 31,5            |
|  |                      |                             | Időbeli és szezonális | –                                | 13,91                     | 37,9            |

## 7. Konklúzió és további kutatási lehetőségek

A tanulmányban bemutattuk tehát, hogy hogyan lehetséges egységgyök meglétének tesztelése abban az esetben, amikor a trend és a szezonális egymástól nem függetlenek. Ezt az esetet, azaz amikor a trend növekedésével párhuzamosan a szezonális kilengések is nőnek, közismertebb nevén a komponensek multiplikatív, szorzatszerű összekapcsolódásaként azonosítjuk.

A tanulmányban bemutatott periodikusan integrált modell esetében kapott  $\alpha_s$  együtthatók egyébként nem mások, mint az egységnyi értéktől a szezonális végett eltérő együtthatók. A szezonális alakulását jellemezve, ezek tartalmilag nagyon hasonlóak a gyakorlatban sokszor alkalmazott szezonindexekhez, valamint a trend és a szezonális multiplikatív összekapcsolódásából is logikusan adódik ez a párhuzam. Ez a hasonlóság azonban csak látszólagos és félrevezető, hiszen az autoregresszív struktúra végett a klasszikus szezonindexet itt nem találjuk meg,

ugyanis az  $\alpha_s$  együtthatók nem a trendhez viszonyított átlagos relatív eltérést mutatják, hanem az idősor egy időszakkal korábbi értékéhez viszonyítottat. Mindezek mellett az  $\alpha_s$  együtthatók felhasználásával, és a sokkok időbeli lefutásának vizsgálatával elemezhető a modellkeretben az is, hogy melyik szezonnak van a legerősebb hosszú távú hatása, illetve mely szezonokban gyűrűznek be a sokkok leginkább.

Az idősorokon bemutatott periodikus differenciaszűrő  $(1 - \alpha_s L)$ , amint azt láttuk, jól működik tehát abban az esetben, amikor a modell komponensei közötti multiplikatív kapcsolat indokolható. A periodikus differenciaszűrő hátránya ugyanakkor az értelmezés nehézségében rejlik, ugyanis nem az egymást követő vagy az egymástól a szezonálisnak megfelelő távolságra lévő megfigyelések differenciájáról van szó. Ebben az esetben ugyanis az  $(1 - L)$  szűrő korrigálásra kerül a szezonális hatásának megfelelően. A szezonális hatása alatt itt pedig az egymást követő megfigyelések közötti, szezononként különböző relatív kapcsolat értendő. Érdemes még megjegyeznünk azt is, hogy az  $(1 - \alpha_s L)$  szűrő felhasználásával az  $\alpha_s$  együtthatón keresztül a szezonális hatást, az  $L$  késleltetési operátoron keresztül pedig a (sztochasztikus) trendet egyszerre, egyetlen egy lépésben szűrjük. Az egymástól való függőség miatt azonban nem is tehetünk másként.

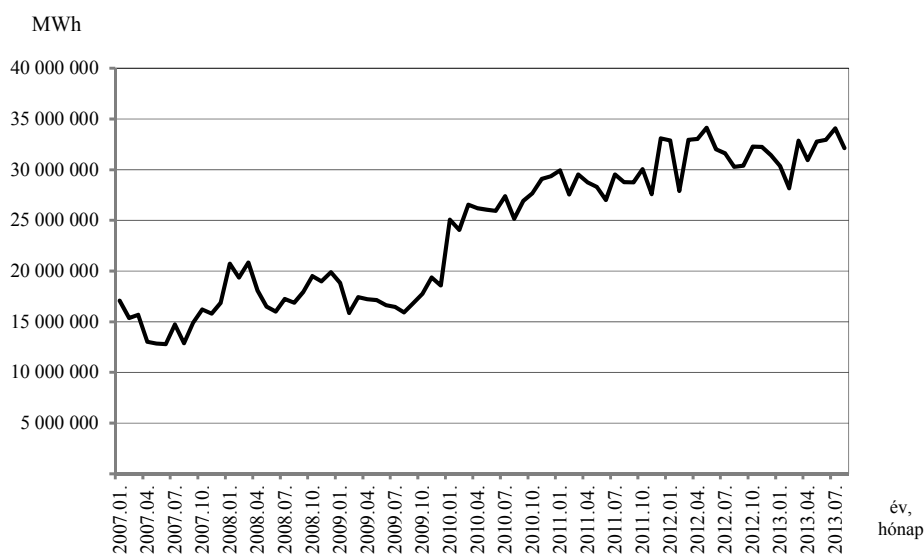
A gyakorlati alkalmazás tekintetében vannak olyan területek, amelyekre a tanulmányban nem térünk ki. Ilyen többek között a periodikus autoregresszív modell alkalmazása *stacioner* idősorok esetén. Az alapötlet, azaz a szezononként változó időbeli függőség, természetesen változatlan.

Más oldalról, a periodikusan integrált modellt helyettesítendő vagy kiegészítendő, jogosan merül fel az ötlet elemzések elvégzésére a logaritmált idősorokon. Közismert, hogy amikor az idősor heteroszkedasztikus, a *logaritmálás* jó eszköz lehet a szórás „kiegyenlítésére”, használata a mi esetünkben a multiplikatív kapcsolat feltételezése végett indokolható. A részletes számítási eredményeket nem közöljük, de röviden elmondható, hogy a logaritmálás nem változtat lényegesen a tanulmányban bemutatott eredményeken, így a periodikusan integrált modell a preferált minden esetben, illetve az előrejelzések pontossága sem változik jelentős mértékben.

## Függelék

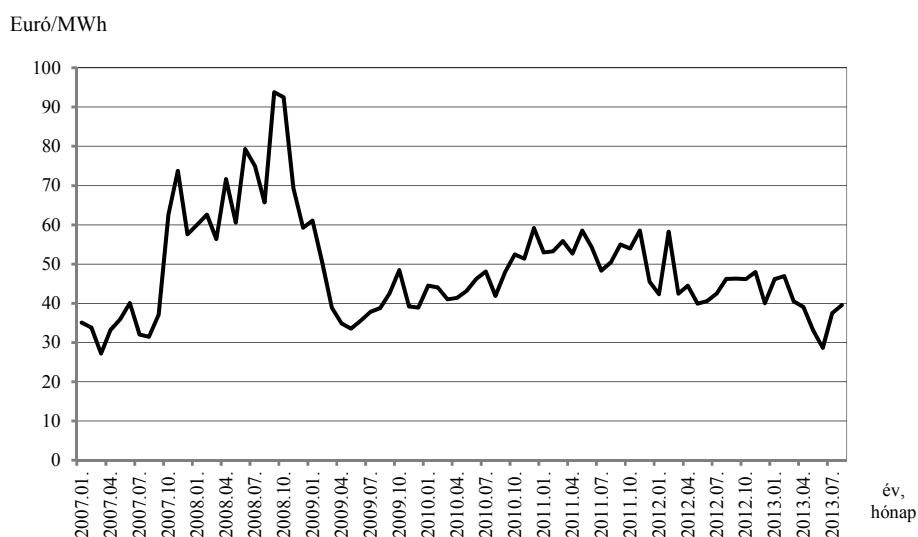
### 1. A tanulmányban vizsgált további idősorok ábrái

F1. ábra. EEX Phelix day-ahead havi volumenidősor

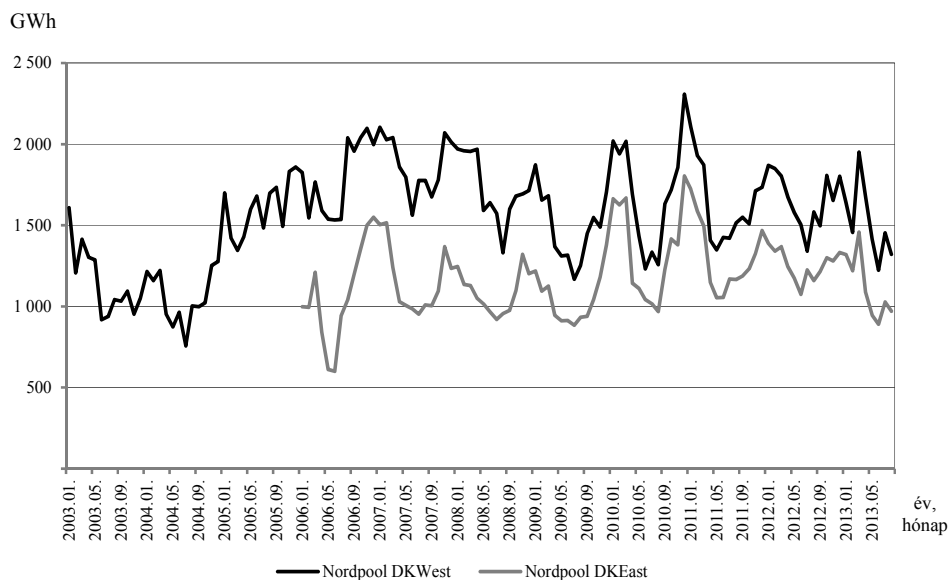


Forrás: Itt és az F2. ábránál [www.eex.com](http://www.eex.com) (Regionális Energiagazdasági Kutatóközpont).

F2. ábra. EEX Phelix day-ahead havi átlagárfolyam-idősor

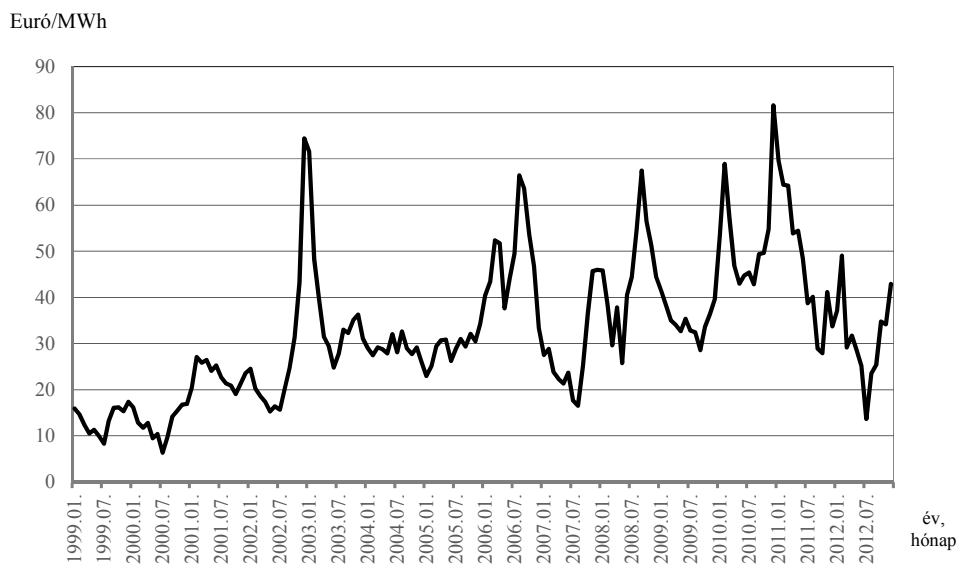


F3. ábra. A Nordpool nyugati és keleti dán régióinak havi volumenidősorai



*Forrás:* [www.energinet.dk](http://www.energinet.dk) (Regionális Energiagazdasági Kutatóközpont).

F4. ábra. Nordpool Elspot day-ahead átlagárfolyam-idősor



*Forrás:* [www.nordpoolspot.com](http://www.nordpoolspot.com) (Regionális Energiagazdasági Kutatóközpont).

## 2. Számítási részeredmények

### 2.1. PAR(P) modellszelekció a késleltetési rend meghatározására (TTF volumenidősor)

F1. táblázat

*PAR(p) modellszelekció a késleltetési rend meghatározására*

| Szelekciós kritérium          | PAR(1)    | PAR(2)    |
|-------------------------------|-----------|-----------|
| F-statisztika (p-érték)       | 0,7747    | 0,5198    |
| R <sup>2</sup> <sub>adj</sub> | 0,9897    | 0,9894    |
| AIC                           | 4 148,943 | 4 120,367 |
| BIC                           | 4 185,274 | 4 187,841 |

*Forrás:* Itt és a további táblázatoknál saját számítás (R).

### 2.2. A becült PIAR-modell részeredményei (TTF volumenidősor)

F2. táblázat

*A becült PIAR modell paramétereinek tesztelése*

|                                    | s = 1 | s = 2 | s = 3 | s = 4 | s = 5 | s = 6 | s = 7 | s = 8 | s = 9 | s = 10 | s = 11 | s = 12 |
|------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| $\alpha_s$                         | 1,144 | 0,935 | 0,895 | 0,752 | 0,944 | 0,878 | 0,958 | 1,051 | 0,945 | 1,399  | 1,097  | 1,148  |
| Standard hiba ( $\alpha_s$ )       | 0,019 | 0,017 | 0,017 | 0,016 | 0,020 | 0,021 | 0,026 | 0,025 | 0,025 | 0,024  | 0,021  | –      |
| t-próba<br>( $H_0: \alpha_s = 0$ ) | 60,21 | 55,00 | 52,65 | 47,00 | 47,20 | 41,81 | 36,85 | 42,04 | 37,80 | 58,29  | 52,24  | –      |
| p-érték<br>( $H_0: \alpha_s = 0$ ) | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000  | 0,000  | –      |

### 2.3. A sokkok hosszú távú hatása (TTF volumenidősor)

F3. táblázat

*A sokkok szezonfüggő hosszú távú hatása*

|       |       |       |        |        |        |        |        |        |        |              |              |        |
|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------------|--------------|--------|
| 1,000 | 1,069 | 1,194 | 1,588  | 1,682  | 1,916  | 2,001  | 1,904  | 2,014  | 1,440  | 1,313        | <b>1,144</b> | 18,265 |
| 0,935 | 1,000 | 1,117 | 1,484  | 1,573  | 1,792  | 1,871  | 1,780  | 1,883  | 1,346  | 1,227        | <b>1,069</b> | 17,077 |
| 0,837 | 0,895 | 1,000 | 1,329  | 1,408  | 1,604  | 1,675  | 1,594  | 1,686  | 1,205  | <b>1,099</b> | <b>0,957</b> | 15,289 |
| 0,630 | 0,674 | 0,752 | 1,000  | 1,060  | 1,207  | 1,260  | 1,199  | 1,269  | 0,907  | 0,827        | 0,720        | 11,505 |
| 0,595 | 0,636 | 0,710 | 0,944  | 1,000  | 1,139  | 1,189  | 1,132  | 1,197  | 0,856  | 0,780        | 0,680        | 10,858 |
| 0,522 | 0,558 | 0,623 | 0,828  | 0,878  | 1,000  | 1,044  | 0,993  | 1,051  | 0,751  | 0,685        | 0,597        | 9,530  |
| 0,500 | 0,535 | 0,597 | 0,793  | 0,841  | 0,958  | 1,000  | 0,951  | 1,007  | 0,720  | 0,656        | 0,572        | 9,130  |
| 0,525 | 0,562 | 0,627 | 0,834  | 0,884  | 1,007  | 1,051  | 1,000  | 1,058  | 0,756  | 0,690        | 0,601        | 9,595  |
| 0,497 | 0,531 | 0,593 | 0,788  | 0,835  | 0,952  | 0,994  | 0,945  | 1,000  | 0,715  | 0,652        | 0,568        | 9,070  |
| 0,695 | 0,743 | 0,830 | 1,103  | 1,168  | 1,331  | 1,390  | 1,322  | 1,399  | 1,000  | 0,912        | 0,794        | 12,687 |
| 0,762 | 0,815 | 0,910 | 1,209  | 1,281  | 1,460  | 1,524  | 1,450  | 1,534  | 1,097  | 1,000        | 0,871        | 13,913 |
| 0,874 | 0,935 | 1,044 | 1,388  | 1,471  | 1,676  | 1,750  | 1,664  | 1,761  | 1,259  | 1,148        | 1,000        | 15,970 |
| 8,372 | 8,953 | 9,997 | 13,288 | 14,081 | 16,042 | 16,749 | 15,934 | 16,859 | 12,052 | 10,989       | 9,573        | –      |

A táblázat néhány eleme a következőképpen kalkulálható (vastag betűvel kiemelt értékek):

$$\begin{aligned}
 & 1,144 - \text{decemberben érkező sokk hatása januárra: } 1,144 (\alpha_{12}); \\
 & 1,069 - \text{decemberben érkező sokk hatása februárra: } 1,144 \cdot 0,935 (\alpha_{12} \cdot \alpha_1); \\
 & 0,957 - \text{decemberben érkező sokk hatása márciusra: } 1,144 \cdot 0,935 \cdot 0,895 \\
 & (\alpha_{12} \cdot \alpha_1 \cdot \alpha_2); \\
 & 1,099 - \text{novemberben érkező sokk hatása márciusra: } 1,148 \cdot 1,144 \cdot 0,935 \cdot \\
 & \cdot 0,895 (\alpha_{11} \cdot \alpha_{12} \cdot \alpha_1 \cdot \alpha_2).
 \end{aligned}$$

Az eredmények azonosak a megfelelő autoregresszív együtthatók szorzatával, hiszen a modell csak egy késleltetést tartalmaz.

## Irodalom

- BOSWIJK, H. P. – FRANCES, P. H. [1995]: Testing for Periodic Integration. *Economics Letters*. No. 48. pp. 241–248.
- BOSWIJK, H. P. – FRANCES, P. H. [1996]: Unit Roots in Periodic Autorregressions. *Journal of Time Series Analysis*. No. 17. pp. 221–245.
- BOX, G. E. P. – JENKINS, G. M. [1970]: *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden Day. San Francisco.
- BURGER, M. – KLAR, B. – MÜLLER, A. – SCHINDLMAYR, G. [2004]: A Spot Market Model for Pricing Derivatives in Electricity Markets. *Journal of Quantitative Finance*. Vol. 4. No. 1. pp. 109–122.
- CLEMENTS, M. P. – HENDRY, D. F. [1997]: An Empirical Study of Seasonal Unit Roots in Forecasting. *International Journal of Forecasting*. Vol. 13. No. 3. pp. 341–355.
- DARBAR, M. S. – DEB, P. [1995]: Does Trading Volume Have a Unit Root? *Applied Economics Letters*. Vol. 2. No. 5. pp. 144–147.
- FRANCES, P. H. [1996]: *Periodicity and Stochastic Trends In Economic Time Series*. Oxford University Press. Oxford.
- FRANCES, P. H. [1998]: *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*. Cambridge University Press. Cambridge.
- FRANCES, P. H. – PAAP, R. [1996]: Periodic Integration: Further Results on Model Selection and Forecasting. *Statistical Papers*. No. 37. pp. 33–52.
- FULLER, W. A. [1976]: *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley. New York.
- GRANGER, C. W. J. – NEWBOLD, P. [1986]: *Forecasting Economic Time Series*. Academic Press. Orlando.
- HAMILTON, J. D. [1994]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton.
- HEATHER, P. [2012]: *Continental European Gas Hubs: Are They Fit for Purpose?* Oxford Institute for Energy Studies. Oxford.
- HYLLEBERG, S. – ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. – YOO, B. S. [1990]: Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*. No. 44. pp. 215–238.
- LIÉLI R. [1999]: *Az időszormodelleken alapuló inflációs előrejelzések: egyváltozós módszerek*. MNB Füzetek. 4. sz. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.

- LOBATO, I. N. – VELASCO, C. [2000]: Long Memory in Stock-Market Trading Volume. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 18. No. 4. pp. 410–427.
- MÁK F. [2011]: Egységgyöktesztek alkalmazása strukturális törések mellett a hazai benzinár példáján. *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 5. sz. 545–573. old.
- MAROSSY Z. [2010]: *A spot villamosenergia-árak elemzése statisztikai és ökonofizikai eszközökkel*. PhD-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- OSTERWALD-LENUM, M. [1992]: A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 54. No. 3. pp. 461–472.
- SUGÁR A. [1999a]: Szezonális kiigazítási eljárások (I.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 9. sz. 705–721. old.
- SUGÁR A. [1999b]: Szezonális kiigazítási eljárások (II.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 10–11. sz. 816–832. old.

## Summary

Modelling of long- and short-term seasonality is an interesting field. The choice between deterministic and stochastic modelling of trends and seasonality and their implications are as relevant as making difference between deterministic and stochastic trends itself. The study addresses a special case when the stochastic trend and seasonality are not independent and the usual differencing filters do not apply. The results are presented for (power and natural gas) day-ahead (spot) trading data of some main European energy exchanges.

## Az idősök szociális segélyezése\*

**Dudás Krisztina,**  
a Központi Statisztikai Hivatal  
vezető tanácsosa  
E-mail: Krisztina.Dudas@ksh.hu

A szociális segélyezés célja a szociálisan rászoruló személyek és családok támogatása. A szociális rászorultság alapvetően a jövedelmi helyzettel összefüggésben értelmezendő, a létfenntartáshoz, a háztartás rendszeres kiadásaihoz szükséges anyagi források részleges vagy teljes hiányára utal, ami napjainkban több tízezer idős embert is érint. Ez a tanulmány arra vállalkozik, hogy a jelzőszámok tükrében bemutassa a szociálisan rászoruló idősöknek folyósított segélyeket, továbbá kísérletet tesz a területi különbségek múltban gyökerező okainak feltárására. Egyre előregedő társadalmunkban az idősök szociális segélyezése is jobban előtérbe kerülhet, melyet gazdasági aktivitásuk fokozódása el-lensúlyozhat. Az idősebbek szélesebb körű foglalkoztatása azonban több tényező együttes függvénye: az érintettek egészségi állapotán, munkaképességén, anyagi helyzetén és munkavállalási hajlandóságán túl a gazdaság munkaerő-fellevő képessége, a munkáltatók foglalkoztatási hajlandósága és az időspolitika egyaránt befolyásolja.

TÁRGYSZÓ:  
Időskor.  
Segély.  
Szociális védőháló.

\* A szerző ezúton szeretne köszönetet mondani *Nagy Renátának*, a KSH munkatársának a térképek elkészítéséért, valamint *Hajós Andreának*, *Pápai Gábornak* és *Tóth Zsófiának* az EMMI munkatársainak a jogszabályok értelmezésében nyújtott segítségükért.



Magyarországon a szociális biztonság a társadalombiztosítás, a családtámogatások rendszere, a szociális segélyezés és szolgáltatások intézménye, valamint különböző foglalkoztatáspolitikai eszközök (például a közfoglalkoztatás) révén valósul meg. A szociális védőháló kiépítettségét elsősorban és szükségszerűen a jogszabályi előírások, valamint az állam és az önkormányzatok anyagi teherbíró képessége határozza meg (Tokaji [2013b]). A források korlátozottsága következtében a rászorulók szükségleteinek kielégítése így esetenként csorbát szenvedhet. A hazai szociális ellátórendszer hatékonysága talán vitatható, szükségessége már kevésbé. A szociális védelmi kiadások hatása többek között abban is megnyilvánul, hogy milyen mértékben képes csökkenteni a szegénységet, a jövedelmi különbségeket. Ennek vizsgálatára az ún. „laekeni” indikátorok segítségével nyílik mód. Az Európai Unió tagállamaira vonatkozó egységes mutatószámrendszerrel európai szinten mérhető és összehasonlítható a szegénység és a szociális kirekesztődés összetett jelensége (KSH [2013a]). Az indikátorok alapján megállapítható, hogy Magyarországon a szociális ellátórendszer jelentősen hozzájárul a szegénység mérsékléséhez és csökkenti a jövedelmi helyzetből eredő különbségeket is.

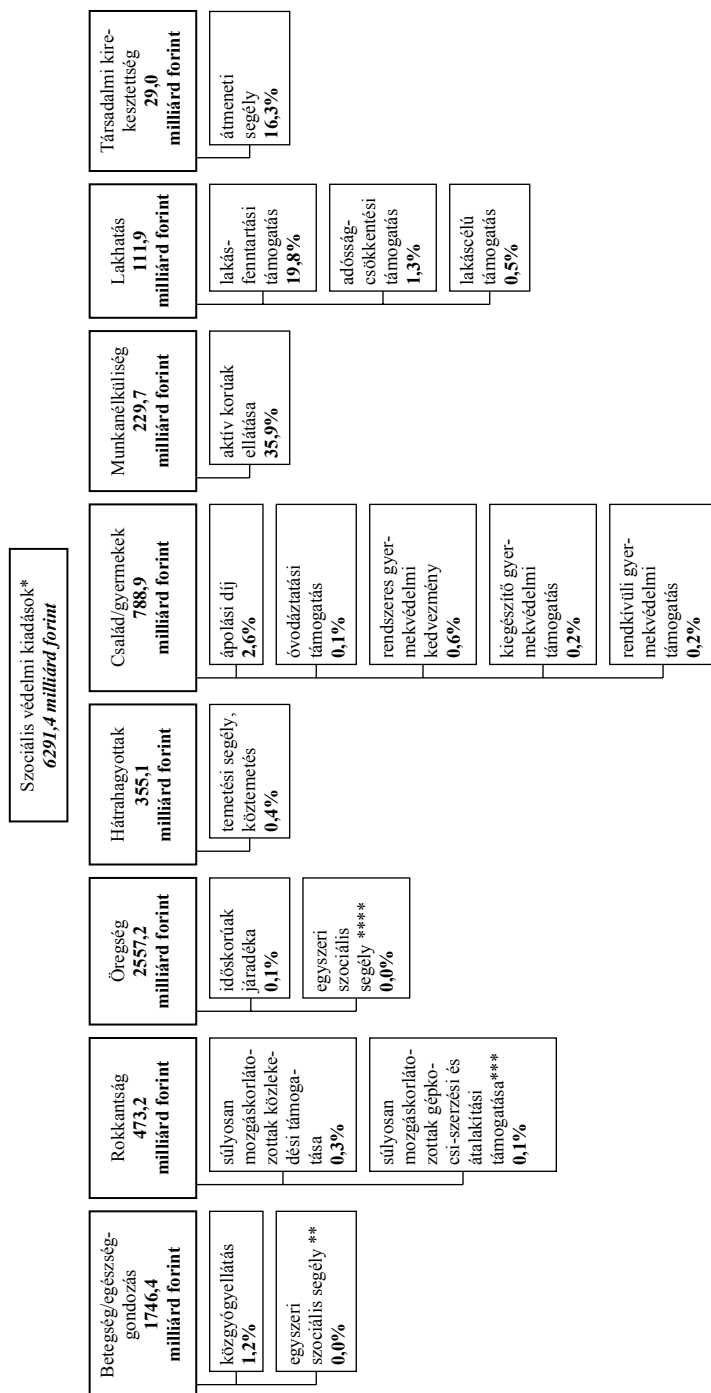
Az összes társadalmi juttatást figyelmen kívül hagyó szegénységi ráta<sup>1</sup> 2012-ben 49,7 százalék volt, vagyis szociális védőháló nélkül a lakosság fele szegény lenne. A szociális védőhálóknak köszönhetően azonban „csak” minden hetedik lakosról mondható el ez. A szegénység kockázata az életkor növekedésével egyre inkább csökken. A 65 év felettiek helyzete a legkedvezőbb, ami a nyugdíjrendszer kiterjedtségének és az értékálló ellátásoknak köszönhető. Ugyanakkor nyugdíjak nélkül 10-ből 9 időszerű szegény lenne.

A nemzetközi összehasonlításból az derül ki, hogy a hazai idősök között kevesebb a relatíve szegény, mint az Európai Unió országainak túlnyomó többségében (Eurostat [2013]). 2012-ben a 65 évesek és idősebbek szegénységi rátája az EU27 átlagának a felét sem érte el. Számszerűen ez azt jelenti, hogy míg Magyarországon az idősök 6,0 százaléka, addig az Unióban e korcsoportnak átlagosan a 14,4 százaléka rendelkezik a relatív szegénységi küszöb alatti jövedelemmel.<sup>2</sup> Magyarországot az EU-tagállamok közül csak Hollandia előzi meg, ahol mindössze 5,5 százalékos a 65 évesek és idősebbek szegénységi rátája, ellenben Cipruson 29,3 százalék a mutató értéke.

<sup>1</sup> A szegénységi ráta azon személyek arányát mutatja a népességben belül, akik a relatív szegénységi küszöb alatti jövedelemmel rendelkeznek. Ez a küszöb az országos szabadon elköltethető medián ekvivalens jövedelem 60 százaléka a társadalmi juttatások figyelembe vételével. 2012-ben Magyarországon az egytagú háztartásokra számított szegénységi küszöb összege 66 399 forint volt (KSH [2013a]).

<sup>2</sup> Az egyes országok szegénységi rátáját a mutató relatív jellege teszi nemzetközi szinten összehasonlíthatóvá. Ez azt jelenti, hogy az egyes országokban a szegénységet a nemzeti szegénységi küszöbhez mérik, amelyet az adott ország gazdasági helyzete alakít (KSH [2013a]).

1. ábra. A szociális védelmi kiadások funkciók szerint, kiemelve a települési önkormányzat által folyósított segélyek arányát, 2011



\* Az összesítés nem tartalmazza az egyéb, máshová nem sorolható önkormányzati segélyeket.

\*\* A kötelező egészségbiztosítás ellátásairól szóló 1997. évi LXXXIII. tv. és „Az Országos Egészségbiztosítási Pénztár főigazgatójának méltányossági, jogkörébe tartozó ellátások megállapításához” című 7001/2000. (PK. 3.) PM irányelv alapján, az Országos Egészségbiztosítási Pénztár által folyósított ellátás.

\*\*\* A szociális és gyámhivatalok hatáskörébe tartozó támogatás.

\*\*\*\* A társadalombiztosítási nyugellátásról szóló 1997. évi LXXXI. tv. és a végrehajtására kiadott 168/1997. (X. 6.) Korm. rendelet alapján, a Nyugdíj folyósító Igazgatóság által folyósított ellátás.

Magyarország 2011-ben 6 291,4 milliárd forintot költött szociális védelemmel kapcsolatos társadalmi juttatásokra (*Eurostat* [2013]).<sup>3</sup> Ezen juttatások egyik csoportját – elsődleges funkció szerint – az öregséggel kapcsolatos kockázatok mérséklésére fordított kiadások képezik, melyek 2011-ben magukban foglalták többek között a nyugdíjak és nyugdíjszerű ellátások egy részét, az időseknek nyújtott szociális szolgáltatásokra (házi segítségnyújtás, szociális étkeztetés, bentlakásos intézményi ellátás stb.) felhasznált összeget, illetve egyes rászorultsági alapon nyújtott, életkorfüggő segélyeket. 2011-ben az összes társadalmi juttatás kétötödét tették ki az öregséggel kapcsolatos szociális kiadások, melyek közel kétharmadát a korbetöltött öregségi nyugdíjak alkották, a kifejezetten időseknek járó segélyek aránya a ráfordításokon belül elhanyagolható mértékű volt. Éppen ezért ritkán készül elemzés erről a témáról, azonban mégis fontos bemutatni az igazán rászoruló idősök helyzetét is, hiszen számuk nem elhanyagolható. Információink azonban korlátozottak, a rendelkezésre álló adatok csak a rendszerbe bekerült rászorulókról számolnak be.

## 1. Segélyezés<sup>4</sup>

A szociális segélyezési rendszer célja, hogy a különféle ellátások, kedvezmények révén segítséget nyújtson az arra rászorulóknak tartós vagy időszakos megélhetési gondjaik enyhítésében, illetve a lakhatással, gyermekneveléssel, megbetegedéssel kapcsolatos kiadásaik csökkentésében. A rendszerváltást követően a szociális segélyek szabályozásának alapjait a szociális igazgatásról és szociális ellátásokról szóló 1993. évi III. törvény (továbbiakban szociális törvény) rakta le, amelyet a gyermekek védelméről és a gyámügyi igazgatásról szóló 1997. évi XXXI. törvény (továbbiakban gyermekvédelmi törvény) és más jogszabályok (kormányrendeletek, önkormányzati rendeletek) követtek. A vonatkozó jogszabályok a települési önkormányzatok kompetenciájába utalták a szociális ellátások folyósítását.<sup>5</sup>

Évről évre jelentős számú szociális segélyezetttről és növekvő összegű ráfordításokról szólnak a statisztikák. Ez számos okra vezethető vissza: többek között a magas munkanélküliségre, a jövedelmi szegénység alakulására és a háztartások eladósodottságára, mindezek egymással is összefüggnek. Munka hiányában az aktív korú-

<sup>3</sup> A legfrissebb rendelkezésre álló adat 2011-re vonatkozik.

<sup>4</sup> Az elemzés a „Kimutatás a pénzben és természetben nyújtható támogatások adatairól” című éves gyakoriságú statisztikai adatgyűjtés adatainak felhasználásával készült. Az egyes szociális ellátásokról a segélyezettek számára és a segélykiadásokra vonatkozó információk érthetők el, azonban a támogatások jellegéből adódóan a jelzőszámok vonatkozási ideje helyenként eltér. Életkor-specifikus adatok korlátozottan állnak rendelkezésre.

<sup>5</sup> 2013. január 1-jétől egyes ellátások átkerültek járási (fővárosi kerületi) hivatali hatáskörbe.

ak és családjuk megélhetése válik bizonytalanná, a tartós munkanélküliség pedig a szociális segélyezetté válás előszobájának is tekinthető. A jogosultsági feltételeket úgy szabályozták, hogy a leginkább nélkülözők megsegítése biztosítva legyen, lakjanak az ország bármelyik szegletében. Sok múlhat ugyanakkor a rászoruló informáltságán és együttműködési készségén is. Figyelembe véve az állami hozzájárulást is 2012-ben az önkormányzatok összesen 145,3 milliárd forintot fordítottak szociális támogatásokra,<sup>6</sup> 65 százalékkal többet, mint az ezredfordulón. Az egy lakosra jutó segélykiadás összege 2000 és 2012 között nominálisan 70 százalékkal, 8 607 forintról 14 645 forintra emelkedett, reálértékben azonban 11 százalékkal csökkent, ami a támogatások elértéktelenedését jelzi. 2012-ben az egy lakosra jutó segélykiadás Szabolcs-Szatmár-Bereg megyében (29 519 forint) és Borsod-Abaúj-Zemplén megyében (27 211 forint) volt a legmagasabb, és Vas (7 742 forint), illetve Győr-Moson-Sopron megyében (6 934 forint) a legalacsonyabb. A települések lélekszámát figyelembe véve is jelentősek a területi különbségek. Az ötszáz főnél kevesebb lakosú falvakban az egy lakosra jutó segélyösszeg 26 183 ezer forint volt, a – kedvezőbb megélhetési lehetőségeket biztosító – fővárosinak a 3,3-szerese.

A hivatkozott központi jogszabályok (törvények, kormányrendeletek) 2012 vonatkozásában összesen tizenkétféle – többségében kiadáskompenzáló típusú – szociális ellátást, kedvezmény neveztek meg.<sup>7</sup> Ezen felül az önkormányzatok saját hatáskörben – saját forrásból – rendelkezhetnek további szociális támogatások odaitéléséről is.<sup>8</sup> A sokféle ellátás lefedi valamennyi megélhetési kockázatot, ugyanakkor elaprózottá teszi a rendszert, különösen, ha figyelembe vesszük, hogy egyes rászoruló családok akár többféle ellátásban is részesülhetnek egyszerre. Ugyanakkor az ellátások sokfélesége – a jogosultsági feltételek szabályozottsága és rendszeres felülvizsgálata révén – csökkentheti a visszaélés kockázatát. 2012-ben az önkormányzatok, egy kivételével, minden településen nyújtottak valamilyen (legalább egy-, de jellemzően tizenegy-tizennégyféle) szociális támogatást vagy kedvezményt.

Általában véve igaz az, hogy a nagyobb településeken többféle ellátást nyújtanak, mint a kisebbeken, ami elsősorban a magasabb népességszámból adódóan a szükségletek differenciáltságával magyarázható, hiszen a támogatások túlnyomó többsége szabályozását tekintve – az igénybevevők lakóhelyétől függetlenül – központilag garantált. 2012-ben a települések jelentős részében többféle rendszeres támogatásra is volt igény, a 100 százalékot közelíti számos rendszeres ellátás területi lefedettsége

<sup>6</sup> Az összesítés a rendszeres gyermekvédelmi kedvezmény vonatkozásában csak a gyermekvédelmi törvény 19. § (1) bekezdés b) pontja szerinti ellátás összegét tartalmazza.

<sup>7</sup> Külön vettem számba az aktív korúak ellátása keretében nyújtható rendszeres szociális segélyt és foglalkoztatást helyettesítő támogatást.

<sup>8</sup> Ide olyan ellátások tartoznak, amelyeket specifikusan a helyi igények, erőforrások és segélyezési preferenciák alakítanak. Vannak köztük például ösztöndíj jellegű, gyermekszületéssel vagy lakhatással kapcsolatos támogatások is. Az áttekinthetőség érdekében ezeket a segélyeket egy (külön) kategóriába soroltam.

is. Az adatok összességében a kisebb-nagyobb megélhetési nehézségekkel küzdő és szociálisan rászoruló rétegek – lakóhelyre való tekintet nélküli – jelenlétéről és a szociális ellátórendszer szükségességéről tanúskodnak.

## 2. Az idősök szociális támogatásai

A szociális ellátások széles spektruma valamennyi korosztályra kiterjed. Idős korban a szociális rászorultság leginkább az egészségi állapottól és a nyugdíj nagyságától függ. Az öregedéssel a munkavállalás visszaszorul, majd megszűnik, idős korban már nem a vagyon gyarapítása, hanem inkább felélése jellemző, és az egészségügyi gondok és az ezzel járó kiadások is megszorodnak. A lakásfenntartás fajlagosan magas költségeit különösen a rossz anyagi helyzetben lévő egyedül élők érezhetik megterhelőnek. Ebből kifolyólag a nyugdíj esetleges hiánya vagy alacsony szintje jelentősen megnöveli a segélyezetté válás kockázatát.

2012-ben a szociális törvény értelmében időskorúnak minősült az, aki a reá irányadó nyugdíjkorhatárt már betöltötte.<sup>9</sup> Kifejezetten ennek a korosztálynak szánt pénzbeli ellátás az *időskorúak járadéka*, amely a megélhetést biztosító jövedelemmel nem rendelkező időskorúaknak nyújt anyagi segítséget. Ebbe a körbe azok a rászoruló idősök tartoznak, akik saját jogú nyugellátással nem rendelkeznek, vagy csak nagyon alacsony összegű ellátást kapnak a Nyugdíjfolyósító Igazgatóságtól (továbbiakban: NYUFIG). Életkörülményeik folytán a hajléktalanok<sup>10</sup> is jogosultságot szerezhettek időskorúak járadékára, amennyiben elérték a nyugdíjkorhatárt. A szociális törvény családi állapot és életkor alapján 2006 óta három lépcsőben differenciálja a támogatás mértékét.<sup>11</sup> Ennek értelmében a legkedvezményezettebb helyzetben a 75. életévüket betöltött egyedülálló személyek vannak. A korábbi kétlépcsős rendszerhez képest, amely csak családi állapot szerint differenciálta a támogatás mértékét, a módosítás célja elsődlegesen a 74 éven felüli, egyedül élő személyek, elsősorban a kistelepüléseken lakó nők helyzetének javítása volt.

A jogosultsághoz szükséges jövedelemhatárt és az ellátás összegét minden jogosultsági csoport esetében az öregségi nyugdíjminimum (továbbiakban ÖNYM) szá-

<sup>9</sup> A társadalombiztosítási nyugellátásról szóló 1997. évi LXXXI. törvény értelmében 2012-ben az öregségi nyugdíjra való jogosultság alsó korhatára a 62. életév volt.

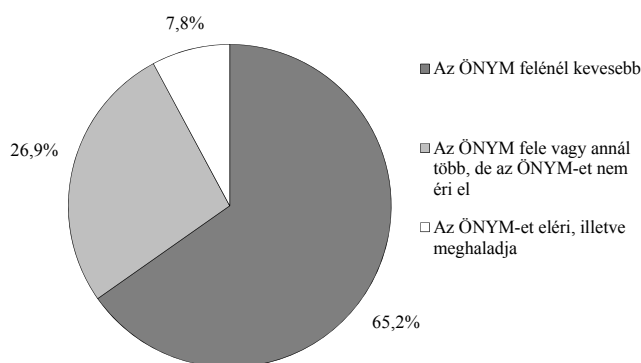
<sup>10</sup> A szociális törvény idevonatkozó rendelkezései szerint hajléktalan az a személy, akinek nincs bejelentett lakóhelye, kivéve azt, akinek bejelentett lakóhelye a hajléktalanszállás.

<sup>11</sup> Figyelembe véve a vonatkozó jogszabályi rendelkezéseket 2012-ben az I. jogosultsági csoportot a 62 éves és idősebb nem egyedülálló, a II. jogosultsági csoportot a 62–74 éves egyedülálló, a III. jogosultsági csoportot a 75. életévüket betöltött egyedülállók alkották.

zalékában határozták meg, melynek összege 2008. január 1. óta változatlanul 28 500 forint.<sup>12</sup> A jövedelemmel nem rendelkező segélyezettek esetében a támogatás mértéke – jogosultsági csoporttól függően – az ÖNYM 80, 95, illetve 130 százalékáig, vagyis havonta legfeljebb 22 800, 27 075, illetve 37 050 forintig terjedhet. A jövedelemmel rendelkezők tekintetében úgy járnak el az önkormányzatok, hogy a meglévő havi jövedelmüket egészítik ki – legfeljebb – a jogosultsági csoportjuknak megfelelő maximális segélyösszegig.

Az ellátás területi lefedettségét tekintve 2012-ben közel minden második településen volt legalább egy időskorúak ellátásában részesülő személy. Összesen havonta átlagosan 6,1 ezer fő kapott ilyen támogatást, közel annyi, mint 2009-ben és 25 százalékkal kevesebb, mint 2000-ben. A 2012. évi támogatottak több mint felét a 62–74 éves korú egyedülállók tették ki. Ebben az évben tízezer 62 éves és idősebb lakosra 29 segélyezett jutott, a megfelelő korú népesség 0,3 százaléka. Az önkormányzatok összesen 1,9 milliárd forintot fizettek ki időskorúak járadéka címén, ami a szociális segélyezésre fordított összes kiadás 1,3 százalékát tette ki. 2012-ben a segélyezettek havonta átlagosan 26 679 forintot kaptak, ami nominálértékben 1,2 százalékkal kevesebb, mint egy évvel korábban. Reálértékben jelentősebb a visszaesés, az egy főre jutó havi átlagos összeg az előző évitől 6,5, a 2008. évitől 17 százalékkal marad el, és nem éri el a 2000. évi szintet sem.

2. ábra. Az időskorúak járadékában részesítettek megoszlása a jogosultság megállapításakor rendelkezésre álló havi jövedelem alapján, 2012. december 31.



A jogosultság megállapításakor rendelkezésre álló havi jövedelem nagysága, valamint a maximális és átlagos segélyösszegek nagyon alacsonyak, különösen a létminimummal való összehasonlításban (de még a szegénységi küszöbhez viszonyítva is). A létminimum olyan megélhetési küszöbérték, amely „biztosítja a magánháztar-

<sup>12</sup> A jogosultság és a támogatási összeg meghatározásának alapját a kérelmező saját és a vele együtt lakó házas társa, élettársa jövedelme alapján számított egy főre jutó havi jövedelem képezi.

tásokban élők számára a folyamatos életvitellel kapcsolatos szerény – a társadalom adott fejlettségi szintjén konvencionálisan alapvetőnek minősülő – szükségletek kielégítését” (KSH [2013b]). 2012-ben az egy egyedül élő nyugdíjas korúra számított havi létminimum 77,4 ezer forint volt, míg a kétfős nyugdíjas korú háztartásokban 133,2 ezer forintra – azaz fejenként 66,6 ezer forintra – volt szükség a minimális megélhetéshez. Összességében a támogatási összeg kevesebb, mint a havi létminimum felét fedezi.<sup>13</sup> Megfordítva az összefüggést, ha a létminimum összegét vennék alapul az ellátásnál előírt jövedelemhatár megállapításánál, akkor a 2–3-szoros emelkedést eredményezne annak összegében, ami jelentősen növelné a potenciális jogosultak számát is. Teljes körű jövedelemadatok hiányában nehéz megbecsülni, hogy összesen hány időskorú, illetve időskorú háztartás felelne meg így a jogosultsági feltételeknek, de jelentős létszámemelkedés valószínűsíthető.

A háztartások jövedelmi helyzetéről a reprezentatív mintavételen alapuló Háztartási Költségvetési és Életkörülmények Adatfelvétel (továbbiakban HKÉF) nyújt információt. Ennek alapján hozzávetőleg 87,9 ezerre emelkedne azoknak az egyedül élő, 62. életévüket betöltött személyeknek a száma, akik jövedelmi helyzetük alapján eséllyel pályázhatnának időskorúak járadékára, amennyiben a jövedelemhatárt a létminimum szintjére emelnék. Ez azt eredményezné, hogy pusztán csak az egyedül élőkkel számolva 14–15-szörösére emelkedne a potenciális jogosultak köre; a 62 éves és idősebb egyedül élők 18 százaléka válna érintetté.

*Az időskorúak járadéka és a létminimum összevetése, 2012\**

| Nyugdíjas korú háztartás típusa a létminimum alapján/Időskorúak járadéka jogosultsági csoport | Jövedelemhatár/maximális segélyösszeg (forint/hó/fő) | Létminimum (forint/hó/fő) | Maximális segélyösszeg a létminimum százalékában |
|---|--|---------------------------|--|
| 2 fő házastárs(élettárs)/<br>I. jogosultsági csoport  | 22 800   | 66 619                    | 34,2   |
| 62–74 éves egyedül élő/<br>II. jogosultsági csoport   | 27 075   | 77 364                    | 35,0   |
| 75. életévét betöltött egyedül élő/<br>III. jogosultsági csoport                              | 37 050   | 77 364                    | 47,9   |

\* A háztartások megfeleltetése a létminimum-számításnál alkalmazott kategóriák szerint történt, így az összehasonlítás nem teljes körű.

<sup>13</sup> Az időskorúak járadéka és a létminimum adatok összehasonlításakor figyelembe kell venni, hogy ez utóbbi esetben a küszöbértékeket háztartásonként nem egy főre, hanem egy fogyasztási egységre számítják. A fogyasztási egység alapú létminimum-számítás figyelembe veszi a háztartás nagyságát, korösszetételét, illetve ezzel összefüggésben a fogyasztási szükségletek differenciáltságát is. A nyugdíjas korú háztartásokban az első felnőtt esetben a fogyasztási egység 0,9, míg a további személyek esetében 0,65. Másrészt a fogyasztáson alapuló létminimum „nem jelent feltétlenül szegénységet, hanem egy olyan jövedelmet, amely lehetővé teszi az alapvető szükségleteken túli igények kielégítését is” alacsony szinten (KSH [2013b]).

Az ellátás tekintetében jelentős területi különbségek mutatkoznak. 2012-ben a támogatottak közel egynegyedét Bács-Kiskun és Hajdú-Bihar megyéből jelentették (14, illetve 10 százalék). Ebben a két megyében volt a legmagasabb az idősök között a segélyezettek aránya is. Az ellenpólust Győr-Moson-Sopron és Komárom-Esztergom megye képviselte. Érdemes még kiemelni, hogy a 75. életévét betöltött egyedülálló, vagyis a legkedvezményezettebb jogosultsági csoportba tartozó segélyezettek közel fele öt megyéből (Bács-Kiskun, Hajdú-Bihar, Szabolcs-Szatmár-Bereg, Csongrád és Borsod-Abaúj-Zemplén) került ki. Jelentős területi különbségek mutatkoznak a támogatottak jövedelem-eloszlása tekintetében is, a legszegényebbek közel fele Bács-Kiskun, Hajdú-Bihar, Borsod-Abaúj-Zemplén és Szabolcs-Szatmár-Bereg megyéből, valamint Budapestről került ki. Heves és Baranya megyében a 80 százalékot is elérte, illetve meghaladta a segélyezettek között a legalacsonyabb jövedelműek aránya.

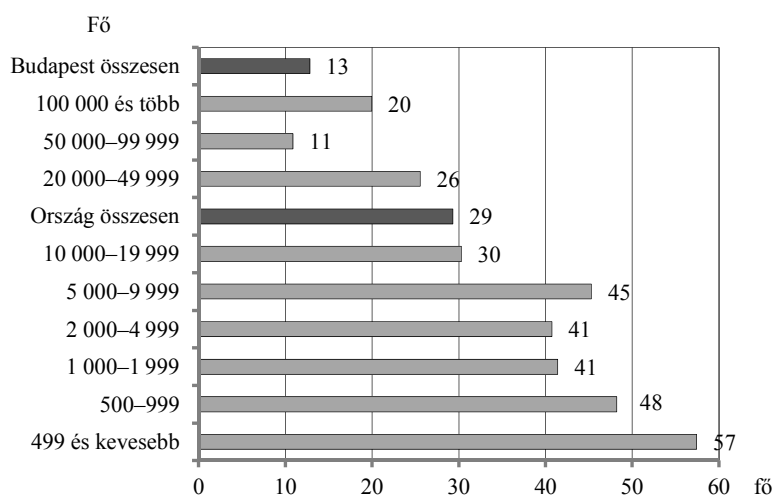
2012-ben Vas megyében kapták havonta átlagosan a legmagasabb (29 318 forint), míg Csongrád megyében a legalacsonyabb (25 089 forint) összegű segélyt, amely 17 százalékos különbség. Az eltérés a segélyezettek jogosultsági csoportok szerinti megoszlására és a jövedelmi viszonyokra vezethető vissza. Vas megyében az ellátottak közel fele – kiugró mértékben – a legkedvezményezettebb jogosultsági csoportból került ki, másrészt pedig relatíve magas a segélyezettek között a legalacsonyabb jövedelműek aránya (75%), vagyis akik az ÖNYM felénél is kevesebb havi jövedelemmel rendelkeztek a jogosultság megállapításakor. Csongrád megyében viszont a támogatottak közel fele rendelkezett legalább ekkora, vagyis 14 250 forintnak megfelelő – de a jövedelemhatárnál alacsonyabb – havi jövedelemmel, mielőtt segélyt kapott volna.

A területi különbségek szembeötlők akkor is, ha a települések népességnagyság szerinti kategorizálását vesszük figyelembe. Az összes segélyezett közel felét az ötezer főnél kevesebb lakosú településekről jelentették. Ez az arány azonban lényegesen magasabb, mint amit a nyugdíjas korú lakosság területi eloszlása indokolna (31%). Az aprófalvakban, melyek népessége nem éri el az ötszáz főt, az országos átlag dupláját közelíti az ellátottak megfelelő korú népességen belüli aránya. Ugyanakkor a főváros, ahol majdnem minden ötödik idős korú él, a segélyezettek mindössze 8,3 százalékát adta 2012-ben.

A 75. életévét betöltött egyedül álló segélyezettek több mint egynegyede a kétezer fő alatti és közel fele az ötezer fő alatti településekről került ki. A kétezer főnél kevesebb lakosú települések segélyezettjeinek közel háromnegyede az ÖNYM felénél is kevesebb havi jövedelemmel rendelkezett, mielőtt számára az idős korúak járadékára való jogosultságot megállapították, míg az országos átlag 65 százalék volt.



3. ábra. Az időskoriúak járadékában részesítettek tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma a település népességnagysága szerint, 2012



## 2.1. Lakásfenntartási támogatás

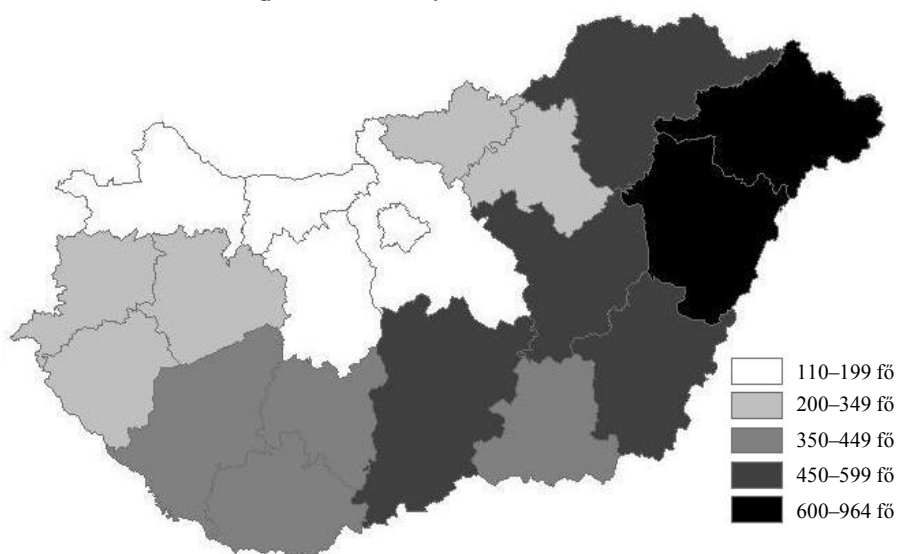
Az idősök lakásfenntartási támogatásban is részesülhetnek. A szociálisan rászoruló személyeknek, családoknak nyújtott anyagi hozzájárulás az általuk lakott lakás (vagy nem lakás céljára szolgáló helyiség) fenntartásával kapcsolatos rendszeres kiadások viselését segíti. 2012. január 1-jétől – a méltányossági ellátás kivezetésével – a rászorulóknak normatív alapon, vagyis a jövedelmi és a vagyoni helyzetük függvényében részesülhetnek támogatásban, illetve amennyiben adósságkezelési szolgáltatásra jogosultak. 2012. év végén összesen 393,2 ezer fő volt jogosult támogatásra, akik közül 70,5 ezer fő (18%) töltötte már be 62. életévét. 2010 decemberében összesen 288,3 ezer fő, ebből 34,3 ezer idős részesült ellátásban. A jelentős növekedés a normatív támogatás jogosultsági feltételeinek 2011. évi enyhítésének, a jövedelemkorlát emelésének köszönhető, amely a korábban szociális gáz-, illetve távhőtámogatásban részesülők kiadásainak kompenzálását szolgálta, e támogatás kivezetése után.<sup>14</sup> A törvénymódosítás leginkább az időseket érintette, egy év alatt, 2010-hez képest, több mint kétszeresére emelkedett a számuk a támogatottak között. Ugyanakkor vezették be a fogyasztási egység alapú jövedelemszámítást is, ami jobban kifejezi a háztartás tényleges fogyasztási szerkezetét, ezáltal célzottabbá vált a normatív ellátás.

<sup>14</sup> A hivatkozott törvénymódosítás 2011. szeptember 1-jén lépett hatályba. (Részletesebben lásd a szociális törvényben.)

A szabályozás értelmében az ellátás havi összege a háztartás jövedelmi helyzete és a lakhatási kiadások alapján differenciált, legfeljebb a lakásfenntartás szociális törvény által elismert havi költségének 30 százaléka, de 2004 óta nem lehet kevesebb mint 2 500 forint. 2012-ben a támogatás egy főre jutó havi átlagos összege 4 488 forintot tett ki, ami nominálértékben 8,4 százalékkal, reálértékben 13 százalékkal alacsonyabb, mint egy évvel korábban. A támogatás elértéktelenedését jelzi, hogy az egy főre jutó havi átlagos összeg vásárlóereje a 2009. évihez képest<sup>15</sup> 24 százalékkal esett vissza.

Az időskorú segélyezettek száma egyenetlenül oszlik el az országban. Három megye (Szabolcs-Szatmár-Bereg, Borsod-Abaúj-Zemplén, Hajdú-Bihar) adta a támogatott idősök több mint egyharmadát. Ugyanakkor Szabolcs-Szatmár-Bereg megyében egyedül volt közel annyi időskorú ellátott, mint hét másikban (Veszprém, Fejér, Zala, Nógrád, Győr-Moson-Sopron, Vas és Komárom-Esztergom) együttvéve.

4. ábra. A 62. életévüket betöltött lakásfenntartási támogatásban részesítettek tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma, 2012. december 31.\*



\* Ország összesen 337 fő.

Az időskorú segélyezettek több mint felét az ötezer főnél kevesebb lakosú településekről jelentették. Az aprófalvakban a 62. életévüket betöltött segélyezetteknek összességében viszonylag kis hányada (6,8%) él, ugyanakkor a megfelelő korú né-

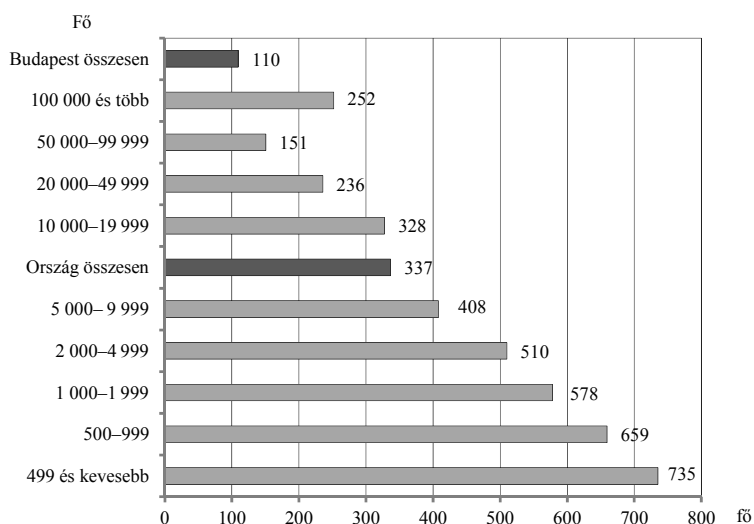
<sup>15</sup> A havi átlagos létszámra, illetve egy főre jutó havi átlagos összegre vonatkozó legkorábbi adat 2009-re áll rendelkezésre.

pesszében belüli arányuk az országos átlag kétszeresét is meghaladja. Általánosságban igaz – a százezer fő feletti települések kivételével<sup>16</sup> –, hogy minél kisebb lélekszámú egy település, annál több a nyugdíjas korúak között a segélyezett.

A lakásfenntartási támogatás igen elterjedt segélyfajta, 2012-ben 10-ből közel 9 településen élt olyan segélyezett, aki már betöltötte 62. életévét. Az érintett települések száma 2008 óta több mint másfélszeresére, ezen belül az aprófalvak száma több mint kétszeresére nőtt. 2012-ben az ötszáz főnél kevesebb lakosú települések háromnegyede adott otthon idős korú segélyezettnek. Mindez a normatív támogatás korábbanál kedvezőbb jogosultsági feltételeinek is köszönhető.

Lakásonként csak egy fő szerezhethet jogosultságot lakásfenntartási támogatásra, ami egyben azt is jelenti, hogy a 4,4 millió lakásból 2012-ben minden tizenegyedikben rászoruló háztartás élt; az összes lakás 1,6 százalékában idős korú ellátott lakott.

5. ábra. A 62. életévüket betöltött lakásfenntartási támogatásban részesítettek tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma, a település népességnagysága szerint, 2012. december 31.



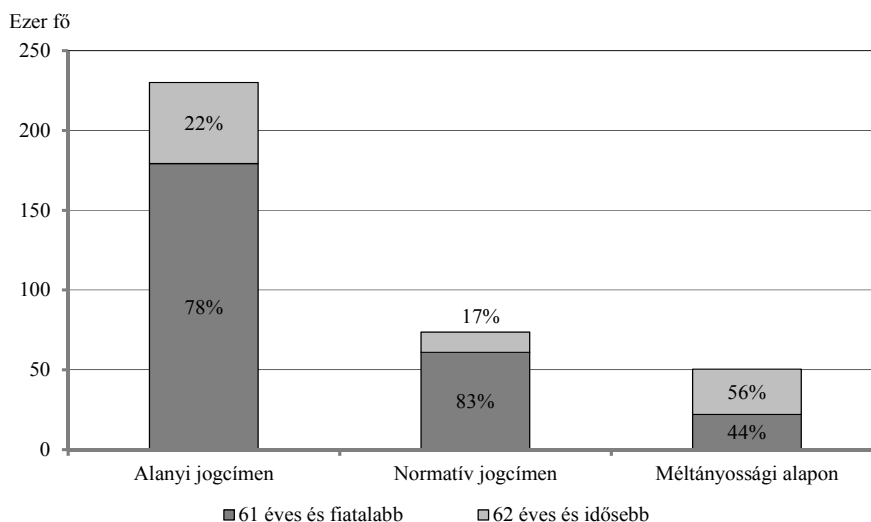
## 2.2. Közgyógyellátás

A közgyógyellátás a szociálisan rászoruló személyek – beleértve a hajléktalankat is – részére az egészségi állapotuk megőrzéséhez és helyreállításához kapcsolódó kiadásaik csökkentése érdekében biztosított hozzájárulás. A közgyógyellátott bizonyos gyógyszerekre, termékekre, ellátásokra térítésmentesen jogosult egy meghatá-

<sup>16</sup> A kivétel a fővárosra nem vonatkozik.

rozott (havi és az akut megbetegedésekhez kapcsolódó kiadásokat kompenzáló eseti) gyógyszerkeret erejéig. A havi gyógyszerkeret felső határa 2006 óta 12 ezer forint, az eseti keret összege évente 6 000 forint. Közgyógyellátási igazolvány adható alanyi, illetve normatív jogcímen, valamint a települési önkormányzat saját hatáskörben, méltányossági alapon is állapíthat meg jogosultságot. Alanyi jogcímen jogosultak többek között – a szociális törvényben előírt feltételek teljesülése esetén – a rokkantsági ellátásban részesülők bizonyos körei. Normatív jogcímen az kaphat közgyógyellátási igazolványt, akinek havi rendszeres gyógyító ellátásának költsége és jövedelmi helyzete azt együttesen indokolja.

6. ábra. A közgyógyellátottak számának jogcím és életkor szerinti megoszlása, 2012. december 31.



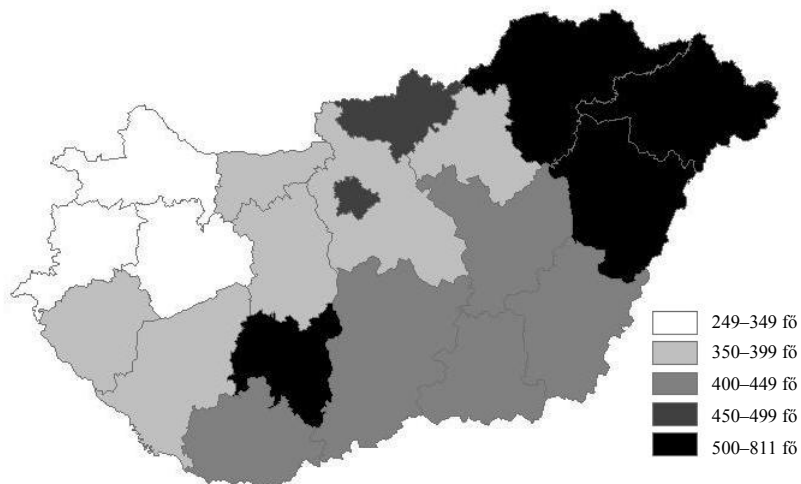
2012. december 31-én összesen 354 ezer fő rendelkezett érvényes közgyógyellátási igazolvánnyal. Közülük 91,8 ezer fő, az összes kedvezményezett több mint egynegyede töltötte már be 62. életévét. Az összes ellátott közel kétharmada, az időskorú ellátottak több mint fele alanyi jogcímen volt jogosult, utóbbiak túlnyomó többségben rokkantság miatt. A 2005. évi maximumot (532,3 ezer fő) követően jelentősen visszaesett a közgyógyellátott személyek száma. Ez leginkább a méltányossági és kisebb mértékben az alanyi, illetve normatív ellátást érintette. A kiadott igazolványok számának csökkenése elsősorban a közgyógyellátás 2006. évi reformjával hozható összefüggésbe, melynek következtében célzottabbá vált a rendszer. Az Állami Számvevőszék (ÁSZ) 2009. évi jelentése megállapította, hogy az átalakítás eltérő hozzáférési feltételeket eredményezett és a rászorultság elve sem egyformán érvényesül. A méltányossági ellátás visszaszorulása mögött az áll, hogy az önkormányzatok számára az új „keretes” rendszer „drágává és nehezen tervezhetővé” alakította a támogatást (ÁSZ [2009]). Az

alanyi jogcímen kiadott igazolványok számának csökkenésében közrejátszott a rokantsággal összefüggő ellátások 2012. évi átalakítása is.<sup>17</sup>

2012-ben tízből kilenc településen volt legalább egy közgyógyellátásban részesülő 62. életévét betöltött személy. Az időskorú támogatottak egyötöde – az időskorú népesség közel egyötödének otthont adó – fővárosból került ki. 2012 végén nyolc megyében (Tolna, Somogy, Heves, Komárom-Esztergom, Zala, Nógrád, Veszprém és Vas) együttvéve volt közel annyi nyugdíjas korú támogatott, mint Budapesten. Szabolcs-Szatmár-Bereg megyéből az időskorú ellátottak 8,7 százaléka került ki, ugyanakkor tízezer megfelelő korú lakosra jutó számuk az országos átlag kétszeresét közelítette. A népességarányos összehasonlításban az ellenpólust Veszprém megye képviselte.

Nagy számban vannak jelen Budapesten az alanyi, illetve a normatív jogcímen és a méltányossági alapon jogosult időskorúak is. 2012 végén különösen az utóbbiak száma volt magas a fővárosban, 10,4 ezer fő, ami a méltányossági ellátásban részesülő idősek több mint egyharmadát, az összes időskorú ellátott több mint egytizedét tette ki. A normatív ellátás esetében, amely kifejezetten a legalacsonyabb jövedelműeket célozza, Szabolcs-Szatmár-Bereg megyét lehet kiemelni, ahonnan az időskorú segélyezettek 13 százalékat jelentettek. Szintén 10 százalék fölött van a normatív ellátásban részesülő idősek aránya Hajdú-Bihar megyében.

7. ábra. A 62. életévüket betöltött közgyógyellátottak tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma, 2012. december 31.\*

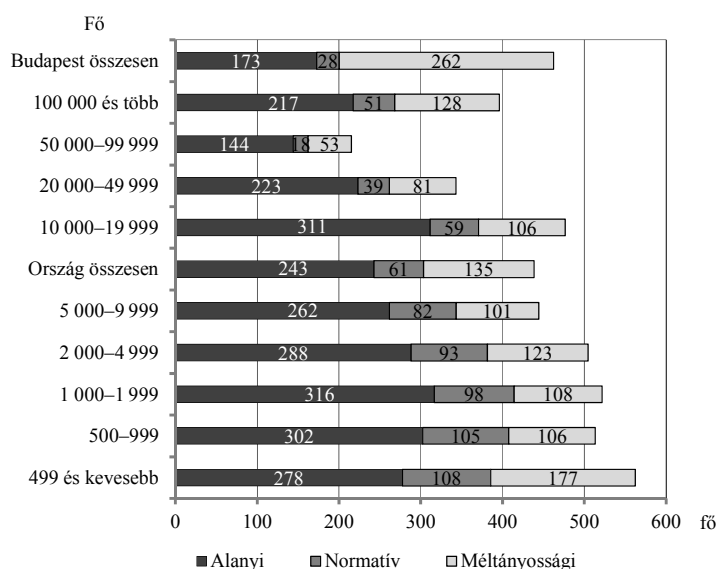


\* Ország összesen 439 fő.

<sup>17</sup> Részletesebben lásd a megváltozott munkaképességű személyek ellátásairól és egyes törvények módosításáról szóló 2011. évi CXCI. törvényben.

A nyugdíjas korú ellátottak egyötöde a kétezer fő alatti, több mint egyharmada az ötezer fő alatti településekről került ki. Ezen belül a normatív jogcímen jogosult idősök felét az ötezer fő alatti településekről jelentették. Ez az arány lényegesen magasabb, mint azt a megfelelő korú népesség területi eloszlása indokolná (31%). Összességében és ezen belül a normatív jogcímen kiadott igazolványok megfelelő korú népességre vetített számát tekintve az aprófalvak vannak a leghátrányosabb helyzetben. Az ötszáz főnél kevesebb lakosú települések közel négyötöde ad otthont közgyógyellátásban részesülő időskorú személynek.

8. ábra. A 62. életévüket betöltött közgyógyellátottak tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma a település népességnagysága szerint, 2012



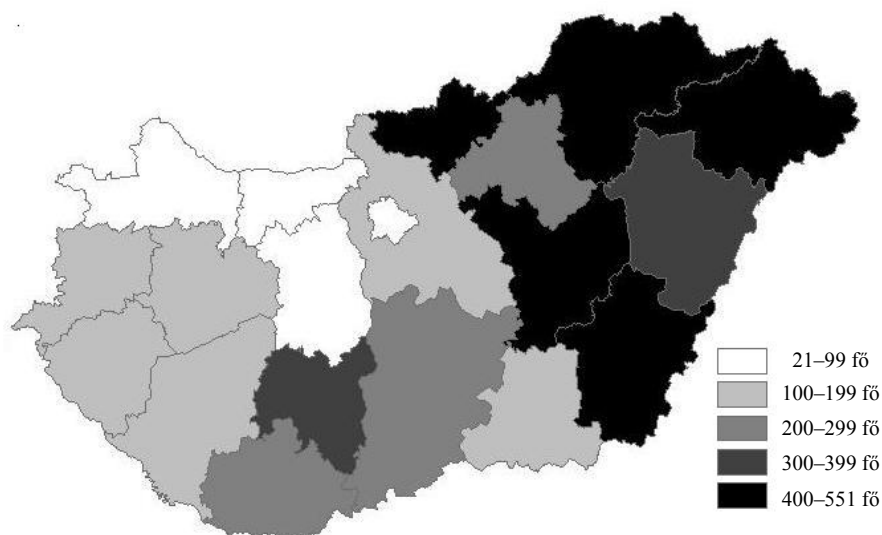
## 2.3. Közlekedési támogatás

A súlyos mozgáskorlátozott személyek közlekedési támogatására 2012. év végéig az a személy volt jogosult, akinek mozgásszervi betegsége és jövedelmi helyzete azt együttesen indokolta, beleértve a rászoruló hajléktalanokat is.<sup>18</sup> A 62. életévüket

<sup>18</sup> A közlekedési támogatás a súlyos mozgáskorlátozottak közlekedési kedvezményeinek reformja keretében 2012. december 31-ével megszűnt, de gépkocsiszerzésre és -átalakításra – a korábbinál lényegesen kedvezőbb feltételek mellett – továbbra is igényelhetnek támogatást a rászorulók, amelyek nyújtása 2011. július 2-tól a szociális és gyámhivatalok feladata, ezt megelőzően a jogosultság megállapítása a települési önkormányzatok hatáskörébe tartozott. A gépkocsiszerzési és -átalakítási támogatás tekintetében életkorra vonatkozó adatok nem állnak rendelkezésre.

betöltött jogosultak a közlekedési támogatás keretében évente 7000 forint összegű juttatásban részesültek (az összeg 1997 óta nem változott). Ha a súlyosan mozgáskorlátozott időszerű személy saját háztartásában kiskorú eltartásáról gondoskodott, akkor 10 500 forint összegű ellátást kapott. A közlekedési támogatás összege a fogyasztói árak emelkedése következtében fokozatosan veszített értékéből, ezért azt a támogatást megszüntették. Az ellátottak száma – beleértve az időseket is – 2004-től folyamatosan csökkent, 2012-ben összesen 89,3 ezer súlyos mozgáskorlátozott személy részesült közlekedési támogatásban. A segélyezettek közel fele töltötte már be 62. életévét. Az önkormányzatok 898 millió forintot – a teljes segélykiadás 0,6 százalékát – fizettek ki közlekedési támogatás címén, melynek több mint egyharmadát az idősek kapták. Egy időszerű átlagosan 7 216 forint ellátásban részesült. Borsod-Abaúj-Zemplén és Szabolcs-Szatmár-Bereg megyéből került ki a 62. életévüket betöltött segélyezettek több mint egynegyede, ha még Békés megyét is hozzászámoljuk, akkor több mint egyharmada. A területi különbségeket jól szemlélteti, hogy egy Komárom-Esztergom megyei időszerű segélyezettre 24 Borsod-Abaúj-Zemplén megyei jutott. Vas és Zala megyében volt a legmagasabb a segélyezettek között a nyugdíjas korúak aránya, közelítette a háromötödöt.

9. ábra. A közlekedési támogatásban részesített, 62. életévüket betöltött súlyos mozgáskorlátozott személyek tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma, 2012\*

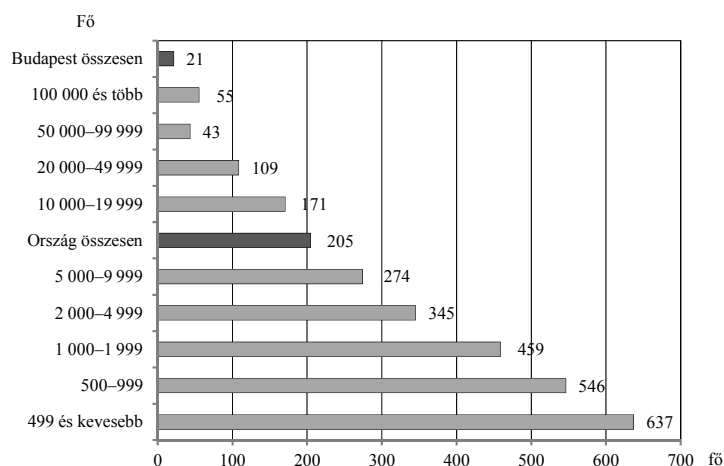


\* Ország összesen 205 fő.

2012-ben az összes település négyötödében, az aprófalvak 67 százalékában tartottak nyilván 62. életévét betöltött, közlekedési támogatásban részesülő személyt. Az

időskorú segélyezettek kétharmadát az ötezer fő alatti településekről jelentették, ami jelentős területi különbségekre utal. Az aprófalvakban tízezer 62 éves és idősebb lakosra átlagosan 637 időskorú támogatott jutott, vagyis az országos átlag több mint háromszorosa. Általánosságban igaz – a százezer főnél népesebb települések kivételével<sup>19</sup> –, hogy minél kisebb lélekszámú egy település, annál több a segélyezett a nyugdíjas korúak között. Ez visszavezethető arra, hogy a kisebb települések, különösen az aprófalvak egészségügyi és infrastrukturális ellátottsága elmarad a nagyobb városokétól, így onnan az időseknek többet kell utazniuk, például orvoshoz.

10. ábra. A 62. életévüket betöltött közlekedési támogatásban részesítettek tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma a település népességnagysága szerint, 2012



## 2.4. Átmeneti segély

A 62. életévüket betöltött személyek részesülhetnek átmeneti segélyben is, amely a létfenntartást veszélyeztető rendkívüli élethelyzetbe jutott, valamint időszakosan vagy tartósan létfenntartási gonddal küzdő személyek – beleértve a hajléktalanokat is – részére nyújtott ellátás. Elsősorban azokat a személyeket indokolt átmeneti segélyben részesíteni, akik önmaguk, illetve családjuk fenntartásáról más módon nem tudnak gondoskodni, vagy alkalmanként jelentkező többletkiadások, különösen betegség, elemi kár miatt anyagi segítségre szorulnak. E támogatás adható alkalmanként vagy havi rendszerességgel is, utóbbi esetben többek között jövedelemkiegészítő céllal. A jogosultsági feltételek részletes meghatározása a települési önkormányzatok saját kompetenciájába tartozik. 2012 decemberében összesen 77,9 ezer fő kapott

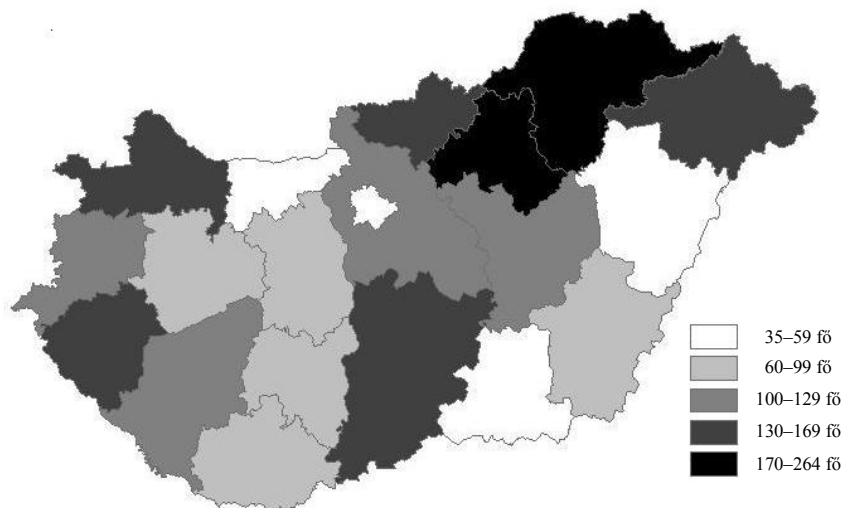
<sup>19</sup> A kivétel a fővárosra nem vonatkozik.



átmeneti segélyt. Több mint egynegyedük már betöltötte 62. életévét. 2007 és 2012 között a támogatást igénybe vevők száma valamivel több mint kétharmadára, az időskorú ellátottak száma kevesebb mint felére esett vissza. Az átmeneti segély vonatkozásában már nagy szerepe van az önkormányzatok pénzügyi lehetőségeinek is, mivel a forrásokat maguknak kell kigazdálkodniuk.

2012-ben Zala megyében minden második, míg Tolna megyében a segélyezettek mindössze 13 százaléka volt 61 évesnél idősebb. Az összes időskorú támogatott több mint egynegyede Borsod-Abaúj-Zemplén és Pest megyéből került ki. A területi különbségeket jól szemlélteti, hogy egy Tolna megyei időskorú segélyezettre tíz Borsod-Abaúj-Zemplén megyei jutott.

11. ábra. Átmeneti segélyben részesített időskoriúak tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma, 2012. december\*

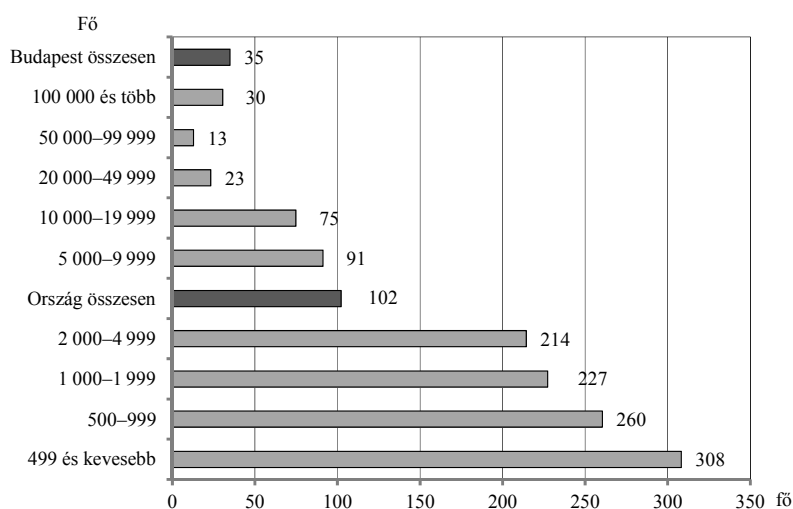


\* Ország összesen 102 fő.

2012 decemberében az összes település több mint egyharmadában, az aprófalvak kevesebb, mint egyötödében utaltak ki átmeneti segélyt 62. életévét betöltött személynek. Az időskorú támogatottak 71 százaléka az ötezer fő alatti településekről került ki. Ezekben a településeken alapvetően magasabb is (38-40%) az ellátottak között az időskorúak aránya, mint a nagyobb településeken. Az aprófalvakban tízezer 62 éves és idősebb lakosra átlagosan 308 időskorú támogatott jutott, ami az országos átlag háromszorosának felel meg. Általánosságban igaz – a százezer fő feletti települések kivételével<sup>20</sup> –, hogy minél kisebb lélekszámú egy település, annál több a nyugdíjas korúak között a segélyezett.

<sup>20</sup> Budapesttel együtt értendő.

12. ábra. A 62. életévüket betöltött átmeneti segélyezettek tízezer megfelelő korú lakosra jutó száma a település népességnagysága szerint, 2012



Az idősök a felsoroltakon kívül további szociális ellátásokban is részesülhetnek, például tartósan gondozásra szoruló személy otthoni ápolását végző hozzátartozóként ápolási díjban, kiskorú gyámjaként kiegészítő gyermekvédelmi támogatásban,<sup>21</sup> lakhatást segítő adósságcsökkentési támogatásban, temetési segélyben, azonban ezek igénybevételéről életkorra vonatkozó adatok nem állnak rendelkezésre. A rászorulóknak akár többféle szociális segélyben is részesülhetnek párhuzamosan, ha családi és egészségi állapotuk, illetve jövedelmi helyzetük azt együttesen indokolja, valamint egyéb – nem szociális rászorultságtól függő – ellátásokat is igénybe vehetnek, amennyiben megfelelnek a jogosultsági feltételeknek (például vakok személyi járadéka, fogyatékosági támogatás, rokkantsági ellátás). Megjegyzendő még, hogy többféle ellátásra való együttes jogosultság esetén sem garantált a létminimum szintjének elérése.

### 3. Az idősök segélyezetté válásának és a területi különbségek okai

2012-ben a vizsgált ellátások többsége esetében az ötezer fő alatti településekről került ki az idős korú segélyezetteknek legalább a fele, amely jóval meghaladja azt

<sup>21</sup> 2013. április 1-jétől a kiegészítő gyermekvédelmi támogatás a rendszeres gyermekvédelmi kedvezmény egyik komponensévé vált.

az arányt, amelyet a 62 éves és idősebb népesség területi eloszlása indokolna (31%). A statisztikákból az is látható, hogy a legkisebb településeken a legmagasabb az idősök között a segélyezettek aránya. E két egymással összefüggő jelenség több tényező együttes következménye, melyeket segíthet megérteni az ott élők helyzetének és az elmúlt évtizedek társadalmi-gazdasági változásainak áttekintése.

### 3.1. Halmazott hátrányok a foglalkoztatásban

A 2011. évi népszámlálás adatai alapján a községekben élő 65 évesek és idősebbek négyötöde (a Szabolcs-Szatmár-Bereg megyei községekben 87 százaléka) legfeljebb az általános iskola 8. osztályát fejezte be sikeresen, ami lényegesen rosszabb mint az országos átlag (63%).<sup>22</sup> Míg napjainkban az alacsony iskolai végzettség munkaerő-piaci hátrányokat eredményez, az államszocialista rendszerben, a teljes foglalkoztatás időszakában nem kellett emiatt aggódniuk a munkavállalóknak. A rendszerváltást követően azonban a működő bányák, ipari üzemek többsége bezárt, a termelőszövetkezetek mellett megszűntek a melléküzemágak is, tovább csökkentve a helyi munkaalkalmakat. Kiterjedt válságzónák alakultak ki Borsod-Abaúj-Zemplén, Szabolcs-Szatmár-Bereg és Nógrád megyében és a Dunántúli-középhegység több bányászattal foglalkozó körzetében (*Beluszky–Sikos [2007]*). A falvakban lakó aktív korú lakosság helyzetét tovább nehezítette, hogy a szűkülő munkalehetőségek miatt a munkaerő-piacon is megindult a verseny, ahol a korábban az alacsony vagy szakmai végzettséget nem igénylő, egyszerű foglalkozásokban dolgozó munkaerő szükségszerűen hátrányba került. Munkavállalás szempontjából a „világtól elvágtott” aprófalvak alacsonyan iskolázott lakói kerültek a legnehezebb helyzetbe. A rendszerváltással – pozitív hatásai mellett – megjelent a munkanélküliség is, ami az említett okok miatt nagymértékben érintette a falvak lakóit, megnehezítve számukra az öregségi nyugdíjhoz – öregségi megélhetésük elsődleges forrásához – szükséges szolgálati idő megszerzését is.<sup>23</sup>

A szakmai végzettség hiánya beszűkíti a munkavállalási lehetőségeket, az üzött foglalkozások pedig meghatározzák a későbbi nyugdíjazás feltételeit. Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság (ONYF) 2012. január havi statisztikái szerint az

<sup>22</sup> A hivatkozott esetben a községek adatait mutattam be, mert az ötezer fő alatti települések lakóinak iskolázottságára vonatkozó információk a tanulmány készítése során nem álltak rendelkezésre, és a két településhalmaz közötti jelentős átfedés alapján megengedhetőnek tartottam a behelyettesítést. (2012-ben az ötezer fő alatti települések 97 százaléka jogállását tekintve község volt, a községek 99 százalékában kevesebb mint ötezer ember élt.)

<sup>23</sup> Az 1990-es évek elején közel hétszáz ezerre nőtt a regisztrált munkanélküliek száma. Borsod-Abaúj-Zemplén megyében 17, Szabolcs-Szatmár-Bereg megyében 19 százalékra ugrott a munkanélküliségi ráta, „de egyes kistérségekben, községekben elérhette az 50 százalékot is” (*Beluszky–Sikos [2007]*).

aprófálokban a legalacsonyabb a betöltött nyugdíjkorhatár után kapott (ún. korbetöltött) öregségi nyugdíj egy főre jutó havi átlagos összege, 87 611 forint, amely 40 százalékkal kevesebb a budapestinél. Közel háromszáz településen, melyek kétharmada aprófalva, a korbetöltött öregségi nyugdíj egy főre jutó havi átlagos összege a 80 ezer forintot sem éri el. A 2012. évi HKÉF-adatok vizsgálata is hasonló eredményre vezetett, miszerint az egy, illetve két idős korú (62 éves vagy idősebb) személyből álló háztartások jövedelme a települések közül általában véve a községekben a legalacsonyabb. Ez arra enged következtetni, hogy a kisebb települések időseinek jövedelmi helyzete általában véve rosszabb, mint a nagyobb településeken lakóké, így rendszeres kiadásaik viseléséhez nagyobb valószínűséggel szorulnak támogatásra, annak ellenére is, hogy vidéken olcsóbb a megélhetés. Ez egybecseng azzal, hogy az időskorú segélyezettek között magas a kis településeken lakók aránya az ország egészéhez és a megfelelő korú népesség területi eloszlásához mérten is.

### 3.2. A lakásfenntartási kiadások és a kommunális ellátottság fejlődése

Arra, hogy miért van az időskorúak között egy nagyobb városnyi lakásfenntartási támogatásban részesülő, részben magyarázatot adhat, hogy a 2012. év adatait vizsgáló HKÉF során az egy-, illetve két idős korú személyből álló háztartások túlnyomó többsége (93, illetve 89 százaléka) településtípustól függetlenül többé-kevésbé „megterhelőnek” tartotta a lakásfenntartási költségeket. Nagy eltérés mutatkozik ugyanakkor a két háztartástípus között azoknak az arányában, akik „nagyon megterhelőnek” érzik a lakásfenntartási költségeket, amiből az következik, hogy elviselhetőbbek a lakhatási kiadások azon idősök számára, akiknek megosztva kell viselniük azokat.<sup>24</sup> 2012-ben a nyugdíjas háztartások<sup>25</sup> kiadásaik legnagyobb hányadát (29 százalékat) lakásfenntartásra és háztartási energiára fordították, ami kis mértékben meghaladja az összes háztartás átlagát (25%) (KSH [2014a]).

A lakásfenntartási kiadások a rendszerváltozás után kezdtek jelentősen emelkedni, ami szorosan összefügg a közműfejlesztésekkel, a lakásállomány minőségének javulásával és a háztartási energiaárak átlagosnál nagyobb mértékű növekedésével (Dóra [2000]). A legrégebben épült lakásokban többnyire idősök (is) laknak, általában véve mégis elmondható, hogy az idősök otthonainak komfortossága is jelentős mértékben javult az elmúlt évtizedekben. A népszámlálások adatai szerint 1990 és 2011 között a csak időskorúak (legalább 60 évesek) lakta lakások közül a komfortos, összkomfortos lakások aránya 49-ről 91 százalékra emelkedett.

<sup>24</sup> Az egyedül élő idősök 40 százaléka, a kéttagú idős korú háztartások 21 százaléka érzi „nagyon megterhelőnek” a lakhatási kiadásokat.

<sup>25</sup> Olyan háztartás, ahol van nyugdíjas.

A segélyezési adatok kapcsán érdemes megvizsgálni a települések kommunális ellátottságának fejlődését, ami a területi különbségek okainak magyarázatához is adalékul szolgálhat. Az elmúlt évtizedekben Magyarországon egyre jobban kiépült az áramellátás, a közüzemi ivóvíz- és szennyvíz-, valamint a gázhálózat, ami arányában a kisebb településeket érintette a leginkább. Mára gyakorlatilag minden településen van vezetékes ivóvíz és villanyáram. 1990 és 2012 között a községekben 70-ról 91 százalékra emelkedett a vezetékes ivóvízhálózatba és 3,2-ről 47 százalékra a szennyvízhálózatba bekapcsolt lakások száma. Vezetékes gáz 2012-ben tízből 9 településen elérhető volt, beleértve az aprófalvak jórészét is. A gázhálózatba bekapcsolt lakások aránya a vizsgált időszakban összességében 42-ről 75 százalékra emelkedett. Jelentősen nőtt tehát az életminőséget javító kommunális szolgáltatások területi lefedettsége, ugyanakkor ezzel egy újabb - korábban nem létező - rendszeres kiadási forma is jelentkezett a háztartások életében. Mindez a fejlesztésben érintett, de a megélhetést biztosító jövedelemmel nem rendelkező időskorúakra, illetőleg a kisnyugdíjasokra jelentős többletterhet ró; különösen, ha figyelembe vesszük, hogy 2001 és 2012 között a háztartási energia ára az általános fogyasztói árszínvonalnál jóval meghaladó ütemben nőtt. Ez – a jövedelmi viszonyok mellett – magyarázatul szolgálhat arra, hogy országos viszonylatban miért az ötezer főnél kisebb településekről kerül ki a lakásfenntartási támogatásban részesített idősök több mint fele; mindamellett, hogy a 2005. évi mikrocenzus adatai alapján a substandard<sup>26</sup> lakások aránya az aprófalvakban a legmagasabb, és lakóik 40 százaléka egyedülálló, túlnyomó többségében 65. életévét betöltött ember (*Székelly* [2012]).

### 3.3. Egészségügyi problémák

A HKÉF adatai alapján 2012-ben a 62 éves és idősebb lakosság háromnegyedének volt valamilyen tartós vagy krónikus egészségügyi problémája, ehhez képest az időskorú közgyógyellátottak száma kifejezetten alacsonynak mondható, de nem elhanyagolható. A szociális rászorultság alapján megítélt támogatást az idősök esetében elsősorban rokkantsággal összefüggő egészségügyi problémák kezelésére adják, de számos esetben (normatív támogatás) a tartós betegségek mellett a rossz jövedelmi helyzet is közrejátszik. A nyugdíjas háztartásokban a lakhatás és az élelmiszerek mellett az egészségügyi kiadásokra fordítják a legtöbbet, havonta átlagosan 7,2 ezer forintot, ami meghaladja az összes háztartás átlagának kétszeresét (*KSH* [2014a]). A rászoruló idősök helyzetét nehezíti, hogy a gyógyszerárak a 2000 óta eltelt évek többségében az általános fogyasztói árszínvonalnál nagyobb mértékben emelkedtek.

<sup>26</sup> *Székelly* [2012] tanulmányában substandardnek minősíti azt a lakást, ahol a következők közül valamelyik feltétel fennáll: a lakásban nincs WC, nincs fürdőszoba, csatornázatlan, a lakás alapozás nélküli vagy vályog falú épületben van.

## 4. Előrettekintés

Az idősök segélyezését és a települések népességét tekintve összességében, az átlagosnál több időskorúnak otthont adó aprófalvak vannak a leghátrányosabb helyzetben, habár ez nem minden megyére igaz. A kistelepüléseken az egészségügyi és infrastrukturális ellátottság hiányosságai, a gazdasági pangás, a nagymértékű népességfogyás és -előregedés a fő problémák. A munkalehetőségek hiánya miatt a kis-községek „népességmegtartó ereje” gyenge, főleg a munkavállalási korú lakosság vonatkozásában, ami egyrészt az előregedést erősíti, másrészt a helyiadó-bevételek nagyságára is negatívan hat, következésképpen a segélyekre is kevesebb pénz jut. A gazdasági pangás miatt azok az idősök sem tudnak munkát vállalni, akik egyébként szeretnének még dolgozni. A szociális ellátások iránti igény azonban az aprófalvakban általában véve jelentős, amit jól szemléltet a segélykifizetések népességre vetített mértéke, amely országos viszonylatban ezeken a helyeken kiemelkedő. Az aprófalvak „örökölt” hátrányait, a rendszerváltás társadalmi-gazdasági hatásait több tanulmány is érintette már (*Bajmócy–Balogh* [2002], *Facilitátor...* [2006], *Bajmócy–Józsa–Pócsi* [2007], *Józsa* [2014]), melyek arra is kitértek, vagy azt is hangsúlyozták, hogy az aprófalvak fejlettségük és a kitorési lehetőségek szempontjából korántsem (és egyre kevésbé) képeznek homogén csoportot. A segélyezési statisztikák rávilágítanak, hogy jellemzően Szabolcs-Szatmár-Bereg, Hajdú-Bihar és Békés megye aprófalvaiban a legmagasabb az idősök között a támogatásban részesülők aránya.

Az aprófalvak társadalmi-gazdasági helyzetének javítását, ahol erre lehetőség van, a fejlődést elősegítő sikerességi tényezők (erősségek) támogatására és a hátráltató tényezők visszaszorítására fókuszáló fejlődési pálya kialakítása segítheti elő. Az aprófalvak sikeressége szempontjából „egyaránt fontos a lakosság megtartása, a gazdasági, társadalmi, ellátottsági, közlekedési és idegenforgalmi mutatók fejlettsége, a településvezetés és a lakosság aktivitása, a környezet és az építmények megóvása, valamint a környező településekkel való együttműködési hajlandóság” (*Józsa* [2014]). Az aprófalvak felzárkózása a helyben lakó idősebb passzív (gazdaságilag nem aktív és/vagy segélyezett) korosztály számára is előnyös lehet, illetve elő is segítheti munkavállalási szándékuk megvalósítását. Egyik oldalról az idősebbek gazdasági aktivitásának élénkülésével – melyet a születéskor várható élettartam növekedése (*Eurostat* [2013]) és a munkavállalási kor kitolódása valószínűsít – és ezzel párhuzamosan jövedelmi helyzetük javulásával (szinten tartásával), kevesebben szorulnának közülük segélyekre a megélhetésükhöz. Másik oldalról a helyi településfejlesztési lehetőségek kiaknázásával, a helyiadó-bevételek növekedésével több jutna a valóban rászoruló idősök segélyezésére is.

A két legutóbbi népszámlálás adatai alapján a 60 éves és idősebb foglalkoztatottak száma közel megháromszorozódott, a megfelelő korú népességen belüli arányuk

2,8-ról 7,3 százalékra emelkedett, ami az idősebb korosztály gazdasági aktivitásának növekedését jelzi.<sup>27</sup> A jövőben az idősök munkavállalási esélyeit javíthatja, hogy folyamatosan növekszik iskolázottságuk: 2001 és 2011 között a 60 évesek és idősebbek közül a legalább érettségivel rendelkezők száma közel megkétszereződött; 2001-ben több mint egyötödüknek, 2011-ben már több mint egyharmaduknak volt érettségi bizonyítványa, vagyis nemcsak az érettségizettek száma, hanem népességen belüli arányuk is jelentősen emelkedett.

Az idősök munkaképességének megőrzéséhez egészségi állapotuk javulására lenne elsődlegesen szükség. A jelenlegi kilátások nem kedvezők, hiszen 2012-ben a 62 éves és idősebb korosztály háromnegyedének volt valamilyen tartós vagy krónikus egészségügyi problémája. Ugyanakkor az egészségben eltöltött évek száma növekvő tendenciát mutat: 2005 és 2012 között a 65 éves korban az egészségben várható élettartam Magyarországon a nők esetében összességében 1,4 évvel, a férfiak esetében 1,3 évvel nőtt (*Eurostat* [2013]). Míg a „biológiai öregedés” egyre későbbre tolódik, addig a „társadalmi öregedés” egyre korábban kezdődik (*Havasi* [2000]), emiatt a szemléletváltás is fontos tényező a munkavállalási kor kitolódásában. Az átlagos nyugdíjba vonulási kor csak nagyon lassan emelkedik egyrészt amiatt, hogy az emberek igyekeznek minél hamarabb nyugdíjba menni, másrészt a gyors technológiai fejlődéssel lépést tartani nem tudó idősök foglalkoztatása helyett a munkáltatók számára gazdaságosabb a rugalmasabb, fiatalabb munkaerő alkalmazása (*Simonovits* [2009], *Tokaji* [2013a]).

Az újabb generációk hatvanas éveikbe lépő tagjainak jövedelmi helyzete jobb, mint a „régiké”é. Ebből az következik, hogy összességében az időskorúak átlagos jövedelmi helyzete az új belépőkkel javul, míg az egyes idős emberek megélhetése a munkaerőpiacról kilépve, életkoruk előrehaladtával egyre bizonytalanabbá válhat. „Az időskorúak összességének jövedelmi helyzete tehát relatíve javulhat, miközben az egyes idős emberek abszolút helyzete összességében romlik.” (*Havasi* [2000]). Ezt a képet némiképp árnyalja az, hogy a nyugdíjas korba újonnan belépők között továbbra is lehetnek (és vannak is) igen rossz anyagi körülmények között élők is. Aktív korban a tartós munkanélküliség, a vagyon és a megélhetést biztosító jövedelem hiánya, különösen a nyugdíjkorhatár betöltését megelőző években, nagymértékben valószínűsíti a segélyezett életforma „átörökítését” az időskorra is. Hátrányos munkaerő-piaci helyzetüknek és rossz anyagi körülményeiknek köszönhetően 2012 végén 17,6 ezer 57-61 éves személy volt jogosult életkora alapján<sup>28</sup> – megélhetésükhöz való hozzájárulásként – rendszeres szociális segélyre. Emellett az egyéb jogcímenek rendszeres szociális segélyre jogosultak – leginkább az egészségkárosodottak

<sup>27</sup> Foglalkoztatottnak minősült minden 15 éves és idősebb személy, aki az eszmei időpontot megelőző héten legalább egy órányi, jövedelmet biztosító munkát végzett, vagy rendszeres foglalkozásától csak átmenetileg volt távol.

<sup>28</sup> A szociális törvény 37. § (1) bekezdés b) pontja szerint.

és a helyi rendelet alapján (méltányossági alapon) ellátottak – között is vannak olyanok, akik néhány éven belül eléri a nyugdíjkorhatárt. Ez az időskorúak járadékában részesülők számának részleges vagy teljes „újratermelődését” okozhatja. Esetükben az időskori foglalkoztatás sem reális lehetőség a létfenntartási gondok (tartós) csökkentésére és a segélyezetté válás (tartós) elkerülésére, különösen, ha munkaképességük nagymértékben korlátozott.

A Népeségtudományi Kutatóintézet népesség-előreszámítása alapján az idősök aránya tovább emelkedik. Magyarországon 2060-ra várhatóan a lakosság egyharmada lesz 65 éves vagy idősebb, a 60. életévüket betöltöttek aránya 39 százalék lesz. Egyre öregedő társadalmunkban az idősök növekvő méretű szociális segélyezését a jövőben foglalkoztatásuk bővülése ellensúlyozhatja. Ezt támogatja az Idősügyi Nemzeti Stratégia is, melynek átfogó céljai között szerepel az „olyan gazdasági és társadalmi környezet kialakítása, amelyben az idősödő és idős emberek meg tudják őrizni aktivitásukat, társadalmi részvételüket”.<sup>29</sup>

## 5. Összefoglalás

A tanulmányban bemutatott szociális ellátások és a jelzőszámok alakulása alapján igazolható, hogy az állam, illetve az önkormányzatok számos segéllyel igyekeznek támogatni a rászoruló nyugdíjas korúakat. Az ellátások többsége a szabályozást tekintve központilag, kisebb hányaduk helyileg garantált, a kérelem benyújtása és a jogosultsági feltételek teljesülése esetén minden igénylőnek jár, sok múlhat azonban a rászoruló informáltságán és együttműködési készségén is. A rendelkezésre álló adatok hiányossága miatt nem tudunk pontosan következtetni sem a szociálisan rászoruló idősök tényleges, sem a rendszeres szociális támogatásban részesülő idősök teljes számára (ez utóbbira az esetleges halmozódások miatt).

A statisztikákból kitérünk, hogy az idősök leginkább egészségi állapotukkal összefüggésben igényelnek szociális segítyt, ami tartós vagy krónikus egészségi problémák meglétére és számos esetben arra is utal, hogy a gyógyszerek, illetve a gyógykezelés költségei túlságosan nagy anyagi terhet jelentenek az érintettek számára. A súlyos mozgáskorlátozottak közlekedési kedvezményeinek 2011 júliusában életbe lépő reformja javította a rendszer hatékonyságát, emellett 2012 szeptemberétől a gépkocsi-szerzési, illetve átalakítási támogatást a mozgásszervi fogyatékosokon túl az értelmi, illetve érzékszervi fogyatékosok is igénybe vehetik. Időskorúak járadékát viszonylag kevesen kapnak annak köszönhetően, hogy a nyugdíjkorhatárt betöltött

<sup>29</sup> Részletesebben lásd az Idősügyi Nemzeti Stratégiáról szóló 81/2009. (X. 2.) OGY határozatban.



személyek túlnyomó többségének a NYUFIG által folyósított ellátások (nyugdíj, ellátás, járadék, egyéb járandóság) révén biztosított legalább a szociális törvény szerinti minimális megélhetése (ONYF [2013]). Ugyanakkor a 62. életévüket betöltött lakásfenntartási támogatásban részesítettek jelentős száma szintén rávilágít arra, hogy sok idős küzd anyagi gondokkal, azaz rendelkezésre álló havi jövedelmük sok esetben nyugdíj mellett sem elegendő a lakhatással kapcsolatos kiadásaik fedezésére. A szociálisan rászoruló idősök helyzetét nehezíti a segélyek elértéktelenedése, amely az évek óta változatlan összeghatárok és az infláció együttes következménye.

Az idősöknek járó rendszeres szociális segélyek területi lefedettsége közelíti a 100 százalékot, 2012-ben szinte minden településen volt legalább egy olyan 61 évesnél idősebb személy, aki időskorúak járadékára, lakásfenntartási támogatásra vagy közgyógyellátásra (esetleg több ellátásra együttesen) volt jogosult. A vizsgált ellátások többsége esetében elmondható, hogy az ötezer főnél kisebb településekről kerül ki a 61 évesnél idősebb támogatottaknak legalább a fele, ami jóval meghaladja azt az arányt, amit a megfelelő korú népesség területi eloszlása indokolna. Ha a segélyezettek arányát vizsgáljuk az idősök között, akkor összességében az ötszáz főnél kevesebb lakosú falvak vannak leghátrányosabb helyzetben, habár ez nem minden megyére igaz egyöntetűen. Jellemzően Szabolcs-Szatmár-Bereg, Hajdú-Bihar és Békés megye aprófalvaiban a legtöbb az időskorúak között a szociális támogatásban részesülő.

A társadalom elöregedése a segélyezési rendszert is újabb kihívások elé állíthatja. A születéskor várható élettartam növekedése – a nyugdíjrendszer fenntarthatósága érdekében – az öregségi nyugdíjkorhatár emelését és ezzel párhuzamosan a munkavállalási kor kitolódását vonja maga után, ami a gazdasági aktivitás növekedése irányába hat. Annak érdekében, hogy a munkavállalók és ne a segélyezettek száma nőjön, szükséges, hogy a gazdaság munkaerő-felvevő képessége is erősödjék.

A munkaerőpiacról való kilépés mindenekelőtt egyéni döntés kérdése, hiszen az öregségi nyugdíjkorhatár elérése és a megfelelő számú munkában töltött év feljogosítja az idősebbeket arra, hogy méltóképpen nyugdíjba vonuljanak. További munkavállalási hajlandóságukat többnyire egészségi állapotuk, munkaképességük és anyagi helyzetük befolyásolja. Emellett azonban foglalkoztatottságuk más, „külső” tényezőktől is függ, például az aktuális gazdasági helyzettől, a munkáltatók foglalkoztatási hajlandóságától és az időspolitikától is.

## Irodalom

ÁSZ (ÁLLAMI SZÁMVEVŐSZÉK) [2009]: *Jelentés a közgyógyellátási rendszer működésének ellenőrzéséről*. <http://www.asz.hu/jelentes/0855/jelentes-a-kozgyogyellatasi-rendszer-mukodesenek-ellenorzeserol/0855j000.pdf>

- BAJMÓCZY P. – BALOGH A. [2002]: Aprófalvas településállományunk differenciálódási folyamatai. *Földrajzi Értesítő. LI. évf.* 3–4. sz. 385–405. old.
- BAJMÓCZY P. – JÓZSA K. – PÓCSI G. [2007]: Szélsőséges aprófalvak. Aprófalvak a településlisták végein néhány társadalmi-gazdasági mutató alapján. In: *Csapó T. – Kocsis Zs. (szerk.): A kistelepülések helyzete és településföldrajza Magyarországon*. III. Településföldrajzi Konferencia. Savaria University Press. Szombathely.
- BELUSZKY P. – SIKOS T. [2007]: Változó falvaink. A magyarországi falvak típusai a harmadik évezred kezdetén. *Tér és Társadalom*. 21. évf. 3. sz. 1–29. old.
- DÓRA I. [2000]: Lakáskörülmények időskorban. In: *Daróczi E. – Spéder Zs. (szerk.): A korfa tetején. Az idősek helyzete Magyarországon*. Központi Statisztikai Hivatal – Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest.
- EUROSTAT [2013] *Adatbázis*. [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search\\_database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database)
- FACILITÁTOR, SZOCIOLÓGUS ÉS MEDIÁTOR MUNKACSOPORT [2006]: *Az aprófalvak népességmegtartó képességének állapota, változásai, irányai, illetve javításának lehetőségei*. Facilitátor Bt. Budapest. [http://www.terport.hu/webfm\\_send/3990](http://www.terport.hu/webfm_send/3990)
- HAVASI É. [2000]: Az idősek jövedelmi helyzete a tények és vélemények tükrében. In: *Daróczi E. – Spéder Zs. (szerk.): A korfa tetején. Az idősek helyzete Magyarországon*. Központi Statisztikai Hivatal – Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest.
- JÓZSA K. [2014]: *A magyarországi aprófalvak sikerességi tényezőinek vizsgálata*. PhD-értekezés. Szegedi Tudományegyetem. Szeged. [http://doktori.bibl.u-szeged.hu/2067/1/Jozsa\\_Klara\\_PhD.pdf](http://doktori.bibl.u-szeged.hu/2067/1/Jozsa_Klara_PhD.pdf)
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2013a]: A relatív jövedelmi szegénység és a társadalmi kirekesztődés (Laeken-i indikátorok, 2012), *Statisztikai Tükör*. VII. évf. 66. sz. <http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/laekindikator/laekindikator12.pdf>
- KSH [2013b]: Létminimum, 2012. *Statisztikai tükör*. VII. évf. 53. sz. <http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/letmin/letmin12.pdf>
- KSH [2014a]: A háztartások fogyasztása, 2012, *Statisztikai Tükör*. VII. évf. 100. sz. <http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/stattukor/haztfogy/haztfogy12.pdf>
- KSH [2014b]: *Táblák (STADAT) – Témastruktúra*. <http://www.ksh.hu/stadat>
- KSH – NKI (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL – NÉPESÉGTUDOMÁNYI KUTATÓINTÉZET) [2013]: *Népeség – előreszámítások*. [http://www.demografia.hu/index.php?option=com\\_content&view=article&id=54&Itemid=4](http://www.demografia.hu/index.php?option=com_content&view=article&id=54&Itemid=4)
- ONYF (ORSZÁGOS NYUGDÍJBIZTOSÍTÁSI FŐIGAZGATÓSÁG) [2013]: *Évkönyv, 2012*. Budapest. [http://www.onyf.hu/m/pdf/ONYF\\_Evkonyv\\_2012\\_WEBRE.indd.pdf](http://www.onyf.hu/m/pdf/ONYF_Evkonyv_2012_WEBRE.indd.pdf)
- SZÉKELY G.-NÉ [2012]: *Társadalmi helyzetkép, 2010 – Lakáshelyzet*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. [http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/thk/thk10\\_lakas.pdf](http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/thk/thk10_lakas.pdf)
- SIMONOVITS A. [2009]: Nyugdíjtervek Magyarországon. In: *Beszélő*. 14. évf. 6. sz. 27–36. old.
- TOKAJI K. [2013a]: *Társadalmi helyzetkép, 2010 – Nyugdíjasok, nyugdíjak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. [http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/thk/thk10\\_nyugdij.pdf](http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/thk/thk10_nyugdij.pdf)
- TOKAJI K. [2013b]: *Társadalmi helyzetkép, 2010 – Szociális védelem*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. [http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/thk/thk10\\_szocialis.pdf](http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/thk/thk10_szocialis.pdf)

## Summary

Social benefits are designed to help deprived people and families. Basically, the concept of 'being in need of social benefits' is related to the bad financial situation of a family or a household and refers to the partial or total lack of financial resources to meet either subsistence needs or regular expenses or both. Besides the huge number of working-age people and children, it also affects thousands of the elderly. The study analyses the data of social benefits provided for the elderly and explores the socio-economic background of the territorial differences. In the ageing society there is a potential risk that the number of old people in need of social benefits may become higher. However, it can be reduced if the elderly individuals keep their ability and willingness to work after reaching the retirement age. The employment rate of old people is determined by other factors as well, such as the current state and size of economy, the employers' willingness to employ such persons as well as the policies on ageing.

**Gáspár Tamás,**

a Budapesti Gazdasági Főiskola  
tudományos főmunkatársa

E-mail: gaspar.tamas@kkk.bgf.hu

## **A jóllét intergenerációs alapjai: a társas együttlét Magyarországon\***

A hazai társadalomkutatás statisztikai megalapozásának régóta elismert szakembere, *Harcza István*, aki az időmérleg-kutatásokban is rendszeresen részt vesz, a közelmúltban egy újabb, nagyobb lélegzetű tanulmánnyal jelentkezett a Központi Statisztikai Hivatal Műhelytanulmányok sorozatában: „Családi kohézió. A szülők és a gyermekek társas együttléte a mindennapok világában. A gyermekes családokban élők időfelhasználása” (KSH Műhelytanulmányok [2014]) címmel. A kutatás nem csupán a legfrissebb időmérlegadatokat gyermekes családok szerinti metszete, valós célja túlmutat a mérések módszertanán és a társadalmilag felhasznált idő statisztikai leírásán. Vállaltan értéket képvisel, és távlati célja a jólléti statisztika bővítése, mutatószám-rendszerének finomítása.

Az anyagi jólét és a bio-pszicho-szociális jóllét szembeállítása, mérése, a fejlettség és társadalmi haladás új alapokra helyezése az utóbbi időszak egyik kulcsfontosságú kutatási területe (*Pomázi* [2014], *Kárpáti* [2014], *Gáspár* [2013], *Harcza* [2013], *T. Kiss* [2012], *Hüttl* [2011], *Kopp–Martos* [2011]). *Harcza István* megközelítésében a jóllét egyik meghatározó pillére a családi kohézió, vagyis a családok stabilitása, belső harmóniája. A tanulmány világossá teszi, hogy a kohézióknak számos megközelítése van, ami azonban kimarad a kutatás látóteréből, az – többek között – a családtagok szubjektív megítélése az együtt töltött időről. A Magyarországon különösen részletes időmérleg alapján azonban lehetőség nyílik a társas tevékenységben eltöltött idő mérésére, ami a kohézióra is enged következtetni. A tanulmány számos érdekes leírást és következtetést közöl. Céloom azonban nem pusztán ezek összefoglalása; rendszerbe és stratégiai perspektívába állításukkal folytatom *Harcza István* eredeti célját: a jóllét valódi tartalmának kibontását. A tanulmány címe magában foglalja a három fontosabb területet: a családi kohézió jelentőségét, az idő kérdését és a társas együttlét társadalomelméleti tartalmát.

\* A tanulmány a BGF Emmi 26130-2/2013/Tudpol kutatás keretében készült.

## 1. A családi kohézió jelentősége

Az utóbbi évtizedekben megjelent növekedésmélet-modell középpontba helyezte a „humán tőkét” mint fő növekedési forrást (Gilpin [2001]). A jóléti-jólléti irodalom azonban nem az ember GDP-t növelő, értékképző képességét hangsúlyozza, hanem emberi viszonyainak teljesebbé tételét; vagyis nem tőkeként, hanem vagyónként tekint rá. Egy társadalom intellektuális vagyona két részből áll, amelyek közgazdaságilag külön termelési tényezők: az ember alkotóképessége és termelőképessége. Az előbbi műszakilag a kutatás-fejlesztés, gazdaságilag a „vállalkozás-képesség”; az utóbbi a technológia racionális működtetése, azaz a gazdálkodási képesség. Az intellektuális vagyont hosszú távon három körülmény formálja: egyrészt az általános társadalmi-kulturális, másrészt a nevelési-oktatási színvonal, amely a műveltségben ölt testet; harmadrészt a műszaki-gazdasági-szakmai kultúra, a mesteriségben való jártasság (Kozma [2003]). Ezek közül az első a társadalom intellektuális kincse, főként a generációk indirekt kulturális elsajátítási, az ún. enkulturációs folyamatában alakul ki, és legkorábbi, elsődleges közege a család. A családi kohézió tehát valóban a társadalmi jólléti viszonyok egyik fő támasza.

A jelenség azonban fordítva is igaz: maga a jóllét nem pusztán eredménye a társadalmi-gazdasági újratermelésnek, hanem maga is termelőerő. A jóllét újratermelő erejének van egy neoklasszikus vásárlóerő-megközelítése, amely a jólétet fogyasztási potenciálként tekinti növekedési tényezőnek. Ezzel szemben Kozma és Falusné [2002] mint emberi termelési potenciált vették számításba, amely nemcsak anyagi, hanem közösségi értelemben is újratermeli az embert: „A mi felfogásunkban a jólét alapvonása az, hogy megteremti a munkaerő bővített újratermelésének egyéni (családi) és társadalmi feltételeit”. Vagyis jóllét az, amely képes az embert biológiai-pszichésen, vagyis fizikai-lelki-környezeti egészségében fenntartani; és képes újrateheríteni társadalmi-kulturális értelemben is beleértve a nevelési, iskolázási, szakképzési, szocializációs vagy társas érintkezési viszonyait. Vagyis jóllét az, amely, többek között, erősíti a családi kohéziós erőket is.

A jelenségnek az ad különös aktualitást, hogy a kutatások-mérések szerint Magyarországon a humán vagyonban súlyos degradációs tendenciák indultak el a rendszerváltást követő évtizedben. Stratégiai értelemben viszont a XXI. század első évtizedei a magyarországi fejlődés-felzárkózás kritikus időszaka, mert hosszú távon határozza meg az európai centrumhoz való közeledést vagy a periferializálódást (Kozma [2003]). A családi kohézió és benne a társadalom generációs viszonyai tehát nem öncélú kutatás tárgyai, hanem a magyar társadalmi fejlődés megismerésének egyik alapvető kérdésköre.

A humán, illetve a generációs szempontok figyelembe vétele a fejlettség, a fejlődés területén ráirányítja a figyelmet az empirikus pedagógiai irodalomra is. A Nagy

József, Csapó Benő és munkatársaik által fémjelzett szegedi iskola hosszú évtizedeken keresztül folytatott mérések alapján kimutatta, hogy a kora felnőttkorra kialakuló érettség és képességrendszer szoros összefüggésben van a 8-10 éves kori fejlődési körülményekkel, nevelő-oktató tevékenységgel (Nagy [2010], Csapó [2003]).

A pedagógiai szakma egy része által képviselt álláspont szerint a kisiskoláskor lényegében a kisgyermekkor meghosszabbodása. Az átmenet az óvodából az iskolába, azaz a valódi iskolaérettség csak a kisiskoláskorban, az iskolában alakul ki (Pálfi [2009], Vekerdy [2001]). Az óvoda „iskolásításával” szemben a pedagógusok zöme azzal érvel, hogy az egészséges óvodai nevelés szemléletében és módszereiben a *családi életközösség* meghosszabbítása a fontos (Winnicott [2000]). Vagyis a jövő társadalmi fejlettségének egyik kritikus pontja éppen a kisgyermekkorai nevelés és a családi kohézió. Ez a kérdéskör tehát kulcspozícióba kerül, ha a társadalmi-gazdasági fejlettséget és fejlesztést neveléseméleti alapokra helyezzük (Gáspár [2012], [2014]).

Maga a kohézió összetartást, egybetartozást jelent. Értelmezése, mérése valóban nem könnyű és számos megközelítésre ad lehetőséget. Az utóbbi évtized egyik meghatározó szemléleti keretét a hálózatelmélet adja, amely elsősorban nem egy csoport sokaságának (csúcspontok) statisztikai jellemzőit tartja szem előtt, hanem a közöttük levő kapcsolati viszonyokat, amelyek erős vagy gyenge kohéziós erőként működnek (Borgatti–Halgin [2011]). Kétségtelen, hogy a hálózati rendszerek leírásának egyik lényeges eleme a fokszámoszlás és a centralitási viszonyok, vagyis a kapcsolatok számosságának egyenlőtlenségéből adódó sajátosságok. Ugyanakkor a kapcsolatok (élek) vektormennyiségek, vagyis irányuk, minőségük, időbeni tartósságuk stb. hasonló súllyal jellemez egy társadalmi közösséget.

Hálózatelméleti szempontból a családi kohézió több viszonyrendszer ötvözete és harmóniája. Részben függvénye a szülők, illetve a gyermekek számának, valamint a szülők és gyermekek közötti kapcsolatnak, amelynek egyik jellemzője a társas együttlét ideje és tartalma. Ugyanakkor a család valódi alapja a stabil párkapcsolat: egyfelől azért, mert a gyermekek jól és pontosan érzékelik, hogy milyen légkör veszi őket körül, és ezt mintaként is átveszik és magukkal hordozzák; másfelől pedig azért, mert a család dinamikus kategória, életciklus-láncolatokból áll, vagyis kohéziós erejét akkor mutatja meg igazán, amikor a gyerekek kirepülnek. Végül, hálózatként figyelembe kell vennünk az életciklusháló időbeli, múltba nyúló szálait is: a nagycsaládi kapcsolatrendszer kohéziós erejét.

Harcsa István tanulmánya e tekintetben azt mutatja, hogy a gyermeket nevelők aránya csökkent, ugyanakkor nőtt mind az egyszülős, mind az egygyermekes családok száma és aránya. Az egyszülős családok nemcsak közgazdaságilag (a kereső-eltartott arány romlása miatt) kedvezőtlenek, hanem azért is, mert a család belső kohéziós hálójára sérül, ami a jó minta követésének és az interakcióknak hiányában jelentkezik. Mindezt súlyosbítja, hogy az adatok szerint az egyszülős családokban

csökken a generációkra és távolabbi rokoni kapcsolatokra kiterjesztett kapcsolatokban élők aránya, vagyis a nagycsaládi kohézió is visszaszorul. Továbbá az egyszülős minták elsősorban az alacsonyabb társadalmi státusúak körében termelődnek újra, mert itt a párkapcsolatok sokkal törékenyebbek. Kedvező ugyanakkor, hogy a párkapcsolatok jóval stabilabbak a szellemi foglalkozású rétegeknél, amely rétegek aránya növekszik. Nemzetközi összehasonlításban Magyarországon lényegesen magasabb a gyermekekre fordított idő, és stabilabb a nagycsaládi kapcsolat, igaz, a gyermekszám ugyanakkor alacsonyabb. Vagyis, ahol a kohézió stabil magja megvolna, ott a kapcsolat számossága kevesebb, ahol viszont több gyermek van, ami nemcsak a szülők, hanem az egymás közötti kapcsolódásra is változatosabb lehetőséget ad, ott a párkapcsolati és kiterjesztett családi kötelék gyenge. Az egygyermekesek tekintetében pedig Harcsa István arra a következtetésre jut, hogy sokan nem pusztán anyagi vagy életviteli okok miatt vállalnak egyetlen gyermeket, hanem azért is, mert úgy vélik, kevésbé képesek több gyermek ellátására, nagyobb gond számukra a többgyermekes család megszervezése. Vagyis az „egykés” családok részben szelektált csoportot alkotnak.

A teljes kohézió felméréséhez valószínűleg mindegyik említett réteget részletesen vizsgálnunk kellene. Az idézett kutatás mindennek azt a szeletét vizsgálja, amely az időmérlegadatokból következtet a társas együttlétre. Mindez átvezet az idő kérdésköréhez.

## 2. Az idő kérdésköre

Hogy érthetőek legyenek a gyermekesek időmérlegének adatai és változásai, át kell tekintenünk 15–74 éves korú lakosság időfelhasználásának fő arányait. A fiziológiailag kötött idő nagyjából állandó, a napi időfelhasználás közel felét teszi ki, amelyből igaz az a tapasztalat is, hogy életünk körülbelül egyharmadát alvással töltjük. Időnk másik fele a társadalmilag kötött és a szabadon végzett tevékenységek között oszlik meg. A kétezres évek adatai alapján időnk másik egyharmada társadalmi szinten kötött, amelynek két meghatározó részét, összesen a teljes időalap körülbelül negyedét, a kereső és a háztartási munka teszi ki. Ez persze nem stabil arány: a nyolcvanas években például lényegesen nagyobb volt a kereső munkával töltött idő, ám a háztartási munka fajlagos felértékelődése jórészt strukturális okokra vezethető vissza, mégpedig a nagymértékben megnőtt munkanélküliségre és a kiegészítő kereső munka (másodállások, háztáji gazdálkodás) visszaesésére. Ebben a kategóriában a közös tanulás és a gyermekgondozás szerepelnek legalacsonyabb értékekkel (2-2%), ami nevelési szempontból aggasztó. A felnőtt lakosság idejének körülbelül 18 száza-

léka szabadon felhasználható, ami – főként szintén strukturális okok miatt – növekedett az elmúlt húsz évben. Ennek nagy része szórakozás, elsősorban televíziózás (majdnem 10 százalék a teljes időből!), ugyanakkor a jóllét szempontjából sokat elmond, hogy társas tevékenységekre időnknek csak négy százalékát szánjuk, sportra, rekreációra, sétára pedig összesen egyet.

Az időmérleg mind közgazdaságilag, mind szociológiailag a társadalmi időalap megoszlását vizsgálja. Szemlélete rámutat arra, hogy az időről alapvetően mint társadalmi-gazdasági időről, pontosabban téridőről beszélhetünk. Ebben az értelmezésben a téridőt nemcsak a nagysága vagy megoszlása, hanem minden esetben annak termelési módja is jellemzi: mindazok a viszonyok, kapcsolatok, érintkezési formák, amelyek között időnkét töltjük. Ezeket a kapcsolatokat, kohéziós erőket három dimenzióval jellemezhetjük: a kapcsolatok gyakoriságával, bonyolultságával, valamint intenzitásával. Az utóbbi az együtt vagy egymással töltött idővel közelíthető, a bonyolultság magába foglalja a tovagyrúzó hatásokat és visszacsatolásokat, az intenzitás pedig a kapcsolatok felszínességét vagy mélységét jellemzi. Az idő közgazdaságilag: az idővel való gazdálkodás módja. Az időmérleg, mint láttuk, három kategóriára bontja a társadalmi időalapot: a társadalmilag kötött (főként a kereső és a háztartási munkaidőre), a fiziológiailag kötött (főként alvásra, étkezésre) és a szabadon végzett tevékenységekre fordított időre. Mindennek azért van jelentősége, mert a jólét mint az anyagi javakban és fogyasztásban való bőség közgazdaságtana a munkára fordított időt áldozatnak (disutility) tekinti szembeállítva a szabadidővel, amely alapvetően a fogyasztás élvezetének területe. Csakhogy ezzel a termelés és a fogyasztás kettészakad, és a szabadság kizárólag a fogyasztásra korlátozódik, a termelés szférájában nincs szabadság. A megkülönböztetés azonban jól mutatja, hogy nemcsak az időalap, hanem maga a társadalom is széthasad az időhöz való szabad hozzáférés vagy annak kisajátítása alapján. Nem véletlenül ír *Sardar* [1993] arról, hogy a tér mellett az idő, a jövő is gyarmatosítható. A jóléttel szembeállított jóllét fogalomköre azonban akkor lesz teljes, ha a munka, pontosabban a társadalmi tevékenység többé nem áldozat, hanem a kreatív, alkotó cselekvés örömeinek területe; a fogyasztás pedig üres, ön- és társadalmi pusztító hedonizmus helyett az alkotó képességek és a társas lét újratermelésének ideje. A valódi jóllétben pedig a kettő lényegében eggyé válik.

Érdekes egy gondolattal kitérni arra, hogy amíg társadalmilag az idő a szabadság és élet lehetőségének keresése, a természetben, a termodinamika nézőpontjából az idő az elmúlás, a rendezetlenség növekedéseként jelenik meg (*Wheatley* [2001] 108. old.). A termodinamikai szemlélet és annak II. főtétele, az entrópia szükségszerű növekedése azonban csak a zárt rendszerekre érvényes – technológiailag például egy gép működésére, társadalmilag a homogenizált vagy totalitárius rendszerekre. A jóléti korszak gépembere számára nincs a termelésben, illetve a termelési tényezőkhöz való hozzáférésben szabadság, a fogyasztás szabadsága is korlátozott, manipulált



és nem valódi szükségletekre irányul: az idő valójában elidegenedett idő. Nem véletlenül terjedt el az „üssük agyon az időt” kifejezés, mert az üres fogyasztás ideje üres idő, unalom, amit leginkább legyőzni lehet, illetve kell.

Az utóbbi évtizedek túlhajszoltságában az is elterjedt, hogy az idő (és tér) luxusjósággá vált. Az időcsapda kifejezés lényegében azt mondja, hogy a multinacionális világban lényegesen megnőtt munkajövedelem nem „váltható be” jólétre, mert nincs a felhasználására idő, ugyanakkor a munkanélküli sem szabad, mert az ő ideje pedig források híján tartalmatlan. Érdekes viszont, hogy az időcsapda-kritika sem tud elszakadni a múlt század elejének „3 nyolcas” (nyolc óra munka, pihenés és szórakozás) mintájától, ahol a jólét forrása a munka, célja és tartalma a szórakozás (fogyasztás), újratermelése pedig kizárólag a pihenés. Ha az időmérleget eszerint vizsgáljuk, és a munkát mint társadalmilag kötött időt, a szórakozást pedig szabadon végzett tevékenységként tekintjük, úgy a háromszor egyharmad aránytól való eltolódás (32,1-49,5-18,4%) akkor korrigálható, ha az étkezés és a testi higiénia (a fiziológiailag kötött időben az egyharmadnyi alvás feletti döntő rész) nem a pihenés, hanem a szórakozás része. Ez akkor lehetséges, ha a táplálkozásra és a higiéniára nem pusztán fiziológiai szükségletként tekintünk, hanem a kultúra részeként, vagyis a társas együttlét formájaként (például étkezési és fürdő-kultúra).

Vizsgálhatjuk úgy is, hogy kizárólag a kereső tevékenységet tekintjük munkának, mint a szórakozás és a pihenés anyagi forrás-alapjának, ekkor viszont számos észrevétel és kérdés felvetődik. Például az, hogy az utóbbi száz évben a társadalmi munkaidőalap lényegesen csökkent, ezen belül is az elmúlt évtizedben 12,5 százalékkal; de ha kiszűrjük a munkanélküliséget, a nyolcvanas években is csak 20 százalék körül mozgott a keresőidő-arány. Felvetődik továbbá, hogy a 3 nyolcas modelljében a háztartási-ház körüli munka, tanulás, étkezés, higiénia, közlekedés csökkenti-e a szűkebb pihenés vagy szórakozás időalapját. Akárhonnan is közelítjük az arányok kérdését, neveléseméleti szempontból feltűnő, hogy a gyermekek gondozása és főleg nevelése az időmérleg számbavételi rendszerében társadalmilag kötött, munka jellegű tevékenység. Pedig a modern pedagógia elsősorban az indirekt nevelést, mondhatnánk, hogy a nevelést mint létformát és nem mint önálló tevékenységet tekinti működőnek és meghatározónak (*Szenczi [2012]*). Szerencsére az adatok lehetővé teszik a gyermekekkel eltöltött tevékenységek mérését is, így a tanulmány figyelembe tudja venni közvetetten az indirekt nevelési hatásokat. A nevelés értelmezésének átalakulása miatt azonban az időmérlegben érdemes volna célzott rendezőelvek alapján a gyermekekkel töltött időt árnyaltabb megközelítésben tárgyalni. Ekkor azonban azonnal felmerül a konszenzushoz közeli rendezőelvek megfogalmazásának az igénye, majd erre alapozva a tevékenységrendszer átkódolása, tesztelése, az eredmények értelmezése – ami minden bizonnyal hatalmas, ugyanakkor nagy hozzáadott értékű munka lenne.

### 3. A társas együttlétről

*Karácsony Sándor*, a múlt század első felének egyik legnagyobb pedagógusa gondolatrendszere középpontjába helyezte a társas lelkületi viszonyt, amely – érdekes módon – párja az egyén autonómiájának. Karácsony művelődéstörténeti és gyakorlati tapasztalatai azt mutatják, hogy a legjobb szándék ellenére sem lehet közvetlen hatású a nevelés, mert az egyén szuverén személyiség, és ez a személyiség társas kapcsolataiban, viszonyaiban formálódik: „az egyéni lélek társas funkciói olyan erők, amelyek az autonómia körén belül képesek feldolgozni kívülről, a »másik embertől« jövő hatásokat az egyén számára.” (*Karácsony* [2010] 11. old.)

A társas lélek sohasem tömeglélek, éppen ellenkezőleg: a másik felé forduló ember, amelynek az eredménye a közös lélektartalom, amely már formálható. Vagyis az autonóm egyén csak a társas viszonyain keresztül érinthető meg, nevelhető – és fordítva: csak a társas lélek nevelhető, az individuális (elidegenedett) nem. A társas lelkületi viszony nem csupán egyéni és nem pszichológiai kérdés. A társadalmi jóllét meghatározó rendszere, egyben annak mértéke és iránya is: „Közhely, nem újság, hogy az emberiség is fejlődik, akárcsak az egyén. Az egyén akkorra ért meg, akkorra nem gyerek, kölyök vagy ifjú többé, mikor felfedezte és életébe szerves elemként iktatta be a »másik ember«-t. Mikor tehát már odaadni, szolgálni, áldozni és szeretni tud. ...Közösségre vonatkoztatva sincs mindez egyébképpen. A közösségnek is érnie kell, hogy a másik emberre nézve tudjon élni. ...Ez a közösség gyermek-, serdülő és ifjúkorában is látta, ismerte a »másik ember«-t, de gyermek, serdülő és ifjú módjára látta, azaz önmagára vonatkoztatva látta és ismerte mint segítséget vagy mint gátat s felhasználta vagy igyekezett elhárítani, de nem hozzá képest és nem ránézve élt.” (*Karácsony* [1942] 3–4. old.).

Ebben a perspektívában Harcsa István tanulmányának gondolatai különös jelentőséggel bírnak. Ugyanis az elmúlt húsz évben kevesebb mint kétharmadára csökkent a 19 éves kor alatti gyerekek száma, ami mögött részben értékvtáltás húzódik meg, azaz a családi jólét értékvtáltásai között a gyermekvtállás alulmaradt. Igaz, a gyermekesek körében viszont módosulnak az időfelhasználás előzőkben megismert arányai. Mindenekelőtt itt az átlagnál lényegesen nagyobb a társadalmilag kötött idő – elsősorban a háztartási munka és a gyerekgondozás – főként a szabadon végzett tevékenységek rovására. A gyermekekre szánt több idő főleg a párkapcsolatban élőkét jellemzi, azon belül is a szellemi foglalkozásúakat, és magasabb az arány a férfiak körében. Az adatok azonban azt is mutatják, hogy az idő nagyrészt a munkanélküliség miatt szabadul fel. Másrészt a tanulmány szerint az egyszülősöknél a gyermekgondozás nagyobb aránya sok esetben „rátelepedést” is takar. Figyelemre méltó még, hogy a tanulásra, továbbképzésre fordított idő a gyermekeseknél jóval a társadalmi átlag alatt van, az egyszülős családokban pedig lényegében nulla. Továbbá a gyer-

mekések nemcsak a továbbképzésük rovására csoportosítják át napi teendőiket, hanem az alvásidejükből is áldoznak, ami a társadalmi újratermeléshez szükséges rekreáció és fejlődés szempontjából kedvezőtlen. Az is rontja az összképet, hogy a gyermekgondozásra fordított idő döntően a legkisebbekre vonatkozik, és lényegében a kamaszkor derekáig (15 éves korig) tart. Vagyis a társas lelki kapcsolatokból éppen a nevelési szempontból egyik legérzékenyebb korszak marad ki, az, amikor a felnőtte váló gyermeknek a legnagyobb szüksége van mintákra, megerősítésekre, keretekre.

A vizsgálatok azt mutatják, hogy a társas (közösen végezhető) tevékenységek potenciális időalapja az elmúlt húsz évben megnőtt, ugyanakkor a ténylegesen közösen végzett tevékenység ideje nem változott, mert a növekményidőt az emberek egyedül töltik el. Így van ez a párkapcsolatban élőknel is, nem csak az egyszülős családfőknel, akiknél viszont oly mértékűvé vált az individualizálódás-elmagányosodás, hogy ez – a növekményen felül – az eddigi társas együttléttől is időt vett el. Tovább árnyalja a képet, gyengíti a kohéziót az, hogy a közös tevékenységben eltöltött idő a párkapcsolatban élőknel ugyan lényegében nem változott, sőt a gyermekkel töltött idő jelentősen nőtt, de ebben csak a házaspár egyik tagja vesz részt, minek következtében áldozatul esett a házaspárok egymással eltöltött, és különösen nagy mértékben csökkent a család együttlétének ideje. Ebben különbség van a szülők kora szerint: a fiatalok elsősorban a közös idejüket áldozzák fel – ami minden valószínűség szerint egyik oka lehet a válások nagy számának –, a negyven feletti szülők viszont inkább a közös családi tevékenységet csökkentik. A kohéziót tovább gyengíti, hogy a családi együttlét mértékén belül visszaesett a rokonokkal végzett közös tevékenység is. Az egyszülős családok több szempontból már felvázolt hátrányos helyzetét súlyosbítja a párjuk nélkül maradtak még erőteljesebb befelé, saját gyermeke felé fordulása: a rokoni szálak még a volt társsal töltött együttlétnél is jobban meggyengültek. A jelenség egyik oka az „időnyomás”: a felgyorsult életvitelben, részben annak ellenáramaként, a családok felismerték a gyermekkel való együttlét, a társas lelkület értékét, de az ökonomizálásnak a család is részese lett: multilaterális kapcsolatháló helyett szűkebb bilaterális viszonyokból áll a társas viszony. Ráadásul időben korántsem egyenletes eloszlással: a gyermekekkel kettőben töltött idő nagy része is a családi életciklust követi, és a serdülőkor derekán lényegesen csökken.

Ami a közös tevékenységek tartalmát illeti, a közös háztartási munka ideje csökkent az elmúlt húsz évben, ám a nagycsaládosoknál kevésbé, ott szervezettebb része az együtt végzett munka a család „újratermelésének”. Láttuk, hogy a gyermekgondozás, nevelés időráfordítása minden rétegben nőtt, negyedszázad alatt megduplázódott. Ennek tartalma azonban különvált nemek szerint: a nők esetében nagyobb súlyú a testi gondozás, míg a férfiak a mese és a játék területén kapcsolódnak be. Figyelemre méltó, hogy a párkapcsolatban élők esetében a mesével, játékkal töltött közös idő a négyszeresére, a teljes nevelésre fordított idő arányában a kétszeresére nőtt a nyolcvanas évek óta – ami az indirekt nevelésnek szinte a

legfontosabb területe – míg a közös tanulás ideje másfélszeresére nőtt, aránya azonban visszaesett.

A közös vásárlásra fordított idő abszolút mértékben nem növekedett, de fajlagosan igen: a korábbi időket jellemző sorban állás és egymástól távoli boltok közötti közlekedés ideje a bevásárlóközpontok miatt jelentősen csökkent. Még fontosabb, hogy a funkcionális vásárlást felváltotta az „élményvásárlás”, így a vásárlás is a társas élmény területévé vált. Igaza van Harcsa Istvánnak, amikor felhívja a figyelmet arra, hogy nemcsak magára a közös vásárlásra fordított idő új vonás, hanem az is, hogy a vásárlás élménye időben elhúzódó, az esemény otthoni feldolgozását is magában foglalja, és ez további részt követel az időmérlegből. A közös vásárlás jelentőségét kiemeli, hogy minden társadalmi rétegre jellemző, csak más fogyasztási szerkezetet takar.

Az utóbbi időben felértékelődött a főzés és az étkezés, az emberek felismerték ennek kulturális jelentőségét. Nem véletlen, hogy a közös tevékenységek között megnőtt az arányuk, főleg a férfiak körében. A képet azonban megint árnyalja, hogy – miként azt a különböző televíziós főzős, közös étkezős műsorok mutatják – ezek a tevékenységek épp úgy lehetnek a kulturáltság, mint a kulturálatlanság terjesztői is. Másrészt megnőtt ugyan a főzésre-étkezésre fordított idő, de ez megint csak főként egyedül végzett, még a házaspárok esetében sem közös étkezés. A gyerekek növekedésével pedig még tovább csökken ez az idő, és ebben nincs különbség a családok iskolázottsága szerint.

A szabadon, közösen végezhető tevékenységek köre sokat mond a kohézió megítéléséről. Bár a szabadidő némileg nőtt, a közösen eltöltött idő azonban nem változott a nyolcvanas évek óta. A szűkebb értelemben vett társas tevékenységek több mint fele továbbra is a beszélgetés. Aránya azonban nagymértékben csökkent, ahogy a tágabb családi kapcsolatokat életben tartó vendégeskedés súlya is. Mindez a gyerekes családok körében még nagyobb mértékben visszaesett, bár a szellemi foglalkozások esetében kisebb mértékben. Ugyanakkor kétszeresére nőtt a társas szórakozásokkal töltött idő, míg a folyóirat- és könyvolvasásra szánt idő csökkent, és növekvő részt kíván magának az internetes levelezés. Ezen a téren is igaz az, hogy a család alapját jelentő párkapcsolat törékennyé vált, a közös szabadidős tevékenységeket sem együtt végzi a pár, hanem vagy csak a gyermekkel, vagy teljesen egyedül. Érdekes a televíziózással töltött idő, hiszen a média meghatározóan befolyásolja a családban uralkodóvá váló értékeket, magatartásformákat. A tévével töltött időről ellentmondásos adatok állnak rendelkezésre, az azonban bizonyos, hogy ez a tevékenység is individualizálódik – egy műsor, egy film nem közös élményanyag, amelyet beszélgetésekben további értéké lehet csiszolni. Ugyanakkor a közös tévénézés ideje sokkal nagyobb az alacsonyabb (8 általános iskolai osztályt végzett) társadalmi státusú csoportok esetében, vagyis újabb ellentmondásos helyzet gyengíti a kohéziót: a magasabb végzettségűek esetében sokkal kevesebb a család információja arról, hogy

mit is néz a gyermek, és milyen hatások érik. Lehetőségük több volna, hogy megbeszélhessék, átadhassák gyermeküknek a közös tapasztalatot, azonban kevesebb időt szánnak rá. Fontos információ, hogy a sétára, sportra, rekreációra töredékidő jut csak, de a gyermekes családok esetében jellemzően még az átlagos időráfordításnak is csak a 60-70 százalékát szánják ezekre a tevékenységekre.

#### 4. Következtetések

Harcza István jól ismerte fel, hogy a valódi jóllét meghatározó alapja a társas lét mennyisége és főként minősége. Az időmérleg-elemzés főként az elsőre nyújt információkat, de ebből számos következtetés vonható le a családi kohézió teljességéről is. A családi kohézió szerepe egyre fontosabb a társadalmi jóllét szempontjából, mert ebben nem az egymástól elválasztott termelés és fogyasztás mértéke, hanem a termelésben elfogyasztott és a fogyasztásban újratermelt ember, pontosabban a kapcsolataiban élő ember generációs fejlődése és formálódása a meghatározó. Jelen áttekintésben a családi kohézió mérési eredményeit a hálózatelmélet segítségével igyekeztem értelmezni, rámutatva arra, hogy a kiinduló pontként szolgáló tanulmány adatai és a szerző következtetései számos ellentmondást tárnak fel az időmérleg különböző metszetei alapján.

A legfontosabb következtetés talán az, hogy az elmúlt negyedszázad alatt nem egy társadalmi jelenség kohéziós potenciállá vált ugyan, de egyúttal eltorzult, vagy nem valósult meg. A pozitív eredmények mögött is nagymértékben strukturális változások húzódnak meg: főként a munkanélküliség növekedése és szerkezete, illetve a szellemi foglalkozásúak és a magasabb végzettségűek arányának emelkedése.

A kohézió szempontjából hosszú távon kulcsfontosságú a családon belül a párkapcsolat minősége és stabilitása. Az adatok azt mutatják, hogy a magyar gyermekes családok párkapcsolati alapja gyenge. A közösen végezhető tevékenységeket a párok egyre inkább külön, csak a gyermek(ek)kel vagy egyedül végzik. A már megroppant párkapcsolatú, egyszülős családok hátránya pedig tovább nőtt, mivel a családtagok aktív együttléte az utóbbi évtizedben nagymértékben visszaesett.

A családi kohézió másik pillérét jelentő intergenerációs társas viszonyokat vizsgálva azt láthatjuk, hogy a gyermekvállalást – amellet, hogy értékfüggő, és az értékverseny részévé is vált – a társadalmi időalap ökonomizálása is befolyásolja, mind-ezekeken túl képesség kérdése is. Vagyis a nevelés, a kohézió és a társadalmi jövő nagymértékben függne attól, hogy tudjuk-e magában a nevelésben-gondozásban fejleszteni a képességeket. A problémát nehezíti, hogy az intergenerációs társas viszonyokat a családi életciklus is alakítja, hiszen a társas potenciál a közös időtöltést

tekintve a kamaszkor derekáig folyamatosan csökken, és ott szinte megszakad. Mindez számos új kérdést vet fel az oktatás területén is.

A szerző egész tanulmányát áthatja az a szemlélet, hogy a családi kohézióról való következtetések, az adatokról-tendenciákról való megállapítások értékfüggőek, így valójában alapkérdés is az, hogy a családi tőke újratermelése, a kohézió ereje fontos-e a jóllét szempontjából vagy sem. Ebben a kontextusban különösen fontos a szerző azon felvetése, hogy a családszerkezet (párkapcsolat alapú, nukleáris család stb.) nem vizsgálható történeti fejlődési összefüggései nélkül, így esetleg csak a családi életutak sokféleségéről beszélhetünk. *Vörös-Kovács* [2013] családra vonatkozó vizsgálatai a 2011. évi népszámlálás alapján is arra a következtetésre jutnak, hogy továbbra sem a család válságának, hanem modellje sokféleségének lehetünk tanúi. Az bizonyos, hogy Harcsa István kutatása és tanulmánya a családi társas együttlétről fontos és úttörő a hazai (és külföldi) társadalomkutatásban, és reméljük, hogy az időmérleg-kutatások és azok minél több szempontú feldolgozása folytatódik a jövőben.

## Irodalom

- BORGATTI, S. – HALGIN, D. [2011]: On Network Theory. *Organization Science*. Vol. 22. No. 5. pp. 1168–1181.
- CSAPÓ B. [2003]: *A képességek fejlődése és iskolai fejlesztése*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- GÁSPÁR T. [2014]: A regionális fejlesztés új megközelítésben. *Gazdálkodás*. 58. évf. 1. sz. 41–57. old.
- GÁSPÁR T. [2013]: A társadalmi-gazdasági fejlettség mérési rendszerei. *Statisztikai Szemle*. 91. évf. 1. sz. 77–92. old.
- GÁSPÁR T. [2012]: *Strategia Sapiens. Egy stratégiai fejlesztési modell gondolati váza*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- GILPIN, R. [2001]: *Global Political Economy. Understanding the International Economic Order*. Princeton University Press. Princeton.
- HARCSA I. [2014]: *Családi kohézió. A szülők és a gyermekek társas együttléte a mindennapok világában. A gyermekes családokban élők időfelhasználása*. Műhelytanulmányok 5. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HARCSA I. [2013]: Helyzetkép a főbb társadalmi folyamatokról. *Statisztikai Szemle*. 91. évf. 1. sz. 5–30. old.
- HÜTTL A. [2011]: Mit mérnek a nemzeti számlák? *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 10–11. sz. 1098–1112. old.
- KARÁCSONY S. [2010]: *Magyar nyelvű társaslélektani alapon*. Széphalom Könyvműhely. Budapest.
- KARÁCSONY S. [1942]: *A másik ember felé*. Exodus. Debrecen.
- KÁRPÁTI J. [2014]: Az életminőségről népszerű formában. *Statisztikai Szemle*. 92. évf. 2. sz. 139–158. old.
- KOPP M. – MARTOS T. [2011]: *A magyarországi gazdasági növekedés és a társadalmi jóllét, életminőség viszonya*. Magyar Pszichofizikai és Egészséglélektani Társaság. Budapest.

- KOZMA F. [2003]: *Magyarország világpiacon illeszkedésének stratégiája*. Aula. Budapest.
- KOZMA F. – FALUSNÉ SZIKRA K. [2002]: A humántőke állapota és beilleszkedésünk Európába. *Társadalom és Gazdaság*. 24. évf. 2. sz. 149–171. old.
- NAGY J. [2010]: *Új pedagógiai kultúra*. Mozaik Kiadó. Szeged.
- PÁLFI S. [2009]: Az óvoda „iskolátlánítása”. *Óvodai nevelés*. 62. évf. 7. sz. 232–235. old.
- POMÁZI I. [2014]: Új irányok a társadalmi haladás és jóllét mérésében. *Statisztikai Szemle*. 92. évf. 2. sz. 179–193. old.
- SARDAR, Z. [1993]: Colonising the Future: The ‘Other’ Dimension of Future Studies. *Futures*. Vol. 25. No. 3. pp. 179–187.
- SZENCZI Á. [2012]: *Az ember természete, természetes(en) nevelés: a reformpedagógia egy lehetséges reformja*. Károli Gáspár Református Egyetem. L’Harmattan. Budapest.
- T. KISS J. [2012]: A humán tőke statisztikai mérhetősége. *Statisztikai Szemle*. 90. évf. 1. sz. 64–88. old.
- VEKERDY T. [2001]: *Gyerekek, iskolák, óvodák*. Saxum. Budapest.
- VÖRÖS CS.-NÉ – KOVÁCS M. [2013]: A változó család a népszámlálási adatok tükrében. *Statisztikai Szemle*. 91. évf. 12. sz. 1213–1227. old.
- WHEATLEY, M. [2001]: *Vezetés és modern természettudomány. Rendszer a káoszban*. SHL Hungary Kft. Budapest.
- WINNICOTT, D. [2000]: *Kisgyermek, család, külvilág*. Animula. Budapest.

## Pódiumvita a családi kohézióról

A Fényes Elek Műhely (FEM), a Magyar Statisztikai Társaság (MST) és a Magyar Szociológiai Társaság (MSZT) Társadalomstatistikai szakosztálya 2014. április 3-án pódiumvitát szervezett a családi kohézióról a Központi Statisztikai Hivatal Árvay János-termében. A vita alapjául *Harcza István* „Családi kohézió – A szülők és a gyermekek társas együttléte a mindennapok világában, A gyermekes családok időfelhasználása” című, a KSH Műhelytanulmányok sorozatának 5. kötete szolgált.

A vitát *Dupcsik Csaba*, a Magyar Tudományos Akadémia Társadalomtudományi Kutatóközpont Szociológiai Intézetének (MTA TK SZI) tudományos főmunkatársa vezette. A pódiumvitára felkért korreferensek *Benkő Ágota*, a Népesedési Kerekasztal (NK) vezetője, *Farkas Péter*, a Nemzeti Családi és Szociálpolitikai Intézet (NCSSZI) igazgatója, *Feke-te Attila*, a Magyar Tudományos Akadémia Társadalomtudományi Kutatóközpont Gyermekesély Kutatócsoport (MTA TK GyeP) tudományos munkatársa, *Kormosné Debreceni Zsuzsanna*, az Emberi Erőforrások Minisztériuma (EMMI) Családpolitikai főosztályának megbízott főosztályvezetője, *Nagy Anna*, az Egyedülálló Szülők Klubja Alapítvány (ESZKA) kuratóriumi elnöke és *Székely Hajnalka*, a Nagycsaládosok Országos Egyesületének (NOE) elnöke voltak.

A vita célja a családi kohézióhoz kapcsolódó és az ezzel összefüggő különböző nézőpontok, valamint a felkért korreferensek részéről érkező szakmai észrevételek, vélemények és javaslatok bemutatása volt. A bevezető és

az azt követő hozzászólások lehetőséget nyújtottak a tanulmány továbbgondolására, illetve az esetlegesen nem részletezett témák, a családi kohézió szempontjából egyes társadalmi csoportok, közösségek alaposabb megismerésére.

A beszélgetésen részt vevők, illetve a meghívottak számára közreadott rövid összefoglaló a családi kohézió értelmezéséről és a kutatás főbb eredményeiről lehetőséget nyújtott a bekapcsolódáshoz a tudományos–szakmai párbeszédbe.

Vitaindítójában a szerző, *Harcza István* fontosnak tartotta kiemelni, hogy a családi kohézió „...sokféle megközelítése létezik, jelen vizsgálatban csak azokra a megközelítésekre támaszkodunk, melyek relevánsak a családi kohézió időmérleg adatokon nyugvó vizsgálata szempontjából” (a tanulmány 7. old.). Ezután összefoglalta kutatásának előzményeit és az elemzésből kiemelt néhány eredményt és tanulságot, melyek a következők voltak.

1. Az eltelt 25 évben átalakult a közös tevékenységre fordított idő, aminek legfőbb vesztesei a gyermekek. A velük töltött közös tevékenységekre fordított idő az apák körében 23 perccel, az anyák körében 28 perccel csökkent.

2. Előtérbe kerültek az olyan közös tevékenységek, melyekben csak az egyik szülő vesz részt a gyermek(ek)kel, és egyúttal csökkent minden egyéb társas környezetben eltöltött olyan idő is, melyet „felemás gyermek felé fordulásnak” nevezett a szerző.



3. A gyermeküket egyedül nevelő anyák esetében ez a felemáság még erőteljesebben nyilvánult meg. Ezeknek az anyáknak a társas idejük közel kétharmadát tette ki a gyermekkel töltött közös idő. Ám a „fokozott gyermek felé fordulás” mögött ún. „kompenzatív törekvések” és kényszerek figyelhetők meg.

4. A tágabb család tagjaival és az ismerősökkel való közös tevékenységre fordított idő nagymértékben visszaesett, különösen az egyedülálló szülők csoportjában, ami nagy hatással van a kohézió gyengülésére.

5. Az 1986/87-es adatfelvételt követően stabilitás jellemezte a párkapcsolatban élő családok körében a közös tevékenységre fordított időalapot. Napjainkra azonban a hétéves és idősebb (iskoláskorú) gyermeket nevelő szülőknél a közös tevékenységgel töltött idő jelentősen visszaesett: „Új fejlemény tehát, hogy a gyermekek iskolába kerülését követő években a szülő-gyermek viszony fokozatosan meglazul.”

6. Az egyik legfontosabb megállapítás, hogy „a több gyermek az időbeli lekötöttséget tekintve ma sem jelent lényegesen több terhet a szülőknek”. A többgyermekes anyák jó szervezőképességét kiemeli a szerző, viszont új vonásként jelenik meg, hogy a nagycsaládok jóval kevesebb időt töltenek gyermeikkel, mint az egy-, illetve kétgyermekesek, amire – az összefoglaló szerint – nehéz magyarázatot találni.

7. Az iskolai végzettséget vizsgálva nőtt a különbség a közös tevékenységre fordított időt illetően az általános iskolát végzetek és a felsőfokú végzettséggel rendelkezők között. A különbségek azért növekedtek, mert a foglalkoztatottak körében az alacsonyabb és középfokú végzettséggel rendelkezőknél 50 perccel, a felsőfokú végzettségűeknél 21 perccel csökkent a közös tevékenységre fordított idő. Az időalap csökkenésével egyúttal megnövekedett a két különböző végzettségű csoport közötti

eltérés a közös tevékenységre fordított időt illetően. Ez az ún. „időnyomás” Harcsa István szerint különösen az alacsonyabb és középső társadalmi rétegekben volt erőteljes, ami a társadalmi egyenlőtlenségek újratermelődésére utal a társadalmi struktúrában.

8. Megállapítható, hogy a jelzett időszakban strukturális kényszerek és lehetőségek irányították a gyermekekre fordított idő mértékének alakulását, és ezen folyamatok hatására a korábbi családi kohézió számottevően megyengült. Egyes nézőpontok szerint a tendencia része a család válságát jelző tényezőknek, mások szerint a strukturális változások a jelenség velejárói, és ezek negatív irányba is hatnak.

9. Úgy tűnik, mintha a gyermekekkel való közös tevékenységekre csak az iskoláskorig lenne igény és energia a családokban, ezt követően a szülő(k) kevesebb időt szán(nak) a gyermekekkel való törődésre. Harcsa István szerint erre a magyarázat az „időnyomás”, vagyis a „rés a fogyasztói társadalomnak az egyes szolgáltatásokban, valamint javakban megnyilvánuló kínálata és a különböző fogyasztói rétegek rendelkezésére álló (anyagi és időbeli) lehetőségei között”. Mindez olyan éles versenyhelyzetet teremt a javak megszerzésében, mely a tevékenységek szervezésének hiánya nélkül a családi élet, a közösen eltöltött idő rovására mehet. Kutatni kell a jövőben azt a növekvő réteget (jellemzően a munkaerőpiacról kiszorulókat körét), amely a fokozódó „időnyomás” terhe alatt egyre inkább a kohézió szétesésének áldozata lesz.

A továbbiakban a pódiumvitan négy kérdést intéztek a résztvevőkhöz. A kérdések a következők voltak: 1. Mondhatjuk-e, hogy a mai családok inkább gyermekbarátok, mint a korábbiak voltak? 2. Hogyan oldható fel a jóléti javakra irányuló törekvés és a teljesebb emberi élethez elengedhetetlen jóléti értékek

közötti feszültség? 3. Vajon a gyermekvállalás, a gyermek léte elégedettebbé teszi-e a szülőket jelenleg, mint korábban? 4. Mit üzennek a kutatás eredményei a családszervezetek vezetői és a családpolitikai döntés-előkészítők számára? Mit kellene a kutatás előterébe helyezni, milyen további kérdések fogalmazhatók meg? A vita e kérdések megválaszolása nyomán folytatódott.

*Dupcsik Csaba* elsőként Benkő Ágotát (NK) kérte fel korreferátuma megtartására. Benkő elsősorban a nagycsaládokkal foglalkozott. Véleménye szerint alaposabban kellene kutatni és elemezni a három- és többgyermekes családokat, hiszen kevés az adat róluk. Kiemelte, hogy a családi élet origója a párkapcsolat, mely a gyermekvállalásnak is alapja. Ezt a megállapítást – véleménye szerint – Harcsa sem határozta meg pontosan tanulmányában, és a párkapcsolatban élők fogalmát is érdemes lett volna tisztázni, hiszen különböző párkapcsolati formában élők gyermekvállalási magatartása eltérő. A legalapvetőbb különbségek a házások és az élettársi kapcsolatban élők között figyelhetők meg. Benkő Ágota Harcsa összefoglalójának 6. pontjára reflektálva elmondta, hogy lehet több gyermeket nevelni úgy is, hogy a nagyobb gyermekeket bevonják a szülők a háztartásba, kisebb gyermekekre való vigyázásba stb. A nagyobb gyermekek kisebb feladatokat el tudnak végezni, ezért a családokban a közösen eltöltött idő nem feltétlenül kevesebb. További kutatások, vizsgálatok lennének célszerűek a fiatal (18–25 éves) felnőttek körében, és egyúttal hiánypótló lenne a nagyszülőknek a családban betöltött szerepének feltérképezése, melyeket a civil szervezetekkel együttműködve kellene felmérni.

Farkas Péter kiemelte, hogy a műhelytanulmány egyik legfontosabb célja a döntéshozók figyelmének felhívása a kutatási eredményekre és azok alkalmazási lehetőségeire. Az összefoglaló erőssége, hogy nemzetközi kite-

kintésben újdonságokra világít rá, ugyanakkor hiánya, hogy a kétváltozós modell helyett nem a többváltozós elemzést használja. A főbb kérdésekre válaszolva elmondta, hogy a tanulmány objektív oldalról közelít (kvantitatív elemzés), melyet a szubjektív megközelítés (kvalitatív elemzés) még tovább finomíthat. Felhívta a figyelmet az értékszociológiai kutatások eredményeire, és kitért arra, hogy az iskolákban néhány éve megindult erkölcsi nevelés a jövőben a családi kohézió alakulása szempontjából bizonyára meghatározó lesz. A Fényes Elek Társadalomstatistikai Egyesülettel való közös kutatás lehetősége is felmerült az NCSSZI oldaláról.

A hátrányos helyzetű kistérségekben folytatott a Társadalmi Megújulás Operatív Program (TÁMOP) keretében zajló projekt eredményeiről *Fekete Attila* számolt be, mintegy kiegészítve és árnyalva a Harcsa István által vázolt képet. A jellemzően Északkelet- és Délnyugat-Magyarországon végzett kérdőíves felmérésben a kutatásba bevontak körében azt is megkérdezték, mennyire érzik magukat boldognak. Fekete Attila szerint érdekes eredmény, hogy a boldogok és a kevésbé boldogok között is a többgyermekesek jelentek meg nagyobb súllyal. A kutatásnak a pódiumvitához kapcsolódó egyik megállapítása az volt, hogy a hátrányos helyzetűek kevesebb időt fordítanak egymásra, noha a gyermeki fejlődéshez elengedhetetlen a családi körben közösen eltöltött idő. A gyermekek döntő többsége, közel 90 százaléka a szüleivel közösen étkezik, 60 százalékuk minden nap. A szülők kétharmada megbeszéli a gyermekekkel a televízióban látottakat, azonban csak egynegyed részük tud gyermekeikkel közös, nem iskolai kulturális programot szervezni. Fekete Attila is megemlítette, hogy a vizsgált családi kohézió témában többváltozós elemzés szükséges, különösen a depriváltak, a családon belüli minőségi kapcsolatok (eltöltött idő) és a kortárs kapcsolatok

függvényében. Azt sem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy a családi kapcsolatokban a külső hatások is meghatározók.

A sorrendben harmadik korreferens, Kormosné Debreczeni Zsuzsanna a kohézió alapjaként a párkapcsolatot emelte ki. Ennek kapcsán vetette föl azt a helytálló kérdést, hogy a családi kohézió része-e például a volt házastárs, és a mozaikcsaládok hiányát, mellőzését emelte ki a tanulmányból. Megjegyezte, hogy a 2000-es évek elején a család a munkára épült. Jelenleg a családot előtérbe helyezve igyekeznek a kormányzat támogatást biztosítani a kisgyermekes munkavállalóknak (részmunkaidő, atipikus foglalkoztatás, gyestről visszatérő anyák foglalkoztatása, gyed extra). Meglátása szerint a vásárlás és a lakhatás kérdése is fölmerül a kohézió kérdéskörében, és a párkapcsolatra való nevelés sem mellőzhető a családi élet témakörében. Kormosné Debreczeni Zsuzsanna szerint a magyar társadalom szavakban gyermekbarát, de struktúrában semmiképpen sem az, ezt a statisztikai adatok és a valóság is jól bizonyítják. Szerinte az individualizáció és a család jelentőségének csökkenése (defamiliarizálás) jellemző az európai gondolkodásra, és ez egyre erőteljesebben szivárog be hazánkba is, ami a családi kohézió szempontjából egyértelműen negatív jelenség.

Az egyszülős családok képviselőiben Nagy Anna korreferált. Elmondta, hogy közel félmillió olyan szülő van Magyarországon, akik egyedül nevelnek mintegy hétszáz ezer gyermeket. A gyermekek negyede egyszülős, másik negyede pedig nagycsaládos háztartásban él. Ezek a családok elég heterogének, nem lehet őket egy „kalap alatt” kezelni, és ebből kifolyólag kevés az információ róluk. Közvetlenül érintettek a nagyszülők, és az egyszülősök között a mozaikcsaládok is. A külön élő szülő – reflektálva ezzel az egyik korábbi felszólaló kérdésére – a család része. Nagy

Anna kifejtette, hogy ez a fajta család bizonyos traumával indul el, és elsősorban ezt kell kezelni. Az egyszülős családokban a foglalkoztatottság létkérdés, hiszen egy eltartón „műlik minden”, és ezért gyakori körükben a szegénység. Kiemelte még, hogy az izolációtól való fenyegetettséget a szülők – jellemzően az anyák – körében az internetkapcsolat ellensúlyozza, sok helyen ez a kapcsolatuk a világgal. A magyar társadalomban rejtett előítélet figyelhető meg az egyszülős családokkal szemben (ezt az egyszülősök szégyenérzete erősíti), ezért a család fogalma újradefiniálásra szorul, mely nem új családfogalmat feltételez, hanem a család pontosabb, a változásoknak megfelelő meghatározását. A családi kohézió kérdésköre pedig abból a szempontból döntő fontosságú, hogy a szülő–gyermek kapcsolat könnyen átválthat egy gyermek és a rátelepedő szülő viszonyára. Az előbbieken említettek miatt a külső kapcsolatokra nagy szükség van, viszont éppen a társadalmi előítéletekből következően kevesebb figyelmet kapnak, amely paradox helyzetet teremt. A „minőségi időt” említve, Nagy Anna kifejtette, hogy ez a korábbi évszázadokban nem volt kérdés, a XX. században jelent meg a társadalom, a család átalakulásának következtében. Ez az ún. minőségi idő pedig a családi kapcsolatok mellőzhetetlen része.

Székely Hajnalka, a NOE elnöke kiemelte, hogy a gyermekvállalást és a gyermeknevelést könnyedebben, lazábban kellene venniük a szülőknek. Véleménye szerint számos – sokszor tudományos és társadalmi – elvárásnak kell megfelelniük, és ez a kényszer éppen ellenkezőleg hat. Több példát említett a NOE életéből, arról, hogy az egyesület a családok felől milyen jelzéseket kap. Példaként egyedi élethelyzeteket is szóba hozott, így egy kilencgyermekes egyedülálló szülő esetét, akinek a legnagyobb gondja elsősorban nem a gyermekek ellátása volt, hanem a társ hiánya. A szer-

vezet a helyi nagycsaládosoknak sok programot szervez, és igyekszik a kapcsolatot folyamatosan fenntartani velük. A kohézió szempontjából már egy családon túli, közösségi háló is létezik, így az esetlegesen nehéz vagy váratlan helyzetbe került családok számára közvetlen segítséget tudnak nyújtani.

A pódiumvitát megelőzően közreadott vitaindító 2. pontjában kiemelt „kicsi vagy kicsi” dilemmára válaszolva megjegyezte, hogy a NOE-s családok körében ez nem kérdés. A ringatók, a baba-mama klubok a családok közötti kapcsolatokat ápolják, és ezek a külső kapcsolatok rendkívül fontosak. A nagyszülők szerepét – Benkő Ágota mellett – ő is kiemelte, ugyanakkor újdonságként tért ki arra, hogy a generációk közötti távolság napjainkban nagyobb, mint korábban volt. Felhívta a figyelmet arra a tapasztalatra, hogy a második gyermek vállalásában a nagyszülők közelsége és az apa szerepe igen nagy. Ezért az anyák számára fontosak az említett közösségi (például baba-mama) programok, melyek a szülők

vagy az anya-gyermek kapcsolatára is jótékony hatással vannak.

Azon társadalmi csoportok képviselői, akik a családi kohézió szempontjából színesítették volna a felszólalásokat, mint például a történelmi egyházak családügyi szakértői, a fogyatékkal élők képviselői, illetve a család egyéb kérdéseivel foglalkozó kutatók, sajnos nem vettek részt a pódiumbeszélgetésen. A korreferensek értékes hozzászólásai a tanulmány továbbgondolására ösztönöztek, illetve újabb kutatási témák elemzésének lehetőségét vetették fel. A családi kohézió és családi kapcsolatok vizsgálatát szükséges minél szélesebb körben és minél pontosabban lehatárolt csoportokra kiterjeszteni. Általános érvényű receptet semmi esetre sem lehet adni a családkról, de az megállapítható, hogy a kohézió elsődleges a családon belüli kapcsolatokban.

**Dr. Pári András,**

a Központi Statisztikai Hivatal tanácsosa

E-mail: Andras.Pari@ksh.hu

## Hoós János (1938-2014)

A család, barátok, egykori munkatársak és tanítványok 2014. május 30-án kísérték utolsó útjára *Hoós Jánost*, aki életének 77. évében elhunyt.

Hoós János 1938-ban született Szombathelyen. Szerény otthoni háttérrel indult. Hetvenéves korában így emlékezett életére: „Az elmúlt hetven év nagy részét az ún. „létező szocializmusban” éltem le. Ebben a rendszerben lettem első generációs értelmiség..., tehát viszonylag magasra jutottam a társadalmi mobilitás ranglétráján, hisz anyám mosónő

volt, apám meg kétkezi, szakképzetlen rakodómunkás. Így hát éltem mély szegénységben, de az anyagi és kulturális jómód, gyakran a luxus is életem kísérője volt – miként emberi, baráti kapcsolataim mindig is élők voltak nemcsak a vezető értelmiségiekkel, politikusokkal, magas beosztású állami tisztviselőkkel, de az anyámhoz és apámhoz hasonló munkásemberekkel is.” (*Napút Online*. 2007. évi 10. sz. 22–25. old.)

A szakmai életút az egykori Marx Károly Közgazdaságtudományi Egyetemen, 1961-ben

kezdődött, ahol az egyetem elvégzése után a Népgazdaság tervezése nevű tanszék gyakor-noka, tanársegédje, majd adjunktusa lett. Az egyetem elvégzése után egy évvel már egyetemi doktori címet szerzett. Oktatója volt az akkor induló tervmatematika-szakos közgaz-dásznemzedéknek, tagjainak később is aktív támogatója maradt épp úgy, mint a magyar közgazdászoké abban az időben még újnak számító matematikai közgazdasági ismeretek elterjesztésének.

Személyesen az 1961-ben indult tervma-tematika-szak hallgatójaként, a szak nevelőta-náraként ismertem meg. Ma is jól emlékszem arra, hogy közvetlen egyéniségével, szakér-telmével milyen sokat segített nekünk az egyetemi indulásnál. Többek között ezért is nagy megtiszteltetés volt számunkra, hogy évek múlva, végzett diákjai közül néhányan munkatársai lehettünk a Tervhivatalban, ahol magas beosztásában is megőrizte közvetlenségét, szakmai igényességét önmagával, munka-társaival, tanítványaival szemben.

Szakmai pályájában nagy változást hozott az 1968-as esztendő, ettől kezdve ugyanis huszonegy esztendőn át a politikai, majd a kormányzati szférában dolgozott. 1968-ban egy, az MSZMP Központi Bizottságának Gazdaságpolitikai osztályán végzendő munka kapott felkérést, így közvetlen szereplője lehetett az Új Gazdasági Mechanizmusnak nevezett reform gazdaságpolitika 1968. évi elindításának. Nagy feladat volt ez számára, amit alapos szakmai felkészültsége és kiváló valóságismerete alapján elismerésre méltón, a gazdaságpolitika művelői között tekintélyt szerezve oldott meg. Munkája elismeréseként 1971-ben megkapta a Munka Érdemrend ezüst, majd 1977-ben az arany fokozatát. Azon kevesek közé tartozott, akik felelős politikai tevékenységük mellett nem szakad-tak el a tudományos kutatástól, az egyetemi oktatástól sem. Munkája mellett 1970-ben

megvédte kandidátusi disszertációját, majd 1977-ben megszerezte az MTA közgazdaság-tudomány doktora fokozatot is. Politikai pályája felfelé ívelt, 1978-ban a Gazdaságpo-litikai osztály vezetője és a Központi Bizott-ság tagja lett.

Tizenkét éves politikai munka után, 1980-tól, tíz éven keresztül kormányzati vezetői feladatokat látott el. Először 1987-ig államtitkári rangban az Országos Tervhivatal elnökhelyetteseként, majd 1987 és 1989 között elnökeként dolgozott. Nagy érdeme volt abban, hogy a Tervhivatal, a gazdaság-politika alakításának, a gazdasági folyamatok elemzésének fontos kormányzati intézménye, szakmai műhelye lett. Kormányzati munkája során is ismert volt egész életében vállalt elvűségéről, határozott véleményalkotásáról és annak bátor képviseléséről. A már említett életrajzi visszaemlékezésében, 2007-ben ezt mondta erről az időszakról: „Az 1980-as években személyesen is átéltem, hogy a rendszer gazdaságilag ellehetetlenül.” Azok közé tartozott, akik vállalták az elkerülhetet-len reformok elindítását a gazdaságban, és akiknek kezdeményező szerepét megalapozta szakmai felkészültségük, tapasztalatuk és politikai meggyőződésük.

Az államigazgatásban végzett munkájának második állomása a Központi Statisztikai Hivatal volt, ahova 1989-ben, államtitkári rangban elnöknek nevezték ki. Ebben a munka-körben 1990 júniusáig dolgozott. Rövid elnöksége idején továbbvitte az elődje, *Nyitrai Ferencné dr.* által megkezdett munkálatokat, amelyek mind itthon, mind a nemzetközi intézményeknél elismertté tették a hivatal elemző és előrejelző tevékenységét. 1989-től a Nemzetközi Népesedési Fórum európai regio-nális munkacsoportjának alelnöki tisztét is betöltötte.

Az egyetemi katedrához és a tudományos kutatáshoz való visszatérés 1990-ben nem volt

nehéz számára, mivel kapcsolata az alma materrel folyamatosan megmaradt. Az immár Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetemre átnevezett intézményben először tudományos munkatárs, majd 1991-től egyetemi tanár, 2008-tól professzor emeritus lett.

Az 1990-es évek elejétől Hoós János kutatásaiban és az oktatásban megkülönböztetett figyelmet fordított a közösségi gazdaságtan és a kormányzás kérdéseire, a globalizáció hatásaira, az európai uniós csatlakozásra. Ezeken a területeken is különösen a magyar gazdasági felzárkózás esélyeit, lehetőségeit elemezte. Számos folyóiratcikke, valamint magyar és angol nyelvű könyve jelent meg.

A közgazdasági egyetemi oktatómunkával párhuzamosan a Nyugat-magyarországi Egyetem Közgazdaságtudományi Karán, annak megalakulásától haláláig oktató volt közszolgálati alap- és mesterszakon, részt vett a Széchenyi István Doktori Iskola alapításában. Ugyancsak életének ebben a korszakában több külföldi egyetemen is oktatott vagy kutatót: többek

között az Erasmus Egyetemen, Rotterdamban (1992), majd a Londoni Közgazdasági Egyetemen (1993), a Nürnbergi Egyetemen (1994), a Leuveni Katolikus Egyetemen (1995), a Hőszei Egyetemen Japánban (1996), a Stockholmi Egyetemen (1998). 2000 és 2003 között megkapta a Széchenyi Professzori Ösztöndíjat.

Tapasztalatait a Magyar Közgazdasági Társaság keretei között is széles körben adta át a közgazdászok szakmai közösségének. 2000 és 2008 között a Fejlődés-gazdaságtani Szakosztály elnöke volt. A Magyar Tudományos Akadémián 1995 és 2008 között a Jövőkutató Bizottság tagja volt.

Gazdag tudományos és oktatói örökséget hagyott azokra, akik tárgyait oktatni, műveit olvasni fogják, elképzeléseit pedig készek továbbgondolni.

Szakmai örökségét, az igaz, őszinte és segítőkész ember emlékét megőrizzük.

**Dr. Sivók József,**

a közgazdaság-tudományok kandidátusa

#### HOÓS JÁNOS MŰVEINEK GYŰJTEMÉNYE

- Hoós J. [1970]: *A gazdasági növekedés alapvető tényezői*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- Hoós J. – LÁSZLÓ J. [1975]: *A népgazdaság tervezése és irányítása*. Tankönyvkiadó. Budapest.
- Hoós J. [1976]: *Műszaki fejlődés – struktúraváltozás – gazdaságirányítás*. Kossuth Kiadó. Budapest.
- Hoós J. [1978]: *Beruházások a szocialista gazdaságban*. Kossuth Kiadó. Budapest.
- Hoós J. [1980]: *Gazdaság és gazdaságpolitika*. Kossuth Kiadó. Budapest.
- Hoós J. [1983]: *A népgazdasági tervezés és az új növekedési pálya*. Kossuth Kiadó. Budapest.
- Hoós J. [1985]: *Az új növekedési pálya feltételei és követelményei*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- Hoós J. [1988]: *Szelektív fejlesztés – struktúrapolitika*. Kossuth Kiadó. Budapest.
- Hoós J. [1991]: *Gazdálkodás és racionalitás*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- Hoós J. [1991]: *Gazdasági optimum – társadalmi valóság*. Aula Kiadó. Budapest.
- Hoós, J. [1997]: *The Unfolding New World and Economics*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- Hoós J. – HÖGYE M. [2000]: *Gazdaságpolitika. Jegyzet*. Nyugat-Magyarországi Egyetem. Sopron.
- Hoós, J. [2000]: *Globalisation, Multinational Corporation and Economics*. Akadémiai Kiadó. Budapest.

- HOÓS, J. – KUMIKO H. – PALÁNKAI T. (szerk.) [2002]: *The Enlargement of the European Union toward Central Europe and the Role of the Japanese Economy*. Aula Kiadó. Budapest.
- HOÓS J. [2002]: *A közösségi döntési rendszer*. Aula Kiadó. Budapest.
- HOÓS J. [2003]: *Konjunktúra és piackutatás*. Aula Kiadó. Budapest.
- HOÓS, J. [2006]: *Global Governance. Global Governance and Global Political Stability – Need for Global Governance and Chance of its Development*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- HOÓS, J. [2009]: *Corporate Governance*. Aula Kiadó. Budapest.

## Hírek, események

**Választás.** Nyugdíjba vonulása miatt lemondott tisztségéről *Jil Matheson*, az ENSZ Statisztikai Bizottságának elnöke. A bizottság vezető testülete ezért egyhangúan *Vukovich Gabriella* címzetes egyetemi tanárt, a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) elnökét választotta ügyvezető elnökké 2015 márciusáig, a 45. ülészak végéig. Döntésüket azzal indokolták, hogy korábbi bizottsági elnöki tevékenysége alapján *Vukovich Gabriellát* találják e tisztségre legalkalmasabbnak. Emlékeztet, hogy az ENSZ Közgyűlése 2014 januárjában Magyarország előterjesztése nyomán fogadta el a hivatalos statisztika alapelveit tartalmazó dokumentumot, amely először emelte a globális politikai elkötelezettség szintjére a hivatalos statisztika függetlenségének, objektivitásának, átláthatóságának, valamint a statisztikai célra gyűjtött egyedi adatok fokozott védelmének követelményeit.

**Tanári cím adományozása.** A Pécsi Tudományegyetem (PTE) Szenátusa *Németh Zsolt*nak, a KSH társadalomstatisztikai elnökhelyettesének címzetes egyetemi tanári címet adományozott. Az okirat ünnepélyes átadására a PTE Tanévzáró Ünnepi Szenátusi Ülésén, 2014. június 19-én került sor.

**Kinevezés.** *Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke 2014. június 4-ei hatállyal *Tóth Szabolcs*ot a Gazdálkodási főosztály, *Szabó Zsig-*

*mondot* pedig a Költségvetési fejezet osztálya vezetőjének nevezte ki.

**Konferencia.** Az Állami Számvevőszék (ÁSZ) 2014. június 12-én „Az államadósságmutató mérséklésének középtávú perspektívái” címmel rendezett konferenciát. Az eseménnyel az a számvevőszéki konferenciasorozat folytatódott, amellyel az ÁSZ támogatni kívánja a Költségvetési Tanács munkáját, felkészülését a stabilitási törvényben rögzített feladataira. A témaválasztást az új kormányzati ciklus kezdete, a 2014-ben megkezdődött új európai hétéves költségvetési ciklus, valamint a tagállamok körében szorgalmazott középtávú (hároméves) költségvetési tervezés fejlesztése indokolta. A konferencián *Kovács Árpád*, a Költségvetési Tanács és a Magyar Közgazdasági Társaság (MKT) elnöke, *Domokos László*, az Állami Számvevőszék elnöke, az MKT tagja, *Windisch László*, a Magyar Nemzeti Bank alelnöke, *Csepreghy Nándor*, a Miniszterelnökség fejlesztési programokért felelős helyettes államtitkára, *Marján Attila*, a Külügyi Intézet európai kutatási igazgatója, valamint *Pitti Zoltán*, a Budapesti Corvinus Egyetem tudományos kutatója osztotta meg gondolatait, szakmai álláspontját a meghívottakkal.

**Szakmai rendezvényt** szervezett a Magyar Közgazdasági Társaság (MKT) Munkaügyi és Nemzetközi Gazdaság Szakosztálya „A munka-

erő mobilitása az EU-ban” címmel 2014. június 5-én a Budapesti Gazdasági Főiskola Markó utcai épületének Lotz-termében. A címadó előadást *Nagy Katalin*, Magyarország Brüsszeli Állandó Képviseletének korábbi tanácsosa tartotta, majd *Lakatos Judit*, a Központi Statisztikai Hivatal statisztikai főtanácsadója mutatta be a migráns munkavállalókat érintő statisztikai módszertant „Miként szerepelnek a külföldön dolgozó személyek a statisztikai felmérésekben?” című előadásában. A fórum moderátora *Bagó József*, a Belügyminisztérium szakmai tanácsadója, az MKT Munkaügyi Szakosztályának elnöke volt.

**Avatás.** *Thirring Lajos*ról nevezték el azt az új rendezvény- és oktatótermet, amit *Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke 2014. június 12-én avatott fel a hivatal könyvtárában. Az eseményen részt vettek a Thirring család tagjai is.

**Tanulmányi látogatást tettek** a KSH-ban a KOTK Oktatási Központ pénzügyi-számviteli, vám-, jövedéki és termékdíj-ügyintézői képzésben részt vevő tanulói 2014. június 3-án. A vendégek nemcsak a KSH életébe kaptak betekintést, hanem előadást is hallhattak a hivatal múltjáról, tájékoztatói rendszeréről, sajtókapcsolatairól, a statisztikusi szakma érdekességeiről, valamint a termék-külkereskedelmi statisztikáról.

**Könyvhét.** A Központi Statisztikai Hivatal és könyvtára is részt vett a 85. Ünnepi Könyvhéten 2014. június 12. és 16. között. A rendezvény ideje alatt a látogatók, amellet, hogy részletes felvilágosítást kaptak a KSH összes szolgáltatásáról, illetve (az EU-INFO Statisztikai Szolgálat segítségével) a magyar és európai uniós adatokról, olcsóbban vásárolhattak meg valamennyi hivatali és könyvtári kiadványt is.

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

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

*Pisa, Olaszország. 2014. december 6–8.*

Az Európai Informatikai és Matematikai Kutatási Konzorcium Munkacsoportjának 7. Nemzetközi Számítógépes és Módszertani Statisztikai Konferenciája. (The 7<sup>th</sup> International Conference of the ERCIM WG (European Research Consortium for Informatics and Mathematics Working Group) on Computational and Methodological Statistics.)

E-mail: [info@cmstatistics.org](mailto:info@cmstatistics.org)

Honlap: [www.cmstatistics.org/ERCIM2014/](http://www.cmstatistics.org/ERCIM2014/)

*Dhaka, Banglades. 2014. december 27–29.*

Nemzetközi Alkalmazott Statisztikai Konferencia. (International Conference on Applied Statistics.)

E-mail: [conference@isrt.ac.bd](mailto:conference@isrt.ac.bd)

Honlap: [sites.isrt.ac.bd/icas2014/](http://sites.isrt.ac.bd/icas2014/)



## Folyóiratszemle

**Deakin, S. – Malmberg, J. – Sarkar, P.:**

**Hogyan hat a munkaügyi szabályozás a munkanélküliségre és a bértömeg nemzeti jövedelmen belüli arányára? Hat OECD-ország adatainak vizsgálata, 1970–2010**

How do Labour Laws Affect Unemployment and the Labour Share of National Income? The Experience of Six OECD Countries, 1970–2010.) – *International Labour review*. 2014. 153. évf. 1. sz. 1–27. old.

Az OECD és a Világbank szakértői évek óta kiállnak a liberalizált munkaügyi szabályozás mellett, foglalkoztatás bővítő hatást tulajdonítva annak. Jelen tanulmány szerzői ennek az elméletnek a helyességét kísérlik meg igazolni több fejlett OECD-ország vonatkozó adatainak felhasználásával. Az elemzés két módszertani újdonságra épül. Az egyik a Üzleti Kutatások Központja (Centre for Business Research – CBR) munkaügyi szabályozási index (labour regulation index – LRI) adatbázisának a felhasználása, amit eddig ilyen vizsgálatoknál még nem alkalmaztak, a másik pedig a megfelelő ökonometriai modell feltérképezése volt.

A munkaügyi szabályozás gazdasági hatásának megítélése nem egyértelmű. A Világbank egyik jelentésében az olvasható, hogy a munkaügyi szabályok esetenként többet árthatnak, mint amennyi védelmet nyújtanak a dolgozóknak. Ezt a minimálbér példájával szokták illusztrálni, amely ha magas, kiszorítja az alacsony hatékonyságú munkavállalókat, és így

növeli a munkanélküliséget. Hasonlóan ehhez, valamely munkavállalói csoport fokozott védelme mások munkanélküliségét okozhatja. Természetesen nem lehet a másik végletbe sem esni, és elvetni a szabályozást, hiszen a munkáltatók uralta piacon enélkül a munkavállalók teljesen kiszolgáltatottá válnának. A szerzők a bevezető fejezetben számos neves szakember e témáról vallott, gyakran egymásnak ellentmondó nézeteiről adnak áttekintést.

Miközben a munkaügyi szabályozás gazdasági következményeiről szóló irodalom igen bőséges, nagyon kevés az, amelyik elméletét adatokkal is alátámasztja. Ennek oka, hogy a szakterület idősoros adatokban nem igazán bővelkedik. A legismertebb adatállomány, az OECD munkavállalói védelmi index adatállománya (employment protection index – EPI) longitudinális elemzés céljára csak kevésbé alkalmas, és a munkaügyi szabályozásnak is csak bizonyos dimenzióit fogja át (például a munkaidőre vagy a sztrájkjogra vonatkozók nem szerepelnek benne). Az LRI, ami csak egyike a CBR által a 2000-es évek közepe óta kifejlesztett adatállománynak, 40 indexből áll, amelyek a következő 5 részindexkörbe sorolhatók: foglalkoztatási forma, munkaidő, elbocsátás, munkavállalói képviselet, illetve munkaügyi akciók. A tanulmányhoz az adatbázisból a francia, a japán, a német, a svéd, az angol és az amerikai adatokat használták fel. Az idősor az 1970-es évekkel kezdődik, és a vizsgálatba bevont országok függvényében a 2000-es évek közepén-végén zárul.

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

A tanulmány első ábrája ezen hat ország esetében a globális munkaügyi szabályozási index időbeli alakulását mutatja be. A globális index értéke annál magasabb, minél munkavállaló-barátabb a munkaügyi szabályozás. Mint látható, a francia és a svéd szabályozás a legkedvezőbb, míg az amerikai a legkevesebb előnyt kínál. Időben a legnagyobb állandóság a japán rendszerre jellemző, de az amerikai is csak igen csekély mértékben vált munkavállaló-barátabbá a vizsgált közel három évtizedben.

Ez követően az öt jogszabályi kört külön-külön is bemutatja a cikk. Jól látható, hogy az egyes részterületek súlya országonként változó, és nagyobbak a különbségek a globális indexre jellemzőnél. A munkaidő-védelem például a francia munkaügyi szabályozás egyik legfontosabb eleme, de erős a sztrájkhoz való jog védelme is, míg a japán és a német jogszabályokban a munkavállalói képviselő biztositásán van a hangsúly. Az atipikus foglalkoztatási formák (a munkaerőkölcsönzés, a határozott idejű szerződés) Japánban jóval kevesebb védelemben részesülnek, mint a többi vizsgált országban. E téren a legnagyobb pozitív irányú változás Franciaországban történt azáltal, hogy a nyolcvanas évek elején adaptálták az egyenlő bánásmódra vonatkozó uniós irányelvet. Németországban pont a franciával ellentétes folyamat zajlott, mivel az ún. Hartz-reform az alkalmazással járó köztötségeken próbált lazítani. A svéd és az angol munkaügyi szabályozási rendszer volt az, ahol a vizsgált időszakban a legtöbb elem változott. A svéd rendszer azzal, hogy 1995-ben átvette az antidiszkriminációs uniós előírásokat, még jobban megerősítette a munkavállalók pozícióit. Az Egyesült Államok bizonyos szempontból kakukktójásnak számít, mivel itt számos, a fejlett országokra általánosan jellemző munkavállalói jog hiányzik (többek

között a sztrájkjog), vagy egyes részterületek szabályozása elavult (például a munkaidő védelmére vonatkozó szabályok lényegében azonosak az 1930-as években kidolgozottakkal).

A vizsgált országok közül Franciaországban, Németországban és Svédországban a 2000-es évek elejéig folyamatosan nőtt a munkanélküliség, az Egyesült Államokban és az Egyesült Királyságban, viszont az 1980-as évek közepétől csökkenő tendenciát mutatott. A cikk egy másik ábrája a bértömeg GDP-n belüli arányának alakulását mutatja be a vizsgált hat országban, tudva azt, hogy nemcsak ez, de a keresetek eloszlása is változhat. A bér/GDP arány az 1970-es évek eleji 70-ről 60 százalékra csökkent Svédországban, Franciaországban, az Egyesült Királyságban és az Egyesült Államokban. A nagy stabilitást mutató német arány a 2000-es években enyhén csökkent, míg Japánban, ahol a vizsgált országok közül a legalacsonyabb volt, némi ingadozás mellett nőtt.

A munkaügyi szabályozás változása és a munkanélküliség, valamint a munkabértömeg nemzeti jövedelemből való részesedése közötti kapcsolat elemzésének módszere a dinamikus panel vizsgálat volt. Három különböző modellt futattak, a dinamikus rögzített hatású (dinamic fixed effect – DFE), a csoportátlagos (mean group – MG) és az összevont csoportátlagos (pooled mean group – PMG) modelleket, egy Stata-ra alapozott szoftver alkalmazásával. A különböző modellek alapján kapott eredményeket páronként hasonlították össze (Hausman-teszt).

A globális LRI és a munkanélküliség alakulása között egyik modell sem mutatott kapcsolatot, viszont több részindexterület esetében pozitív, míg a munkaidő-részindexnél, legalábbis a két modell szerint, erős negatív korreláció állt fenn. A munkavállalói képviselői index és a munkanélküli-

ség között csak a PMG jelzett (negatív) kapcsolatot. A munkabértömeg GDP-hez viszonyított aránya viszont egyértelműen pozitív kapcsolatot mutatott a munkavállalók védelmét szolgáló munkajogi környezettel. (A cikk függelékében megtalálhatók mindhárom modell futtatási eredményei, időtáv szerinti bontásban.)

A számítások egyértelműen bizonyították, hogy a munkaügyi szabályozás és a munkanélküliség között általánosságban nincs kapcsolat, de a szabályozás bizonyos részterületei befolyásolhatják a munkanélküliség alakulását. (Például, ha a munkaidővel kapcsolatos szabályozás segíti az álláshelymegosztást, ami kedvezően hat a munkanélküliség szintjére.) Ugyancsak pozitív hatása van annak, ha nő a munkavállalói képviselő ereje, míg például a sztrájk törvény szerepének megítéléséhez egyelőre nincs elég információ. A kapcsolat a szabályozás és a bértömeg GDP-n belüli aránya között egyértelműbb. Az eredmények értelmezéséhez hozzátartozik az is, hogy csak a jogszabályokban rögzített munkaügyi kapcsolatokat lehetett vizsgálni, amitől azok gyakorlatban történő érvényesülése különbözhet. A másik hasonló korlátot az jelentette, hogy a vizsgálat csak makrogazdasági szintű adatokat használt.

A közgazdászok és a jogászok egyetértnek abban, hogy a munkaügyi szabályozás mind a munkáltatói, mind a munkavállalói magatartásra hatással van, de annak milyenségéről inkább csak elméletek, mintsem empirikus bizonyítékok léteznek. A tanulmány ez utóbbi pótlására tett próbálkozásnak tekinthető, s egyben azt az üzenetet is hordozza, hogy bizonyos munkajogi szabályozási területeken végrehajtott változások elősegíthetik a gazdaság hatékonyabb működését.

**Lakatos Judit**

E-mail: Judit.Lakatos@ksh.hu

**Stewart, J.:**

### **Az írországi érdekeltségek és vállalatcsoportok adókedvezményei**

(Is Ireland a Tax Heaven?) – *IIS Discussion Paper*, 430. sz. 1–18. old.

A tanulmány letölthető: <http://www.tc.ie/iis/documents/discussion/pdfs/iisd430.pdf>

A transznacionális társaságok azokat az általános és kivételes nemzeti adózási szabályokat részesítik előnyben, amelyek révén optimális az összes megfizetendő közteher a globális üzleti eredményük után. Nyilvánosságot kapott, hogy az Egyesült Államok nagy informatikai társaságainak globális eredménye sok esetben nem a csoportot irányító központ országában, hanem Európában, illetve a minimális adóterhet kiszabó „adóparadisomokban” bejegyzett holdingok, nem termelő leányvállalatok elszámolásaiban jelenik meg.

Írország az egyik ilyen „menekülési” út a Google és az Apple társaság adóoptimalizáló stratégiájában, amit az Egyesült Államok, valamint az Egyesült Királyság hatóságai behatóan elemeztek. Írország kormány szinten védte meg adózási gyakorlatát.

A brit hatóság vizsgálata megállapította, hogy a brit Google leányvállalat mintegy 1 500 alkalmazottal működik. Ez a rezidens termelőegység a csoport globális értékesítéséből 13 százalékkal részesedett a 2006 és 2011 közötti időszakban, azonban a 18 milliárd dollár értékű kibocsátásuk alapján a brit adózási kötelezettség csak 18 millió dollár volt. A brit leányvállalat is az ír bejegyzésű Google Ireland Ltd. cég útján realizálja a konszolidált működési eredményt.

A tanulmány kiemeli, hogy a lényegesen kedvezőbb ír adózási feltételek csökkentik a Google bevallott társasági adóit az Egyesült Államokban, valamint az Egyesült Királyságban, ez pedig kárt okoz mindkét említett or-

szág költségvetésének. A Google Ireland Ltd. részesedése 92 százalék a nem Egyesült Államokban eladott termék, szolgáltatás bevételeiben; a 2011. évi eladások értéke 12,5 milliárd euró. Az ír leányvállalat adóalapja mindössze 24 millió euró, „üzletirányítási kiadás” jogcímen a globális társaságnak fizetett belső transzfer ugyanakkor évi 9,0 milliárd euró.

Az ír cég ezt a Google társaság irányítóját megillető éves díjat egy Bermudán bejegyzett számviteli vagyongazdálkodónak (Google Ireland Holdings) utalja, royalty jelleggel. A Google francia és német érdekeltségei hasonló jogdíjakat fizetnek a bermudai bejegyzésű holdingnak, így az adózás előtti vállalati eredményeik ott is nagy összegekkel csökkenthetők.

A szerző részletesen idéz az Egyesült Államok Szenátusa vizsgálati dokumentumaiból. Az írországi Apple érdekeltség (Apple Sales International) alkalmazottak nélkül 2011-ben 22 milliárd dollár bevételt jelentett, azonban Írországból mindössze 10 millió dollár volt az éves adókötelezettsége. Az Apple Computer csoport 2011. évi konszolidált elszámolása szerint az összes bevétel az adóalapban 108 milliárd, az éves profit 14 milliárd dollár. Az Egyesült Államok Szenátusa a közterhek arányai alapján azzal vádolta Írországot, hogy lényegében adóparadicsomként mentesíti az Egyesült Államokban teljesítendő adófizetés nagy része alól az Apple társaságot.

Az ír kormány a diplomáciai szinten folytatott vitában cáfolta ezt a vádat, hivatkozva az OECD dokumentumaira, amelyek meghatározást adnak az „adóparadicsom” ismérveire (<http://www.oecd.org/tax/transparency/44430243.pdf>). Sok más ország, földrajzi térség szerepel a „feketelistán”, illetve a „szürkelistán”, amelyek a nemzetközi egyezmények szerinti adózási szabályoktól eltérő gyakorlatot folytatnak.

Az Egyesült Államok Szenátusának idézett dokumentumaiban lényeges vád, hogy az Apple Sales International ténylegesen csak

legfeljebb 2 százalékkal adózik 2003-tól az Írországból általánosan fizetendő 12 százalékos társasági adó helyett a kormánnyal létrejött stratégiai megállapodás alapján. A szerző több példát mutat be olyan Írországból cégként bejegyzett külföldi érdekeltségekre, amelyek csak helyi levelezési címként képviselik az anyavállalatot, azonban a globális vállalatcsoport konszolidált üzleti eredményét valamelyik adóparadicsomban mutatják ki, a társasági adó ott bejegyzett alanyaként.

A szerző áttekinti a kilencvenes évek második felétől megjelent OECD-feketelistákat a csoportok holding formában elért optimális adózásáról. Részletesen elemzi az adójogszabályok nemzetközi versenyének kedvezőtlen hatásait a nagyobb adóterheket kiszabó Egyesült Államok és más fejlett országok adóbevételei szempontjából.

Az Egyesült Államok hivatalos dokumentumai mintegy ötven országot tekintenek adóparadicsomnak, ezen belül kiemelt célország Bermuda és a Kajmán-szigetek, továbbá Írország, Luxemburg, valamint Svájc is. A *Tax Justice Network* jegyzéke összesen 87 földrajzi térséget minősít adóparadicsomnak, illetve offshore jellegűnek az Egyesült Államok szempontjából az észak-amerikai globális vállalatcsoportok elszámolásaiban.

A Google és az ír kormányzat olyan megállapodást kötött, hogy a főként számviteli tevékenységű hazai jogi személy viszonylag kis adóterhet visel Írországból. A megállapodás keretében a csoport vállalta, hogy ezután nem viszi ki az írországi tevékenységének nyereségét a Google Bermudán bejegyzett holdingjába a holland érdekeltsége útján. A tanulmány ismerteti a brit kormányzat hasonló stratégiai megállapodását, amely a 800 legnagyobb ott rezidens külföldi leányvállalat adó-össztönzését is tartalmazta.

A szerző cáfolja, hogy Írország adóparadicsom, hiszen a személyi jövedelmek 7,4 száza-

lékos kulccsal adóznak, az OECD átlaga (8,7%) ehhez közeli. Az OECD átlagában 31,3 százalék az összes fogyasztási típusú adó kulcsa, az írországi adókulcs ennél nagyobb, 34,5 százalék. Az ír költségvetés nem mondhat le a társasági adókról sem, ez fontos forrása az ország oktatási, egészségügyi és más közkiadásainak.

Vannak olyan kedvezményezett tevékenységek, illetve földrajzi térségek, amelyekre megszabott feltételekkel kedvezményes adózást állapítottak meg, de az adózók többségére a jogszabály szerinti adófizetési kötelezettség vonatkozik Írországból. Kétségtelen, hogy egyes nagy globális vállalatcsoportok sikeresek az adókedvezmény lobbizásában, de azok a kivételek. A globális csoport bármely országban profitot akar realizálni a befektetéseivel, és erre az üzleti eredmény csoporton belüli transzferjei is lehetőséget adnak, a hatályos adószabályokat kihasználva.

A szerző megállapítja, hogy nem segítheti az innovatív, tudásalapú gazdasági fejlődés céljainak megvalósítását, ha az ország gazdaságpolitikája, ágazati stratégiája a külföldi csoportok itt vázolt adókönyvitésére alapozott. A nem rezidens döntéshozók elsődlegesen az adókötelezettségek globális csökkentésében érdekeltek, ezért telepítettek regionális központot Írországba is. A rezidens vagyongazdálkodó cég inkább jól fizetett számviteli, adózási szakembereket alkalmaz, háttérbe szorítva ezzel a termékfejlesztés, a termelés, a logisztika, a marketing értékteremtő szerepét az írországi működésében. Írország adótanácsadó szolgáltatói adóoptimalizálásra vezető megbízásokat teljesíthetnek, esetenként az adópolitikát, a jogalkotást is befolyásolhatják.

**Nádudvari Zoltán,**

a KSH ny. főtanácsosa

E-mail: nadyzol@freemail.hu

## Kiadók ajánlata

PROF. DR. LENTNER CS. [2013]: *Közpénzügyek és államháztartástan*. Nemzeti Közszolgálati Egyetem. Budapest.

A 2013-ban – Domokos Lászlónak, az Állami Számvevőszék elnökének és Matolcsy Györgynek, a Magyar Nemzeti Bank elnökének előszavával – megjelent szakkönyv teljes körű betekintést nyújt a közpénzügyek és az államháztartás témakörébe. Először a közigazgatás-tudomány rendszertanán belül definiálja ezek fogalmát, majd felvázolja múltjukat, fejlődéstörténetüket és jelenüket.

A kiadvány kitér az államháztartás közgazdasági szerepére, jelentőségére, bemutatja a központi költségvetést, illetve a hozzárendelt társadalombiztosítást, a központi közpénzügyi

intézményeket, a tervezési, elszámoltatási, költségvetési, zárszámadási módszereket, valamint a helyi önkormányzati alrendszer szabályozásának működési mechanizmusait.

Alaptankönyv a kormánytisztviselői szakképzésre készülő államháztartási ismereteinek bővítéséhez, de haszonnal forgathatják az állam- és jogtudományi, illetve a gazdaságtudományi karok közpénzügyekben elmélyülni kívánó hallgatói és kutatói, valamint a magyar közigazgatásban dolgozók is.

WALLGREN, A. – WALLGREN, B. [2014]: *Register-based Statistics – Statistical Methods for Administrative Data, 2<sup>nd</sup> Edition*. (Regiszteralapú statisztika – statisztikai módszerek

adminisztratív adatok esetén. Második kiadás.) Wiley. Hoboken.

A kötet átfogó, naprakész bemutatást nyújt a regiszteralapú statisztika elméletéről és gyakorlati alkalmazásáról. A szerzők, mielőtt rátérnének az ilyen jellegű rendszerek struktúrájának módszerére és az alternatív megközelítések részletezésére, először a témakört határolják körül. Elmagyarázzák, hogy miként hozhatók létre statisztikai regiszterek, hogyan biztosítható a minőség, illetve használhatók a számítástechnikai rendszerek a regiszteralapú statisztikában. Ezeken túl világosan részletezik a tárgyalt statisztikai módszerek használatának gyakorlati kérdéseit (például a magánszféra védelmét) is.

A második kiadás – mely első lépésnek tekinthető a regiszterstatisztikai kérdéseket megoldását szolgáló, szisztematikusabb munka felé – lehetővé teszi, hogy az olvasók megértsék ennek az egyre népszerűbb statisztikai területnek az alapelveit és gyakorlatát. A kötet a téma iránti egyre nagyobb globális érdeklődésre tekintettel, sokkal szélesebb körű, nemzetközibb megközelítést alkalmaz, mint az első kiadás. Az új fejezetek a regiszteralapú felvételek különböző fajtáit mutatják be. Mindemellett a szerzők a regiszteralapú népszámlálást és a nemzeti számlákat is tárgyalják.

AHLEMEYER-STUBBE, A. – COLEMAN, S. [2014]: *A Practical Guide to Data Mining for Business and Industry*. (Az üzleti és ipari adatbányászat gyakorlati kézikönyve.) Wiley. Hoboken.

Az adatbányászat afelé halad, hogy elismert tudományággá váljon az információtechnológia, a statisztika, a gépi tanulás és a mesterséges intelligencia közös területein. A szerzők felhasználóbarát megközelítésben mutatják be az adatbányászati módszereket, leírva alkalmazásának tipikus eseteit. Az esettanulmányokkal kiegészített módszertan sokoldalú

referenciaművé teszi a könyvet, melyben az olvasók konkrét módszerekre és alkalmazásokra kereshetnek. Szerkesztési módjának köszönhetően statisztikusok, számítástechnikai szakértők és közgazdászok a benne tárgyalt alkalmazásokra és módszerekre, valamint érdekeltségi területekre kereszthivatkozást adhatnak meg.

LUTZ, W. – BUTZ, W. P. – SAMIR, K. C. (eds.) [2014]: *World Population and Human Capital in the Twenty-First Century*. (A világ népessége és a humán tőke a XXI. században.) Oxford University Press. Oxford.

A kötet szisztematikus, kvantitatív megközelítésben tárgyalja az iskolai végzettség szerepét a globális népesedési tendenciákban és modellekben. Hét háttérfejezet összegzi a múltbeli termékenységi, halálozási, migrációs és oktatási trendeket; vizsgálja a témával kapcsolatos elméleteket, és meghatározza a kulcsfontosságú tényezőket; valamint feltevéseket fogalmaz meg, amelyek aztán a 2100-ig terjedő alternatív forgatókönyvekben öltönek testet. A feltevések egy szakértők százai által végrehajtott globális felmérés és öt szakértői ülés eredményei. Egy fejezet ezek kor, nem és végzettségi szint szerinti, többdimenziós előrejelzésekké való alakítását részletezi. Az utolsó fejezetek az eredményeket elemzik, rávilágítva a humán tőkét érintő alternatív tendenciákra, az új tanulási módokra, az előregedésre, az alternatív népességszámításra és az oktatási formákra a globális fenntartható fejlődés keretében. A függelék és a könyvhöz tartozó internetes link részletes adatokat közöl az összes országról. A kötet azt mutatja be, hogy az oktatás, illetve a kor és a nem együttkezelése miként változtatja meg jövőlátásunkat.

AIZCORBE, A. M. [2014]: *A Practical Guide to Price Index and Hedonic Techniques*. (Gyakorlati útmutató az árindexekhez és a

hedonikus módszerekhez.) Oxford University Press. Oxford.

A könyv könnyen követhető ismertetést ad az árindexekről és a hedonikus módszerekről úgy, hogy kiemeli e technikák legjobb alkalmazási módját, és értelmezi az eredményeket. Egyik célja, hogy az olvasók közvetlen tapasztalatot szerezzenek az indexszámításban, ezért útmutatást nyújt a gyakorlati kérdéseket illetően (milyenek az ideális adatok, hogy lehet az indexeket legjobban kiszámolni, ha az adatok nem ideálisak stb.). Ezzel kapcsolatosan másik célja, hogy betöltse az űrt a téma tankönyvekben található, szükségszerűen végtelenségig leegyszerűsített leírása, valamint az elméleti és az empirikus mérési szakirodalomban közölt, rendkívül bonyolult tárgyalása között. Ezért intuitív módon összegzi az elméleti eredményeket, azok számszerű jelentőségét pedig más tanulmányokban megjelent adatokkal és eredményekkel magyarázza.

Végül, míg sok más szakirodalmi forrás célja a hivatalos árindexek (például a fogyasztói árindex) jobb megértése, a kötetben a hangsúly gyakorlatiasabb: azoknak az eszközöknek a biztosítása, melyek ahhoz szükségesek, hogy az olvasók a technikákat maguk is alkalmazhassák. Valójában ezeket a módszereket már évek óta használják az árazást is érintő, versenykorlátozó ügyekben, ahol a gazdasági szakértők rendszerint nagy adatállományokat kezelnek.

HARDING, A. – BLOKLAND, T. [2014]: *Urban Theory: A Critical Introduction to Power, Cities and Urbanism in the 21<sup>st</sup> Century*. (Városelmélet: a huszonegyedik századi hatalom, városok és várostervezés kritikus bemutatása.) SAGE Publications Ltd. Thousand Oaks.

Mi a városelmélet? Milyen módon használható a városokról szerzett ismereteink megértésére? Azokéra, amelyeket többnyire a városok közötti és azokon belüli óriási egyen-

lőtlenségek határoznak meg egyre globalizáltabb világunkban. A kötet jellemzi a városelmélet és a modernség közötti kapcsolatokat, a városokat és az átmenetet az ipariból az információs gazdaságba, a globalizációt, a „város mint növekedési gépezet” fogalom és a városrendszer-elmélet fontosságát, az egyenlőtlenség térbeli – horizontálisan és vertikálisan értett – megnyilvánulásait, valamint számos kulcsfogalmat, többek között a szegregációt, a gettósítást, a szuburbanizációt, a dzsentrifikációt és a szomszédsági hatásokat. Ezeken túl elmagyarázza a különbözőség szociokulturális térbeli megnyilvánulásait és olyan fontos fogalmakat is, mint a nem, a szexualitás, a faj vagy a nemzetiségi hovatartozás.

A kritikus hangvételű, interdiszciplináris kötet olyan eszközöket kínál, melyekkel nemcsak érthetőbbé válnak, de meg is változtathatók sajtó, városokról szerzett ismereteink.

HOLLAND, J. – EDWARDS, R. [2014]: *Understanding Families Over Time*. (A családok időbeli alakulásának megértése.) Palgrave Macmillan. New York, Basingstoke.

Ez az Egyesült Királyságban végrehajtott, széles körű, kvalitatív longitudinális kutatáson alapuló egyedülálló gyűjtemény közelképet nyújt a gyermekek, a fiatalok, a szülők és az idősebb generációk tapasztalatairól, feltárva életüket és mindennapjaikat. Az írások mindegyike a családot és a generációs kapcsolatokat a maguk komplexitásában, változásuk és fejlődésük szempontjából vizsgálja. Egy eltérő háttérrel rendelkező, különböző földrajzi helyen élő emberek alkotta változatos csoport tanulmányozásával minden fejezet az életpálya egy adott fázisával foglalkozik, fontos megállapításokat téve ezzel a szakpolitika számára. A tanulmány egészében fontos szempont mind az életrajzi, történeti és generációs idő változása, mind pedig annak folytonossága.

## Társfolyóiratok

### DEMOGRAFIE

revue pro výzkum populačního vývoje

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 4. SZÁM

*Štyglerová, T. – Němečková, M.:* Népeség-előreszámítás 2100-ig Csehországra.

*Chromková Manea, B. – Rabušic, L.:* A férfiak termékenysége Csehországban. Első empirikus adatok.

*Schovánková, S.:* Valójában hány harmadik országbeli dolgozik Csehországban? Munkavállalási engedéllyel rendelkező ukránok, vietnámiak és mongolok.

*Kurkin, R.:* Kohorszok termékenysége a 2011. évi népszámlálás és lakásösszeírás adatai alapján.

Mi érdeklí a világ demográfusait napjainkban? Betekintés a dél-koreai Busanban tartott 27. Nemzetközi Népesedési Konferencia témáiba.

Ladislav Růžička emlékére.

2012. évi cseh népességi és népmozgalmi statisztikák: 50 000 főnél nagyobb lélekszámú városok; 2012. évi cseh népességi és népmozgalmi statisztikák: területek és régiók.

2014. ÉVI 1. SZÁM

*Ritschelová, I.:* Vezércikk.

*Válková, K.:* A 25 év alatti nők termékenysége Csehországban.

*Habartová, P. – Hulíková Tesárková, K. – Šivková, O.:* Egyes háztartások számának és nagyságának előrejelzése 2013 és 2040 között.

*Hulík, V.:* A felsőoktatás és a felsőfokú szakképzés jövőbeni lehetséges átalakításának rövid áttekintése.

*Vychová, H.:* A felnőttoktatás támogatásának pénzügyi eszközei.

*Šigutová, L.:* A népesség korszerkezete a 2011. évi népszámlálás és lakásösszeírás alapján.

*Němečková, M. – Štyglerová, T.:* Népeség-előreszámítás 2050-ig Csehország régióra.

### Journal of OFFICIAL STATISTICS

A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 4. SZÁM

*de Waal, T.:* Selective Editing: A Quest for Efficiency and Data Quality.

*Arbue's, I. – Revilla, P. – Salgado, D.:* An Optimization Approach to Selective Editing.

*Pannekoek, J. – Scholtus, S. – Van der Loo, M.:* Automated and Manual Data Editing: A View on Process Design and Methodology.

*Di Zio, M. – Guarnera, U.:* A Contamination Model for Selective Editing.

*Lundquist, P. – Särndal, C.-E.:* Aspects of Responsive Design with Applications to the Swedish Living Conditions Survey.

*Wiśniowski, A. et al.:* Utilising Expert Opinion to Improve the Measurement of International Migration in Europe.

*Mohorko, A. – Leeuw, E. de – Hox, J.:* Internet Coverage and Coverage Bias in Europe: Developments Across Countries and Over Time.

2014. ÉVI 1. SZÁM

*Vannieuwenhuyze, J. T. A. – Loosveldt, G. – Molenberghs, G.:* Evaluating Mode Effects in Mixed-Mode Survey Data Using Covariate Adjustment Models.



*Tijdens, K.:* Dropout Rates and Response Times of an Occupation Search Tree in a Web Survey.

*Lugtig, P. – Jäckle, A.:* Can I Just Check...? Effects of Edit Check Questions on Measurement Error and Survey Estimates.

*Cho, M. et al.:* Evaluation of Generalized Variance Functions in the Analysis of Complex Survey Data.

*Ogwang, T.:* A Convenient Method of Decomposing the Gini Index by Population Subgroups.

*Drechsler, J. – Ronning, G. – Bleninger, P.:* Disclosure Risk from Factor Scores.

*Chipperfield, J. O.:* Disclosure-Protected Inference with Linked Microdata Using a Remote Analysis Server.

*Lewis, T.:* The Relative Impacts of Design Effects and Multiple Imputation on Variance Estimates: A Case Study with the 2008 National Ambulatory Medical Care Survey.

## POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET  
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 4. SZÁM

*Pennec, S. et al.:* Az emberek hol töltik életük utolsó hónapját Franciaországban, és hol halnak meg?

*Henchoz, C. – Wernli, B.:* Elégedettség a házi munka megosztásával Svájcban.

*Pillonel, A. – Hummel, C. – de Carlo, I.:* A serdülők és a nagyszülők közötti kapcsolat Svájcban.

*Hoem, J. M. – Mureşan, C. – Hărăguş, M.:* Milyen az együttélésekben és a házasságokban tapasztalt termékenység napjaink Romániájában?

*Barakat, B. F. – Durham, R. E. – Guimarães Rodrigues, C.:* Az iskolai részvételi mutatók kor szerinti kiigazítása.



A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2014. ÉVI 1. SZÁM

*Páleš, M.:* Valószínűségi eloszlások alkalmazása a biztosítási kockázatelemzésben.

*Grác, R.:* Az oktatási szektor változatosságának elemzése a területi struktúrák szempontjából.

*Šprocha, B.:* Termékenységi táblák és alkalmazások a Szlovákia roma lakta településeiről származó nők reprodukciós viselkedésének elemzésében.

*Rímsky, M.:* Házassági arányszám Kisszebenben a XVIII. és XIX. században.

*Štukovská, Z.:* Szlovákiának szüksége lesz egy következő népszámlálásra a 2011. évi után? (Észrevételek a Szlovák Statisztikai Hivatal nemzetközi tudományos konferenciája alapján.)

*Mach, P. – Štukovská, Z.:* A statisztikai társaságok együttműködésének növekvő fontossága. (Interjú.)

**statistika**  
EKONOMICKO - STATISTICKÝ ČASOPIS

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 4. SZÁM

*Hronová, S. – Hindls, R.:* Cseh háztartások a válságévekben.

*Kahoun, J. – Sixta, J.:* A területi GDP összeállítás. Termelés, jövedelmek és kiadások.

*Hudrlíková, L. – Vltavská, K.:* Versenyképesség és munkatermelékenység az összetett indikátorok fényében.

*Nývlt, O.:* A munkaerőpiac várható fejlődésének modellezése Csehországban 2050-ig.

*Potluka, O. et al.:* A pénzügyi támogatások hatása a cseh vállalkozásokra.

*Lima, R.:* Javult-e a gazdaság teljesítménye, ha több pénzt fordítunk az oktatásra?

*Závodský, P.:* 60 éves a statisztikaoktatás a prágai Közgazdaságtudományi Egyetemen.

2014. ÉVI 1. SZÁM

*Kučera, L.:* Aggregált keresleti és kínálati mutatók Csehországban.

*Dubská, D.:* A vállalati szektor Csehországban. Mi a tulajdonlás szerepe egy vállalkozás megszűnésekor?

*Šimková, M. – Sixta, J.:* A külfölddel kapcsolatos pénzátutalások statisztikája Csehországban.

*Singh, H. P. – Solanki, R. S. – Singh, A. K.:* Véges sokaságok átlagának becslése exponenciális becslőfüggvény segítségével.

*Mehmood, B. – Shahid, A.:* A légi közlekedés iránti kereslet és a gazdasági növekedés Csehországban: becslés és okozati elemzés.

*Satty, A.:* Szimulációs vizsgálat két, hiányzó együtthatók kezelésére szolgáló módszer összehasonlítására Cox-féle arányos kockázati regressziómodell esetén.

*Řezanková, H.:* Gazdasági adatok klaszterelemzése.

## **Статистика Statistics**

A BOLGÁR STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2013. ÉVI 1–2. SZÁM

*Bogdanov, B.:* A társadalompolitika néhány általános jellemzője és a statisztika szerepe az új évezred kezdetén.

*Kovachev, A.:* Termelékenységgel és erőforrásokkal kapcsolatos kérdések. Egy, a gazdaság termelékenységére és fejlődésére fenntarthatóságára vonatkozó tényező.

*Angelova, V. – Gavazki, I.:* A klaszter- és szerkezeti elemzéssel folyó kisterületi becslések módszertana járási és települési szintű mintavételi adatok esetén.

*Dimitrova, D.:* A jövedelem és életkörülmények statisztikai felvétele – az oktatás szegénységre gyakorolt hatásának elemzése.

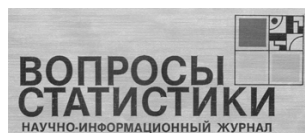
*Stoyanova, M.:* A fizetésképtelen intézmények „társadalmi pótlása” Bulgáriában, 1989 után.

*Ilkova, A.:* A statisztikai információk sikeres közzétételének szerepe a felhasználói és az adatszolgáltatói bizalom erősítésében.

„Bulgária és a világ számokban” statisztikai kiállítás.

Bolgár iskolások részvétele a „Statisztika nemzetközi éve” kezdeményezésben.

Két internetes digitális gyűjtemény.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI  
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2014. ÉVI 2. SZÁM

*Pashintseva, N.:* Az orosz régiók gazdaságához való települési hozzájárulást értékelő mutatórendszer meghatározásának kritériumai.

*Sergeychenko, I.:* A nem-megfigyelt gazdaság becslésének gyakorlata és fejlesztésének irányai Fehéroroszországban.

*Zinchenko, A. – Ukolova, A.:* A 2016. évi agrárcenzus programja.

*Rimashvskaya, N. – Rusanova, N.:* Az orosz lakosság egészségi állapotának új értékelési kritériumai: problémák és megközelítések.

*Larchenko, A.*: Adatfelvétel a reprodukzív egészségről Fehéroroszországban – a végrehajtás módszertana.

*Kulak, A.*: A lakosság egészségi állapota Fehéroroszország régióiban. Statisztikai értékelés és összehasonlító elemzés.

*Goncharova, O.* – *Sokolovskaja, T.*: A gyermekek egészségi állapotának alakulása napjainkban, Oroszországban.

*Popovskaya, E.*: Vállalkozói stratégiák. Típusok, regionális sajátosságok és területi különbségek.

*Barasheva, T.*: A költségvetési források felhasználásának és kezelésének statisztikai elemzése Oroszország északi régióiban.

*Navoi, A.*: A nemzetközi üzleti tranzakciók alakulása a pénzügyi mérleg és a nemzetközi üzleti pozíció alapján.

*Glebkova, I.* – *Kachanova, N.*: A termékek külkereskedelmi forgalmának statisztikai vizsgálata és előrejelzése Oroszországban.

*Shirkunova, N.*: Az orosz külkereskedelmi vámstatisztika mint az ország Világkereskedelmi Szervezethez való csatlakozása értékelésének eszköze.

*Rastyannikov, V.* – *Deriugina, I.*: A nyugati és keleti országok eltérő mezőgazdasági termeléstecnológiája. 2. rész.

*Emel'yanov, V.*: A Dél- és Észak-kaukázusi szövetségi körzet területi statisztikai hivatalai vezetőinek regionális tanácsulése.

*Szreder, M.*: Az igazi tudományok egyike: a statisztika.

*Banaszkiewicz, D.* – *Komorowska, O.*: A fogyatékkal élők munkalehetőségeit meghatározó tényezők.

*Zaród, J.*: A lengyel mezőgazdaság helyzetének vizsgálata diszkriminanciaanalízis segítségével.

*Gierańczyk, W.* – *Kordowska, A.*: A technológiai innováció akadályai a Kujawsko-Pomorskie tartomány ipari vállalkozásainak értékelésében.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2013-ban.

2014. ÉVI 3. SZÁM

*Kordos, J.*: Jacob Bernoulli tételétől a modern mintavételi eljárásokig.

*Śliwicki, D.*: A munkanélküliségből történő kilépések ökonometriai vizsgálata.

*Urban, S.* – *Kowalska, A.*: Lakáshelyzet Lengyelországban.

*Paprotny, D.*: Lengyelország fejlettségi szintje a nyugati országokkal összehasonlítva.

*Roeske-Słomka, I.*: A várható élettartam változatossága, a születési és halálozási intenzitás az Európai Unió országaiban.

A Statisztikai Tudományos Tanács ülése 2013 decemberében.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2014 januárjában.

2014. ÉVI 4. SZÁM

*Witkowski, J.*: A hivatalos statisztika és a globális kihívások.

*Jeznach, M.* – *Leszczyńska-Luberek, O.*: Nemzeti számlák és államháztartási statisztika – tendenciák.

*Cierpiał-Wolan, M. et al.*: A statisztika jelenkori problémái – elmélet és gyakorlat globális nézőpontból. A 2013-ban, Hongkongban megrendezett 59. Statisztikai Világkongresszus.

## WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL  
FOLYÓIRATA

2014. ÉVI 2. SZÁM

*Jeznach, M.* – *Cierpiał-Wolan, M.*: A GDP gyorsbecslése, az adatok minősége és megbízhatósága.

*Daszkowski, J.*: Az alkalmazott statisztika dagályos, logikátlan jellege.

*Wieczorek, P.:* Az Európai Unió kohéziós politikája keretében Lengyelországnak nyújtott új források és felhasználásuk várható hatásai.

*Żurawicz, A.:* A Statisztikai Tanács tevékenysége 2013 második félévében.

*Malecka, M. – Mikulec, A.:* „Többdimenziós statisztikai elemzés, 2013” 32. Nemzetközi Tudományos Konferencia.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2014 februárjában.

## **Wirtschaft und Statistik**

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI  
HIVATAL FOLYÓIRATA

2014. ÉVI 2. SZÁM

*Weisbrod, J. – Witting, B. – Weber, M.:* A vállalati statisztikában használt változók konzisztenciája.

*Reim, U. – Reichel, B.:* Tömegközlekedés buszon és vonaton 2012-ben.

*Burg, F.:* Nemzetközi árak összehasonlítása a menekülteknek nyújtott megélhetési támogatás vásárlóerejét tekintve.

*Articus, C.:* Kisterületi módszer a területi bérleti díjak becslésére.

*Wegener, L.:* A negatív jövedelem típusai és az adóssághalmozás dinamikája az adófizeti panelben.

*Wilke, C. B. – Zierahn, U. – Breiholz, H.:* A magánbiztosítási fedezet lehetséges elemzése a jövedelmi és kiadási mintafelvétel alapján.

2014. ÉVI 3. SZÁM

*Berg, A. – Bihler, W.:* Új háztartási mintavételi egységek kialakításának terve a 2011. évi népszámlálásban.

*Hütter, A.:* Kombinált áru fuvarozás 2012-ben.

*Schneider, C.:* A települési oktatás megfigyelése – lehetőségek és kilátások.

*Afentakis, A. – Maier, T.:* A külföldről érkező gondozók ki tudják elégíteni a hosszú távú gondozás iránt jelentkező egyre növekvő igényt?

*Altis, A. – Koufen, S.:* Megvalósítható hosszú távon pénzügyileg a közszolgálati nyugdíjrendszer?

*Dusчек, K. – Buhtz, C.:* Lakhatási támogatás Németországban, 2012-ben.

*Peter, F.:* Az ipar termelői árindexe (belföldi eladások alapján) 2010-es bázison.

*Klüsener, M.:* A negyedéves GDP-adatok számítási módszere Észak-Rajna-Vesztfáliában.

---

Közzöljük kedves Olvasóinkkal, hogy a *Statisztikai Szemle* augusztusi és szeptemberi száma összevontan szeptemberben jelenik meg.

---