

## 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 alaplúnak 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 változékony, 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 bizonyítottak 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 ismertetve, *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 gazdaságtörténeteszek 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 tartalmazznak 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

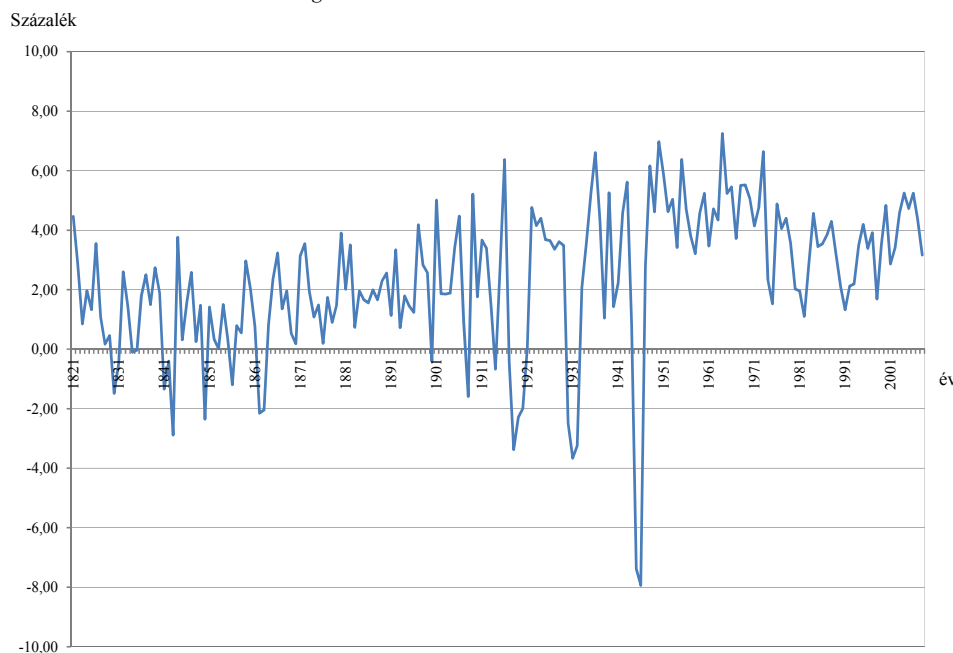
<sup>6</sup> A Geary–Khamis-dollár olyan hipotetikus valuta, amelynek számításakor a nyersanyagárak alakulását és az egyes országok valutáinak az Egyesült Államok dollárhoz viszonyított vásárlóerő-paritása alakulását veszik figyelembe. A Geary–Khamis-dollár árának báziséve 1990 volt. A módszertan miatt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

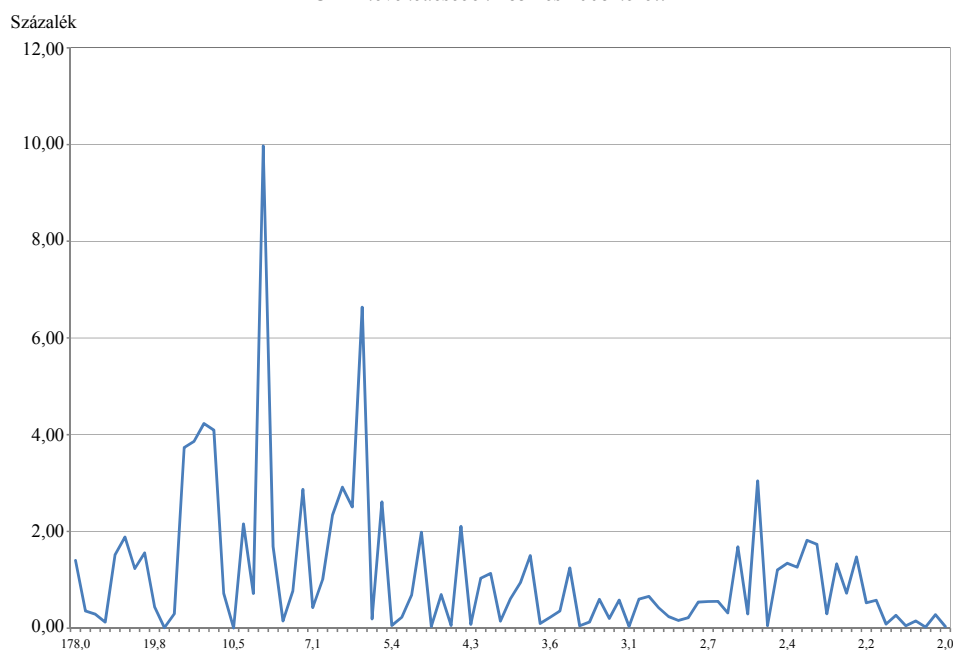
<sup>7</sup> A diszkrét spektrálanalízisben például, ha azt kívánom mérni, hogy a Kondratyev-ciklus 50–60 évre feltételezett hosszának megfelelő ciklus milyen magyarázó erővel bír, akkor erre választ a 180 év hosszú idősor tekintetében az adhat, hogy a  $180/4 = 45$  éves, vagy a  $180/3 = 60$  éves 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 időszakaiat 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 hullámszerű 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 leg-erősebben 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 idősorra 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.

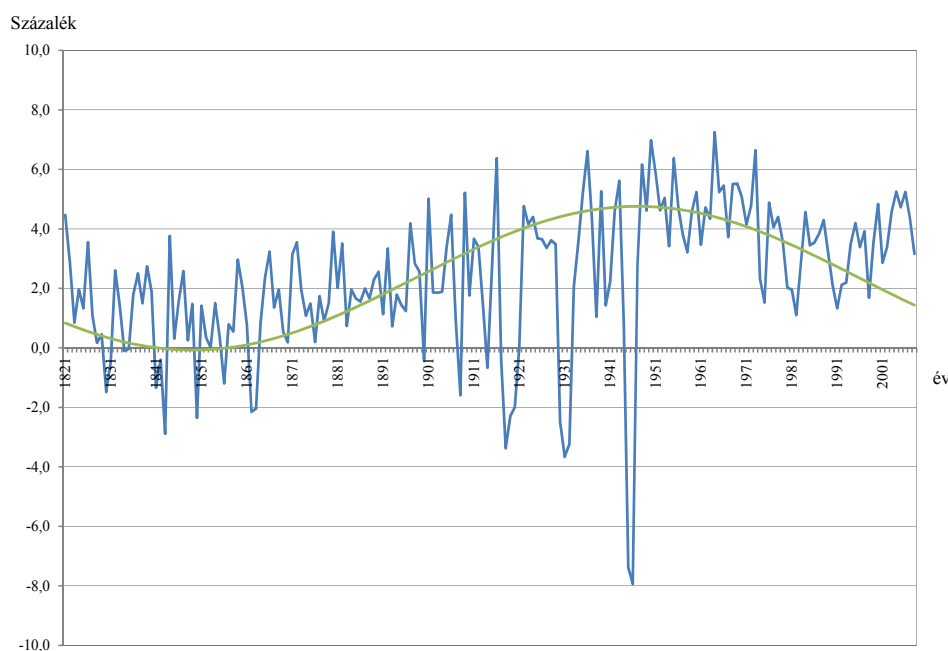
Ha Solomou észrevételét, az eltérő időpontokban lezajló nemzetállami felzárkózási tendenciákat extrapoláljuk a teljes világgazdaságra, akkor magyarázhatóvá válik,



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 súlyyodni 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 ihletű 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 főleges 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 nyerő 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 hullámgörcbét, 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 szemléletváltzási 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 együtállása 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 idősorból (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:

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

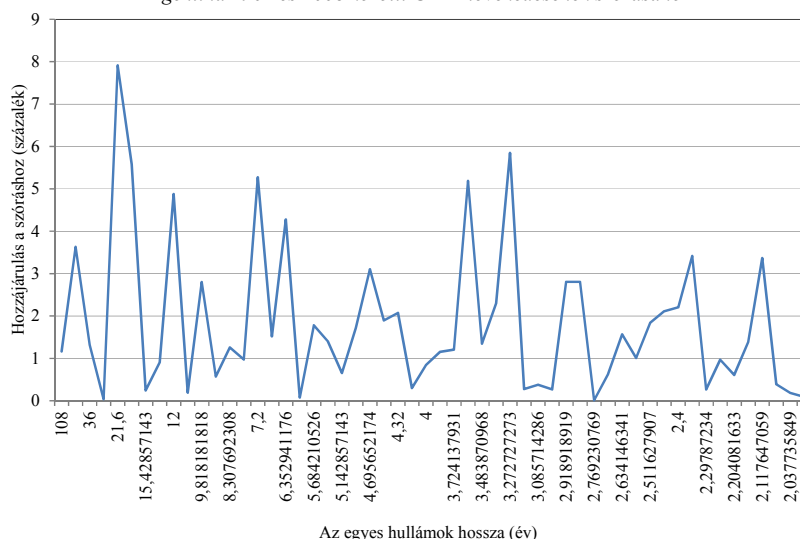
Egy adott hullámhossz intenzitásának a teljes intenzitáshoz való hozzájárulása százalékos aránya, a  $g_f$  (%) értéke, a következőképp kapható:

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

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 varianciája, a  $\sigma_x^2$  nem ismert, a mintából szükséges kalkulálni. Priestley bemutatja, hogy az idősor elemeinek varianciájára 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.