

DARVAS ZSOLT–SZAPÁRY GYÖRGY

Konjunktúraciklusok együttmozgása a régi és új EU-tagországokban

Általában elfogadott vélekedés, hogy egy pénzügyi unióhoz csatlakozó országoknak rendelkezniük kell az úgynevezett optimális valutaövezeti tulajdonságokkal. E tulajdonságok között szerepel a konjunktúraciklusok egybeesése. Tanulmányunk azt elemzi, hogy milyen mértékben hasonlítanak egymáshoz a gazdasági ciklusok az EMU tagországaiban és abban a nyolc új EU-tag közép-kelet-európai országban, amelyek integrációjában a következő lépés az EMU-hoz való csatlakozás lesz. A témában született tanulmányok többsége a GDP és az ipari termelés adatait használta, mi ezeken túlmenően a GDP főbb felhasználási és ágazati összetevőit is megvizsgáltuk, és a hasonlóságok fokának mérésére több mérőszámot is alkalmaztunk. Míg Magyarország, Lengyelország és Szlovénia konjunktúraciklusai a GDP, az ipari termelés és az export terén nagymértékben közelednek az EMU-tagországok ciklusaihoz, ugyanez nem mondható el a fogyasztásról és a szolgáltatásokról. A többi közép-kelet-európai országban kevésbé vagy egyáltalán nem beszélhetünk a konjunktúraciklusok egybeeséséről. Az EMU tagországaiban az EMU-hoz való csatlakozás előkészítésének kezdete óta a GDP és annak fontos összetevői is egyre nagyobb mértékben összehangolódtak. Bár ez az eredmény alátámasztja az optimális valutaövezetek kialakulásának endogén természetét, de a világméretű konjunktúraciklus erősödése mellett is találtunk bizonyítékot. Tanulmányunk egy további fontos eredménye az, hogy bár az úgynevezett fogyasztáskorreláció rejtélye továbbra is fennáll, annak mértéke az EMU-tagországokban jelentősen csökkent, amely jó hír a közös monetáris politika szempontjából.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E32, F41.

A tíz új EU-tagországban (amelyek közül nyolc közép-kelet-európai volt szocialista ország) egyre több figyelmet szentelnek az európai integrációs folyamat következő szakaszának, a Gazdasági és Monetáris Unióhoz (EMU) való csatlakozásnak. Az EMU megalapítását megelőző viták során, illetve az euróövezet jövőbeli kibővítése kapcsán a szakirodalom már mélyrehatóan elemezte a valutaunió előnyeit és hátrányait.¹ A valutaunió elméleti alapjait *Mundell* [1961] fektette le az optimális valutaövezetéről szóló tanulmá-

* A szerzők ezúton szeretnének köszönetet mondani az ASSA 2004. évi San Diegóban megtartott konferenciáján és a Magyar Nemzeti Bank szemináriumán résztvevőknek értékes hozzászólásaikért. A tanulmányban maradt esetleges hibákért kizárólag a szerzők a felelősek. A tanulmányban kifejtett nézetek nem feltétlenül egyeznek meg az MNB hivatalos álláspontjával.

¹ Erről lásd *Eichengreen* [1992], *Emerson és szerzőtársai* [1992], *De Grauwe* [2002] és *HM Treasury* [2003]. *Csajbók–Csermely* [2002] elemzi az euró Magyarországra történő bevezetésének előnyeit és hátrányait. Lásd még *Szapáry* [2002].

nyában, amelynek kidolgozásához *McKinnon* [1963], *Kenen* [1969], *Tavlas* [1993], *Bayoumi–Eichengreen* [1996] és számos további szerző is hozzájárult.² Ezen elmélet szerint a valutaunió előnyeinek kiaknázása attól függ, hogy azok az országok, amelyek az uniót létre akarják hozni, rendelkeznek-e bizonyos közös jellemzőkkel, optimális valutaövezeti tulajdonságokkal. Ezek közül a tulajdonságok közül a konjunktúraciklusok hasonlósága meghatározó szerepet játszik, mivel ha a ciklusok szinkronban vannak egymással, akkor a független monetáris politika feladásának költsége minimális. Ezért amikor az euróövezetbe való csatlakozás időzítésével kapcsolatban a maastrichti konvergenciakritériumok teljesítése (az infláció, a hosszú lejáratú kamatlábak, az államháztartási hiány, az államadósság és az árfolyamok stabilitása az ERM–2-n belül) mellett más tényezőket is figyelembe kell vennünk, azt a kérdést is meg kell vizsgálni, hogy a konjunktúraciklusok megfelelően összehangoltak-e ahhoz, hogy az új tagországok számára ne jelentsen hátrányt, ha lemondanak a független monetáris és árfolyampolitikáról.

Tanulmányunkban egyrészt azt vizsgáljuk, hogy jelenleg milyen szinten esnek egybe a közép-kelet-európai országok konjunktúraciklusai az euróövezet tagországainak ciklusaival, és ez hogyan viszonyul az euróövezet tagországai közötti jelenlegi és múltbeli szinkronizáció szintjéhez, másrészt azt, hogy időben hogyan közeledtek egymáshoz a konjunktúraciklusok az euróövezet tagországaiban, különös tekintettel arra, hogy felgyorsult-e ez a közeledés az EMU megalakulását megelőző felkészülési időszak (1993–1997) óta. A második kérdéskör azért is lényeges, mert a vizsgálatok szerint a valutaunióban való részvétel már magában is a konjunktúraciklusok közeledéséhez vezethet. A szakirodalom ezt a jelenséget az optimális valutaövezetek endogén természetének nevezi. Húsz ipari ország harmincéves adatait megvizsgálva, *Frankel–Rose* [1998] szoros összefüggést talált a kereskedelem integráltsága és a konjunktúraciklusok egybeesése között. Ezért, ha a valutaunióban részt vevő országok esetében a kereskedelem integráltsága növekszik, akkor a valutaunió a konjunktúraciklusok összehangoltságát is fokozza. *Rose* [2000] szerint a valutaunióban való részvétel lényegesen megnöveli a kereskedelmi forgalmat, és ebből a tényből arra következtet, hogy egy ország könnyebben tudja teljesíteni a valutaunióhoz való csatlakozás feltételeit a csatlakozás után, mint a csatlakozás előtt. *Krugman* [1993] „massachusettsi leckéje” azonban arra int, hogy a kereskedelem integráltsága szakosodáshoz vezethet, és ezzel nőhet az aszimmetrikus sokkok valószínűsége.³

Rose [2000] óta többen vizsgálták a közös valuta hatását a kereskedelemre, például *Persson* [2001], *Glick–Rose* [2001] *Rose–Wincoop* [2001], *Frankel–Rose* [2002], *Bun–Klaassen* [2002], *Kenen* [2002], *Micco–Stein–Ordoñez* [2003]. Ezek a tanulmányok megegyeznek abban, hogy a közös valutának pozitív hatása van a kereskedelemre, bár ez a hatás kisebb, mint azt *Rose* [2000] eredetileg feltételezte.⁴ Az optimális valutaövezetek

² Lásd *Mongelli* [2002] az optimális valutaövezetekről szóló szakirodalom részletes áttekintéséről.

³ Massachusetts jelentős mértékben specializálódott a technológiai iparágra, azon belül is egyes szektorokra (számítógépek, orvosi készülékek, precíziós katonai készülékek), amely termékek kereslete az Egyesült Államokon belül fellendülőben volt a nyolcvanas években, így jelentős beruházási és export boom alakult ki, amelyet tőkebeáramlás kísért. A munkanélküliség az Egyesült Államok átlagának a felére csökkent, és a technológiai szektor felfutása a szolgáltatászekort is fellendítette, és az ingatlanárak is jelentős mértékben szárnyaltak. A nyolcvanas évek végén azonban lecsökkent a kereslet az állam fő termékei iránt, amelynek jelentős gazdasági visszaesés lett a következménye, a tőkebeáramlás megcsappant, a beruházások nagymértékben visszaestek, az ingatlanárak zuhantak, a munkanélküliség négyszeresére emelkedett, és munkaerő-elvándorlás kezdődött. *Krugman* [1993] szerint a szakosodás következményeképpen a hosszú távú növekedési lehetőségek is megváltoznak, és Európának is fel kell készülnie arra, hogy megfelelő intézményrendszerrel a szakosodás esetleges negatív következményeit kezelni tudja.

⁴ A témával kapcsolatos empirikus kutatás eredményeinek áttekintéséről lásd *Rose* [2002].

kritériumainak endogén jellegét az EMU esetében még az is erősíti, hogy a közös monetáris politika és a stabilitási és növekedési egyezmény alapelveire támaszkodó fegyelem kizárja – vagy legalábbis csökkenti – a gazdaságpolitikai eredetű sokkokat. Amennyiben a hazai gazdaságpolitikai döntések a sokkok egyik fő forrását jelentik, akkor az EMU-tagság mérsékli a sokkok aszimmetriájának kockázatát.

Kutatásunkkal több ponton szeretnénk hozzájárulni a konjunktúraciklusok együttmozgásáról szóló szakirodalomhoz. *Először is*, számos ország adatait vizsgáljuk: nyolc közép-kelet-európai ország, tíz euróövezeti tagország, valamint kontrollcsoportként az EMU-hoz nem csatlakozó három európai ország mellett öt másik országot is megvizsgálunk. A közép-kelet-európai országok esetében az elmúlt tíz évet, míg a többi ország esetében általában az elmúlt húsz év adatait vettük alapul. Oroszországot is bevontuk vizsgálódásaink körébe, hogy dokumentálni tudjuk a közép-kelet-európai országok korábban fontos kereskedelmi partnerének számító országhoz viszonyított szinkronizáció változását. *Másrészt* – bár megjelentek már olyan tanulmányok, amelyek a közép-kelet-európai országok szélesebb vagy szűkebb csoportját elemzik konjunktúraciklusaik hasonlóságának szempontjából, de ezek az írások csak a GDP-re vagy az ipari termelésre koncentrálnak⁵ – a GDP a főbb felhasználási és ágazati összetevőit is elemezzük. Az optimális valutaövezetek és a közös monetáris politika szempontjából tudnunk kell, hogy mennyire összhangoltak a GDP-nek azon összetevői, amelyek az aggregált keresletet mozgatják és ezáltal az inflációt is befolyásolják. Azzal, hogy a GDP összetevőinek együttmozgását vizsgáljuk, elemezhetjük a „fogyasztáskorreláció rejtélyét”, amely *Obstfeld-Rogoff* [2000] szerint a nemzetközi makroökómia hat nagy rejtélyének egyike.⁶ *Harmadsorban* – vizsgálatunk eredményeinek erőteljesebb megalapozása érdekében – a konjunktúraciklusok hasonlóságának mérésére ötfajta mutatót, két szűrőtechnikát és két euróövezeti konjunktúramérőt alkalmaztunk. Az eddigi közép-kelet-európai országokkal foglalkozó empirikus kutatások a ciklusok korrelációinak megállapításához, az együttmozgás méréséhez többnyire csak Németországot vették alapul. Mi ezzel szemben a ciklusok fáziseltolódását, ingadozását, tartósságát (perzisztenciáját) és az európai sokkokra vonatkozó reakcióikat is vizsgáltuk. Magas korreláció, kisebb fáziseltolódás, hasonló ingadozás, hasonló tartósság és az impulzusválaszok azonossága előnyösebbé teszi a közös monetáris politikát egy valutaunióhoz tartozó országban. Minden számításunkat a Hodrick–Prescott- és a Band–Pass-szűrő segítségével, azaz a konjunktúraciklusokról szóló szakirodalom két legelfogadottabb szűrőtechnikájával végeztük. Mindkét módszernek vannak hiányosságai, de ha mindkettő hasonló tendenciát fed fel, az eredményt megbízhatóbbnak lehet tekinteni. Végül, mivel bennünket a gazdasági folyamatok hasonlóságának kérdése elsősorban az egész euróövezettel és nem csak a német gazdasággal való összehasonlítás tekintetében érdekel, az egyes országok jellemzőit az euróövezeti konjunktúra jellemzőihez viszonyítjuk. Ennek érdekében az európai jegybank (ECB) euróövezeti modelljének adatbázisából származó aggregált euróövezeti adat mellett egy általunk kiszámított úgynevezett közös tényezőt is használtunk, aminek oka, hogy az aggregált GDP mérési hibával terhelt az 1999 előtti időszakban.

Már most fontos megjegyeznünk, hogy tanulmányunk milyen kérdéseket nem vizsgál. Nem vizsgálja a sokkok okait, például azt, hogy a gazdasági ingadozások a kínálat vagy kereslet oldalán keletkezett sokknak tulajdoníthatók-e, illetve hogy ezekben a sokkokban

⁵ *Frenkel-Nickel-Schmidt* [1999], *Fidrmuc-Korhonen* [2001], *Boreiko* [2002], *Frenkel-Nickel* [2002], *Babetski, Boone-Maurel* [2002], *Korhonen* [2003], *Fidrmuc* [2004]. A korábbi irodalomban csak *Boone-Maurel* [1998], [1999] jelentenek kivételt, ezek az írások a munkanélküliségi rátát szintén elemzik.

⁶ A rejtély abban testesül meg, hogy míg különböző elméletek szerint is két ország fogyasztása közötti korrelációnak nagyobbának kellene lennie, mint a jövedelmek közötti korrelációnak, addig ennek az ellenkezője figyelhető meg a gyakorlatban.

a gazdaságpolitika szerepet játszott-e. Számos kutató szerint mind a kereslet, mind a kínálat oldalán keletkezett sokkok is hozzájárulnak az ingadozáshoz, és többnyire arra a következtetésre jutnak, hogy a kereslet inkább a rövidebb időintervallumokban domináns, míg a kínálati sokkok inkább hosszabb távon válnak lényegessé.⁷ A sokkok okának feltárása azért lehet fontos, mert a monetáris politika nem tud mindenfajta sokkot egyformán kezelni. Ha azonban bizonyos országokban a konjunktúraciklusok szinkronban vannak egymással, akkor ez azt jelenti, hogy nagy valószínűséggel ezekben az országokban nem kell számottevő aszimmetrikus sokkal számolni. Tanulmányunk arra a kérdésre sem tér ki, hogy a konjunktúraciklusok milyen transzmissziós csatornákon keresztül jutnak át egyik országból a másikba. A szakirodalomban tárgyalt empirikus bizonyítékok arra utalnak, hogy a nyitottság, a kereskedelem integráltsága, a gazdasági struktúrák hasonlósága és a pénzügyi integráció nagyban befolyásolják a nemzetközi együttmozgásokat. A sokkok okainak és a konjunktúraciklusok transzmissziós mechanizmusainak feltárása olyan érdekes kutatási terület, amely nem tárgya tanulmányunknak.

Először bemutatjuk a kutatásunk során alkalmazott módszereket, majd az adatokat foglaljuk össze, ezt kutatásunk eredményeinek bemutatása és elemzése követi, végül összefoglaljuk a következtetéseinket.

Kutatási módszerek

A közép-kelet-európai országok konjunktúraciklusainak szinkronjáról szóló szakirodalomban talán a leggyakrabban használt módszer a termelési és inflációs adatok alapján a kínálat- és keresletoldali sokkok felbontása a kétváltozós Blanchard–Quah-féle SVAR segítségével.⁸ Ez a módszertan elsőként országonként azonosítja a kínálat- és keresletoldali sokkokat külön-külön minden egyes közép-kelet-európai országban és Németországban, illetve az euróövezetben, amelyhez úgynevezett hosszú távú korlátozásokat kell tenni. Ezt követően a konjunktúraciklusok egybeesését a hazai és németországi/euróövezeti sokkok korrelációja alapján elemzi. A SVAR-módszer használata azonban vitatható még olyan országokban is, ahol sokkal hosszabb a mintavételi időszak (lásd például *Faust–Leeper* [1997] és *Cooley–Dwyer* [1998]). Ezen túlmenően a közép-kelet-európai országokra, ahol negyedéves szinten hattól tíz évig terjedő adathalmaz áll rendelkezésünkre, igencsak kétséges a SVAR-modell keretében használt hosszú távú korlátozások bevezetése. A tanulmányokban használt közép-kelet-európai inflációs ráták is fontos problémát vetnek fel, mivel az 1990-es években az árváltozásokat nagymértékben befolyásolta az árak és a kereskedelem liberalizációja, valamint a szabályozott árak alakulása, amelyek a relatív árakban nagy változásokat hozott. Ezenkívül néhány inflációs adatsor nem stacionárius, sőt még másodrendű integrált $I(2)$ ⁹ folyamatnak is tűnik [amely az árszínvonal tekintetében $I(3)$ folyamatot takar], és ez olyan problémákhoz vezethet, amelyeket nehéz áthidalni.

⁷ Lásd például *Blanchard–Quah* [1989], *Karras* [1994] és *Bergman* [1996]. A jól ismert reál-konjunktúraciklus (RBC) modell szerint az ingadozásokat exogén technológiai sokkok okozzák, bár ezt a modellt is kritizálták már, különösen *Summers* [1986] és *Mankiw* [1989], akik szerint a teljes tényezőtermelékenység változásai inkább az aggregált keresleti impulzusoknak tulajdoníthatók, mint az exogén termelékenységi sokkoknak. *Evans* [1992] véleménye szerint pedig az reál-konjunktúraciklusról szóló szakirodalom eltúlozza az exogén termelékenységi sokkok szerepét. A konjunktúraciklusról szóló szakirodalmat *Kydland–Prescott* [1990], *King–Rebelo* [1999] és *Fiorito–Kollintzas* [1994] foglalja össze.

⁸ Lásd *Babetski–Boone–Maurel* [2002], *Frenkel–Nickel* [2002], *Fidrmuc–Korhonen* [2001], *Frenkel és szerzőtársai* [1999] és *Csajbók–Csermely* [2002].

⁹ Sem önmaga, sem differenciája nem stacionárius, de a differenciájának differenciája (második differenciája) az.

A SVAR-módszernek ezen elvi és gyakorlati hiányosságai miatt a ciklus méréséhez trendtől megtisztított idősorokat használtunk, amely szintén standard módszertannak számít, és a különböző hasonlósági mutatókat ezekre alkalmazzuk. A következőkben a trendszűréssel, az euróövezet konjunktúrájának mérésével és a konjunktúraciklusok hasonlóságával kapcsolatos kérdéseket tekintjük át.

Trendszűrés

A szakirodalom több trendszűrő módszert is ismer, és az empirikus eredmények az adott alkalmazott szűrőtől függhetnek, mint ahogy ezt *Canova* [1998] is bebizonyította. *Canova* összehasonlította az Egyesült Államok szezonálisan igazított adatait, a különböző szűrőkkel számított ciklikus összetevőit, és arra a megállapításra jutott, hogy mind minőségi, mind nagyságrendi szempontból a konjunktúraciklusok tulajdonságai a trendszűrőmódszerek függvényében változnak, és hogy az eltérő trendszűrőmódszerek segítségével különböző típusú információkat nyerhetünk az adatokból.

Ez az eredmény figyelmeztető jel lehet a konjunktúraciklusok empirikus kutatása számára. Vizsgálatunk eredményeinek robusztusabbá tétele érdekében a Hodrick–Prescott- (HP) és a Band–Pass- (BP) szűrőt (azaz a konjunktúraciklusról szóló szakirodalom két legelfogadottabb szűrőjét) használtuk, és e két szűrés eredményeit hasonlítottuk össze. E két szűrő közül elvi szempontból a BP-szűrő használata ajánlatosabb, mint ahogy azt például *Stock–Watson* [1999] is kifejtette, mivel arra irányul, hogy kiküszöbölje mind a rövid távú ingadozásokat (amelyek a mérési hibáknak és a zajnak köszönhetőek), mind pedig a hosszú távú ciklusokat (melyek inkább a hosszú távú növekedési összetevőt tükrözik). A BP-szűrőnek is vannak azonban hátrányai, mivel véges számú mintában csak különböző megközelítéseket lehet használni.¹⁰ Ezenkívül, mivel a közép-kelet-európai országok esetében csak tízéves mintaperiódus áll a rendelkezésünkre, ezért a BP-szűrő használata (vagyis azoknak a ciklusoknak a kiszűrése, amelyek periódusa kevesebb nyolc évnél, amely a szakirodalom által használt felső sáv) megkérdőjelezhető. Ezért ha mindkét szűrő segítségével elemezzük kutatásunk eredményeit, akkor ezzel még akkor is jobban alátámaszthatjuk azokat, ha mindkét módszernek vannak hiányosságai. Továbbá a két szűrő alkalmazása mellett szóló érv, hogy segítségükkel jobban össze tudjuk hasonlítani eredményeinket a szakirodalomban korábban megjelent empirikus kutatások eredményeivel.¹¹

Az euróövezet konjunktúrájának mérése

Az euróövezet konjunktúrájának mérésére két mutatót használunk: az ECB euroövezeti modelljének adatbázisából származó aggregált euroövezeti adatot és egy általunk kiszámított úgynevezett közös tényezőt. Az euróövezetre vonatkozó modell adatbázisához az euróövezet aggregátumait több adatsorra is kiszámították a múltra vonatkozóan, egészen

¹⁰ A két szűrő bemutatását és kritikáit lásd *Darvas–Vadas* [2003]. A BP-szűrő esetében a *Christiano–Fitzgerald* [2003] által alkalmazott megközelítést használtuk, amely a szakirodalomban a három legelfogadottabb becslési módszer közül a legújabbnak számít.

¹¹ Előzetes próbaként szezonális differenciálást is használtunk, vagyis olyan formátumú adatokat, amelyek a közép-kelet-európai országok legtöbb statisztikai hivatala kiad: az előző év azonos negyedévéhez viszonyított reál növekedési ütemet. Az eredmények minőségileg ugyanazok voltak, mint amit a HP- és a BP-szűrő segítségével a szezonálisan kiigazított idősorok alapján kaptunk.

1970-ig.¹² Bizonyos azonban, hogy ezek az adatsorok különböző mérési hibákat is tartalmaznak, mivel a korábbi években nem rendelkezett minden ország saját negyedéves nemzeti számlával, továbbá az aggregálást befolyásolják az 1999 előtti árfolyam-ingadozások. Ezért az EMU öt központi szerepet játszó országának trendektől megtisztított adataira megbecsültünk egy dinamikus tényezőmodellt is, hogy olyan közös tényezőt találjunk, amelyhez mérhetjük a konjunktúraciklusok egybeesésének fokát. Ehhez a számításhoz Franciaország, Németország és Olaszország adatait vettük figyelembe, mivel ez a három legnagyobb EMU-tagország. Ausztria és Hollandia is az öt ország közé tartozik, mivel hosszú ideig a német márkához kötötték valutájuk árfolyamát, és nagymértékben integrálódtak a német gazdaságba. Elvileg kiszámíthatunk volna egy közös tényezőt az összes EMU-tagország bevonásával, és használhattuk volna ezt az euróövezet konjunktúrájának mérésére. Ám mivel nem volt minden országnak az egész mintaidőszakra kiterjedő saját negyedéves adata, választanunk kellett közülük. Az általunk kiválasztott országokat *Artis–Zhang* [1998] is az EMU „magországi” közé sorolta az optimális valutaövezetekre vonatkozó tulajdonságok alapján, azzal az eltéréssel, hogy mi Olaszországot is bevontuk, Belgiumot viszont nem.

A dinamikus tényezőmodellek a közelmúltban egyre népszerűbbek lettek a konjunktúraciklusokról szóló szakirodalomban.¹³ Ezekben a modellekben látens (nem megfigyelhető) változók írják le a konjunktúra alakulását, és a modell célja e látens változók szám-szerűsítése. Ezek a nem megfigyelhető változók lehetnek közös tényező(k) (az elemzett országok/adatsorok összességére vagy néhány csoportjára vonatkoztatva) vagy pedig egyedi tényezők. Például egyetlen mutatónak, a GDP-nek az elemzésekor a következő modell írhatja le az euróövezet konjunktúraciklusainak k országok közötti transzmisszióját:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \beta_i^{EU} z_i^{EU} + \beta_i z_{i,t} + u_{i,t} & i = 1, \dots, k \\ z_t^{EU} &= \gamma^{EU} z_{t-1}^{EU} + u_t^{EU} \\ z_{i,t} &= \gamma_i z_{i,t-1} + u_{i,t} & i = 1, \dots, k \end{aligned}$$

ahol $y_{i,t}$ az i -edik ország GDP-ciklusa,¹⁴ az európai konjunktúra (nem megfigyelhető) mutatója, azaz a közös tényező, és $z_{i,t}$ az az országspecifikus jellemző, amely független a közös tényezőtől. Ezért az empirikus állapot-tér modellek alapjául szolgáló standard feltevés, amely szerint az egyenletek hibatagjai egymással korrelálatlanok mind egyidejűleg, mind pedig késleltetve, kézenfekvően alkalmazható. A β -k és a γ -k becslendő paraméterek, akárcsak a hibatagok standard hibái. Megjegyezzük, hogy az összesen $2k + 1$ számú egyenlet nagyszámú becslést eredményezhet még független hibatagok esetében is.

Becsléseink elvégzése előtt standardizáltuk egyes országok ciklusait, ami a szakirodalomban elfogadott módszernek számít. Ezzel az volt a célunk, hogy minden ország idő-sora azonos varianciájú legyen, megteremtve annak a lehetőségét, hogy azonos szerepet játszassanak a közös tényező kialakításában. Mivel a kisebb országok ciklusai általában jobban ingadoznak, mint a nagyobb országokéi (lásd például *Gerlach* [1988] és *Head* [1995]), a kisebb országok nagyobb súlyt kapnának a transzformáció nélkül. A standar-

¹² Az euróövezet aggregált nemzeti számláinak leírása és erről további információ a <http://www.ecb.int/stats/stats.htm> weboldalon és *Fagan és szerzőtársai* [2001] művében található. Az általunk használt aggregáltumban állandó országstruktúrát, és a német újraegyesítést is kezeli úgy, hogy az adatsorokban nincs szinteltolódás.

¹³ Lásd például *Gregory és szerzőtársai* [1997], *Stock–Watson* [1998], *Formi–Reichlin* [1998], *Gregory–Head* [1999], *Forni és szerzőtársai* [2000], *Kose és szerzőtársai* [2003], *Monfort és szerzőtársai* [2003], *Helbling–Bayoumi* [2003] és *Giannone és szerzőtársai* [2003].

¹⁴ A közös tényezőt mind a HP-, mind a BP-szűrőn átszűrt adatsorokra kiszámítottuk.

dizálással minden adatsort szimmetrikusan lehet kezelni, azonban ez nem jelenti azt, hogy a közös tényező azonos mértékben fogja majd a standardizált egyedi adatsorok varianciáit magyarázni. Mivel a közös tényező megállapítása standardizált adatsorok alapján történik, így nincs értelme a közös tényező szórásáról beszélni, és ezért amikor a ciklusok ingadozását vizsgáljuk, csak az euróövezeti aggregátumot elemezzük majd.

A dinamikustényező-modellek becslésére több módszer is létezik. Mi modellnek az úgynevezett állapot-tér reprezentációját használtuk, és Kalman-féle szűrő segítségével meghatározott likelihood függvény maximum likelihood (ML) becslését választottuk. Döntésünket az indokolja, hogy a keresztmetszeti egységek száma kicsi (öt országot használunk), ami gyakorlatilag lehetetlenné teszi más, nagy keresztmetszetre épülő módszerek használatát (például a dinamikus főkomponens-elemzését). A kis keresztmetszet a megbecsülendő paraméterek meglehetősen kis számához vezet, és így a például *Gregory és szerzőtársai* [1997] által jelzett becslési nehézségek nem merülnek fel a mi esetünkben. Becsléseink különböző kezdőértékek mellett is egy egyedi maximumhoz konvergáltak.

A konjunktúraciklusok szinkronjának mérése

A konjunktúraciklusok egybeesésének méréséhez öt mutatót használtunk. Mivel azt is szeretnénk megvizsgálni, hogy a konjunktúraciklusok szinkronja időben változott-e, ezért a mutatókat különböző részidőszakokra számítottuk ki. Azt azonban meg kell jegyeznünk, hogy a trendszűrés és a közös tényező kiszámítása minden adatsor esetében a leghosszabb elérhető minta alapján készült el.

a) Korreláció (az euróövezet és az egyes országok konjunktúraciklusainak egyidejű, feltétel nélküli korrelációja különböző időszakokban). A korrelációk időbeli változásának elemzéséhez egymást követő ötéves szakaszokat vizsgáltunk. Ötéves gördülő mintára is számítottunk korrelációkat, amelyek hasonló eredményekhez vezettek, viszont az eredmények könnyebb bemutatása érdekében az első, egyszerűbb utat választottuk.

b) Fáziseltolódás. Kiszámoltuk, hogy melyik fáziseltolódásnál legnagyobb a feltétel nélküli korreláció mértéke. E mérőszámra vonatkozó eredményeket a következőképpen értelmezzük: a nulla érték azt mutatja, hogy az egyidejű korreláció a legmagasabb, a negatív értékek azt mutatják, hogy az euróövezet megelőzi a vizsgált országot, míg a pozitív szám ennek az ellenkezőjére utal. Annak érdekében, hogy ne csökkentsük túlságosan a számítások szabadságfokát, három negyedévet választottuk a legmagasabb vizsgált értéknek, így a 3-as szám azt jelzi, hogy a fáziseltolódás 3, vagy ennél nagyobb. Az optimális valutaövezet szempontjából a nulla vagy kis fáziseltolódási érték lenne az ideális.

c) A ciklusok ingadozása. Az ingadozást a ciklus középértékétől (azaz a nullától) számított eltérés négyzeteként definiáltuk. A könnyebb értékelés érdekében az eredményeket az euróövezet ingadozásának százalékában mutatjuk be.

d) Tartósság. Egy adott sokk dinamikus hatása az adatsor tartósságától (*persistence*) függ: magas tartósság esetében a sokknak hosszantartó hatása van, míg alacsony tartósságnál a sokk hatása hamarabb mérséklődik. Következésképpen, a konjunktúraciklusok hasonlósága szempontjából a tartósság hasonlóságának a különböző országokban nagy jelentősége van. Mutatón a ciklus elsőrendű autokorrelációs együtthatóját alkalmaztuk. Az így meghatározott tartósság a különböző sokkok hatásainak keverékét és a transzmissziós mechanizmus hatásait tükrözi, amelyen keresztül ezek a sokkok átterjednek egyik gazdaságról a másikra. Némely sokk hatása hosszú távú lehet, míg más sokkok hatása előbb elülhet, és bizonyos országok gazdaságai egy bizonyos sokkra különféle módon reagálhatnak. Ezért ez az egyszerű mutató nem tudja kifejezni a különböző sokkok relatív jelentőségét és azt, hogy az egyes országok gazdaságai hogyan reagálnak

rájuk. Inkább arra használható, hogy kimutassa a sokkok hasonlóságának és transzmissziójának együttes hatását. Nem szándékunk normatív megállapításokat tenni arra, hogy a „magas” vagy „alacsony” tartósság jobb-e, csupán azt szeretnénk megvizsgálni, hogy a tartósság hasonló mértékű-e a különböző országokban. Mivel a kiugró megfigyelések (*outliers*) az autokorrelációs együttható becslését torzítják, és a zajos adatsoroknál az autokorrelációs együttható általában kisebb, az általunk használt mutató arra is utal, hogy vannak-e nagyon kiugró értékek, vagy zaj az adatsorban, amelynek kicsinek kellene lennie, ha nem országspecifikus az adott sokk.

e) Impulzusválasz (az eurővezeti sokknak az egyes országokra gyakorolt hat negyedév alatti kumulált hatása). Az eurővezeti sokkot az általunk számított közös tényező sokkjaként definiáltuk, és ez a mutató, ha a korreláció egyidejű és nagymértékű, továbbá a ciklus ingadozása és tartóssága megegyezik az eurővezet értékével, nem fog az előző mutatóktól eltérő eredményhez vezetni. Ha azonban az említett feltételek közül bármelyik nem teljesül, akkor ez a mutató a konjunktúraciklusok egybeesésének méréséhez további információval szolgálhat azáltal, hogy az eurővezeti sokk hatásának nagyságára utal. Ezenkívül azzal, hogy egy VAR-modellből számítjuk ki a hatást, amely természeténél fogva a saját késleltetését is magában foglalja, ennek a mutatónak a segítségével fel tudjuk mérni, hogy a korábban számított feltétel nélküli korrelációs együttható eredményeit a tartósság nem változtatja-e meg. Bizonyos mértékig ezt a mutatót az egybeesés mérésére előzőleg használt négy mutató összefoglaló mérőszámának is tekinthetjük. A válaszok összegzésére azért alkalmaztunk hat negyedéves időszakot, mert egy olyan időszak kumulált hatását szeretnénk volna felmérni, amelyről azt tartják, hogy a monetáris politika e perióduson belül fejt ki hatását.

Az impulzusválaszt háromváltozós VAR-okból számoltuk ki, amelyben a közös tényezőt, az eurővezeti aggregátum és a vizsgált ország ciklusát szerepeltettük. *Pesaran–Shin* [1998]: „általánosított impulzusválasz függvénye” alapján számoltuk ki a mutatókat, amely független a változók egymásutániságától. A VAR-modellek késleltetésének hosszúságát minden egyes ország esetében a *Sims* [1980] valószínűségi irány-próbája segítségével választottuk ki, melynél a legnagyobb lehetséges értéknek hat késleltetést adtunk meg. A kumulált impulzusválaszt hat negyedévre számoltuk ki, és a közös tényezőnek magára az eurővezetre tett hatásával normáltuk. Így az 1-es érték e mutató alapján a tökéletes egybeesést mutatja. Mivel nagyszámú paramétert kellett megbecsülnünk, a modelleket a legutóbbi tíz éves időszakra, 1993-tól 2002-ig becsültük meg, és így nem állt módunkban a hatások időbeli változásait is megvizsgálni.¹⁵ Az impulzusválaszt csak a GDP esetében vizsgáltuk, a GDP-összetevők elemzésére nem tértünk ki.

Adatok

Tanulmányunkban nyolc közép-kelet-európai ország (Észtország, a Cseh Köztársaság, Magyarország, Lettország, Litvánia, Lengyelország, Szlovák Köztársaság, Szlovénia), a tíz EMU tagországa (Ausztria, Belgium, Franciaország, Finnország, Németország, Írország, Olaszország, Hollandia, Spanyolország, Portugália),¹⁶ és további országokból álló

¹⁵ Megjegyezzük, hogy Írország esetében a negyedéves nemzetiszámla-adatok csak 1997 óta állnak rendelkezésünkre és így a minta időtartama rövidebb, mint az összes többi ország esetében. A rövidebb minta miatt a VAR lehetséges legnagyobb késleltetést három negyedévre állítottuk be.

¹⁶ Görögország és Luxemburg adatai nem szerepelnek az OECD negyedéves nemzetiszámla-adatbázisában, amely statisztikáink fő forrása. Az egyetlen negyedévenként elérhető görög idősor a bruttó ipari termelés, amelyet felhasználunk. Szintén bruttó ipari termelési adatokat vagyunk kénytelenek használni Észtország, Írország, Japán, Lettország, Svájc és az Egyesült Államok esetében, így ezek az adatok nem teljesen

kontrollcsoport adatait vizsgáltuk. A kontrollcsoportoz tartoznak az EMU-hoz nem csatlakozó európai uniós országok (Dánia, Svédország és az Egyesült Királyság), két további európai ország (Svájc és Norvégia), a két másik fő gazdasági régiót képviselő ország (az Egyesült Államok és Japán) és Oroszország, amely korábban a közép-kelet-európai országok legfontosabb kereskedelmi partnere volt. A kontrollcsoporttal azt szeretnénk felmérni, hogy bizonyítható-e az optimális valutaunió tulajdonságainak endogén természetét az EMU országain belül és hogy létezik-e „globális konjunktúraciklus”.

Elemzésünk a GDP-t és főbb felhasználási és termelési komponenseit érinti: a lakossági fogyasztást, a beruházásokat, az exportot, az importot, az ipari termelést és a szolgáltatásokat. Nem vizsgáltuk a közösségi fogyasztást, mivel az gazdaságpolitikai döntéseken alapuló aggregátum, amelynek elemzése nem tárgya a vizsgálódásunknak. Ezenkívül nem elemezzük a mezőgazdasági termelést és az építőipart sem, mivel részarányuk a GDP-ben kicsi és országspecifikus sokkoknak is ki lehetnek téve, mint például az évszakok változása (mezőgazdaság) vagy a politikai döntések (például lakástámogatások, vagy jelzáloghitelek).

Mintánk 1983 és 2002 közötti negyedéves adatokon alapul, azonban amikor az adatok rendelkezésünkre álltak, a trendkiszűrést az 1980–2002 időszakra végeztük el annak érdekében, hogy mindkét szűrő instabilitási tulajdonságait elkerüljük a mintaidőszak elején. A legtöbb adatot az OECD Quarterly National Accounts című adatbázisából vettük.¹⁷ Sajnos nem állt rendelkezésünkre minden ország esetén az egész időtartamra a teljes idősor. Például a közép-kelet-európai országok idősorai 1993-tól kezdődnek,¹⁸ de a GDP felhasználási és termelési komponensei néhány közép-kelet-európai országban hiányoznak, illetve csak 1993-nál későbbi időponttól kezdődnek. Az euróövezeti aggregátum esetében a GDP termelési bontásáról csak 1991 utáni adatok állnak rendelkezésünkre, ezért az ipari termelést és a szolgáltatásokat csak az 1991 utáni időszakban elemezzük.

Eredmények

Mivel viszonylag sok (összesen 26) országot vizsgáltunk, és két mérőszámot használunk az euróövezet konjunktúrájának mérésére, két szűrőt és öt mérőt a konjunktúraciklusok hasonlóságának mérésére, illetve a konjunktúra (a GDP és összetevői) több mutatóját is elemeztük egymást követő öt éves időszakokban, körülményes lett volna az összes eredményt kimutatni. Ezért először részletesen a GDP-ciklusok együttmozgását elemezzük, majd elemzésünket a többi aggregátumra vonatkozó eredmények kevésbé részletes leírásával folytatjuk, amelyek esetében a GDP-vel kapcsolatos eredmények hasonlóságait és eltéréseit hangsúlyozzuk. Ezen túlmenően a különböző statisztikáknak csak a pontbecsléseit adjuk meg, de a konfidencia-intervallumukat nem. Ennek három oka van. Az első az, hogy mivel nagyszámú statisztikával számolunk, a konfidencia-intervallumok bemutatása gyakorlatilag lehetetlenné tenné az eredmények tárgyalását és értelmezését. Másodszorban, mivel trendtől szűrt adatsorokat használunk, amelyekben önmagukban is mérési

összevethetők a többi ország nemzetiszámla-adatbázisából származó ipari hozzáadott értékre vonatkozó idősoráival.

¹⁷ A többi adatforrás és az adatok elérhetőségének teljes leírását lásd *Darvas-Szapáry* [2004].

¹⁸ Bár néhány közép-kelet-európai ország esetében a GDP adatai 1993 előtt is elérhetők, azért nem vettük be ezt elemzésünkbe, mert a kilencvenes évek elejére jellemző átmeneti recesszió nagy részét ki akartuk zárni. Míg az Egyesült Államokban és a legtöbb európai országban a nemzetiszámla-adatok csak szezonálisan igazított formában érhetők el, addig a közép-kelet-európai országokban csak igazítás nélküli adatok állnak rendelkezésre, ezért a Census X11 módszer segítségével igazítottuk ki ezeket az idősorokat.

hibával terheltek, így a szokásos módon kiszámított konfidencia-intervallumok csak a becslés pontosságának bizonytalanságára, viszont a trendmegszűrésből eredő bizonytalanságra nem utalnak. Harmadsorban az általunk használt egymást követő részminták a statisztikák stabilitásának elemzését is lehetővé teszik, amellyel a becslések bizonytalanságát közvetett módon elemezhetjük.

Konjunktúraciklus vizsgálata GDP-adatokkal

A konjunktúra legáltalánosabb mérőszáma a GDP, amely a teljes konjunktúraciklus jó közelítője lehet, annak ellenére, hogy a konjunktúraciklusokat sok összetevő együttmozgásaként szokták definiálni. A konjunktúraciklusok szinkronizáltságáról szóló empirikus munkák nagy többsége a GDP- adatokra támaszkodik.

Cikluskorreláció. Az 1. ábra a korreláció időbeli alakulását mutatja az euróövezeti aggregátum ciklusa és az egyes országok ciklusai között. A bal oldali oszlop a HP-szűrő alapján mutatja a korrelációkat, míg a jobb oldali oszlop a BP-szűrő alapján teszi ugyanezt. A három egymás alatti sor a közép-kelet-európai országok, az EMU-tagországok és a kontrollcsoport országainak eredményeit ábrázolja.

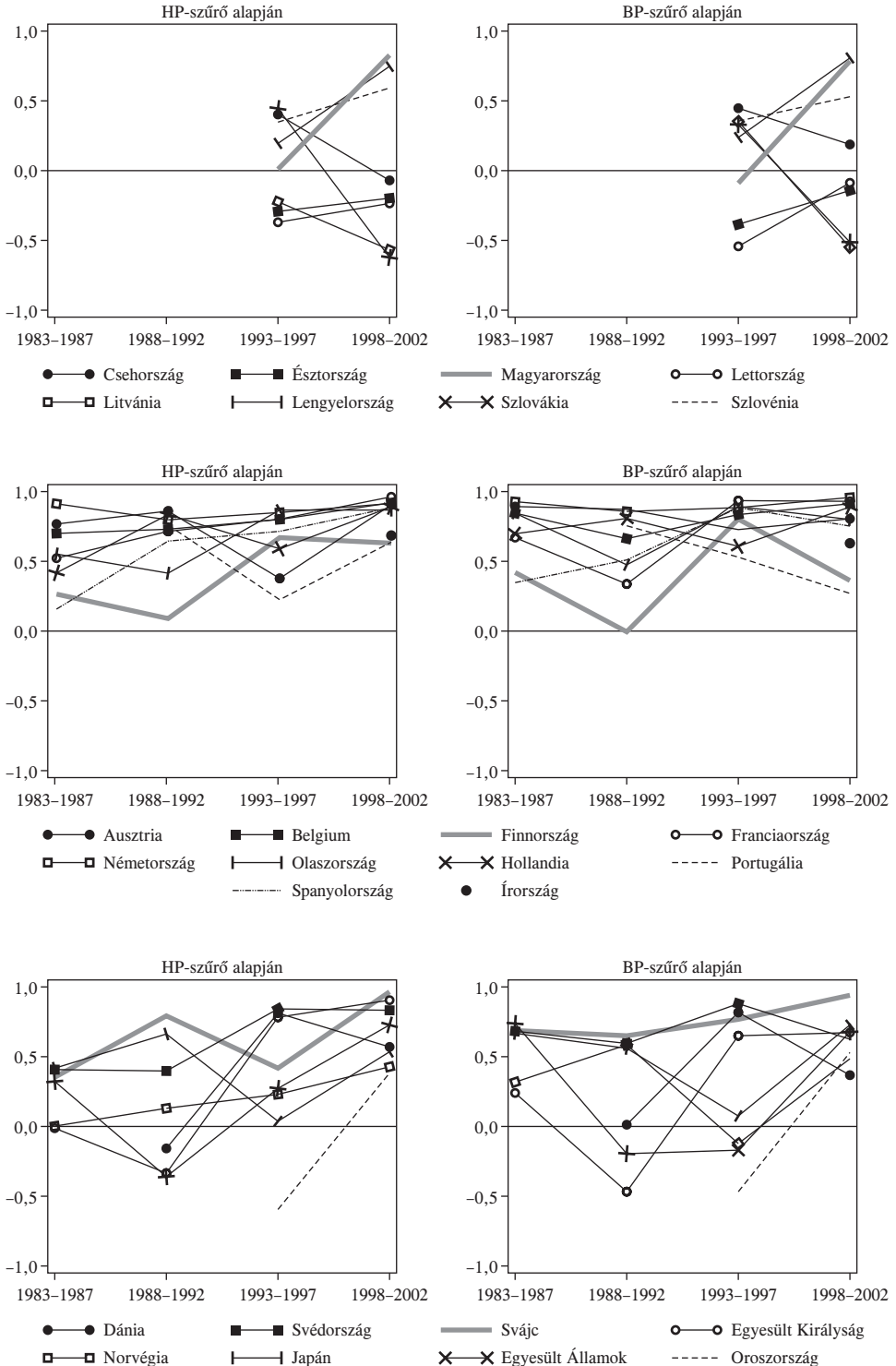
A közép-kelet-európai országok közül Magyarország, Lengyelország és Szlovénia erős javulást mutat a ciklikus korreláció terén az 1993–1997 közötti és az 1998–2002 közötti időszakokban. Korrelációs együtthatóik értéke hasonló néhány jelenlegi EMU-tagország együtthatójának értékéhez. Ugyanakkor az öt másik közép-kelet-európai ország nulla együttmozgást, sőt még ellentétes mozgást is mutat. A jelenlegi EMU-tagállamok közül Ausztria, Belgium, Franciaország, Németország és Hollandia van a legnagyobb szinkronban, míg Portugália, Finnország és Írország esetében a legkisebb a korreláció. Érdekes módon néhány kontrollcsoportba tartozó ország inkább szinkronban van, mint ez a három kis EMU-tagállam. Közülük kiemelkedik Svájc példája, amelynek korrelációja a legmagasabb értékű EMU-tagországokkal vetekszik. Az Egyesült Királyság és Svédország konjunktúraciklusai szintén jobban hasonlítanak egymáshoz, mint az említett három EMU-tagállam konjunktúraciklusai. Fontos kiemelnünk, hogy a kiszámolt összes korrelációs mutató szerint az idő előrehaladtával az EMU-tagállamok konjunktúraciklusai egyre jobban közelítenek egymáshoz. Ez a közeledési folyamat különösen 1993, azaz a Gazdasági Monetáris Unióra való felkészülés kezdetétől figyelhető meg.

Érdekes a közép-kelet-európai országoknak az orosz ciklussal való korrelációit megvizsgálni, amely ország korábban legfontosabb kereskedelmi partnerük volt. A 2. ábra mind az euróövezethez, mind Oroszországhoz viszonyítva mutatja be a korrelációkat az 1993–1997 és az 1998–2002 közötti időszakokban. 1993 és 1997 között a három balti ország elég erősen korrelált Oroszországgal 0,4–0,7 együtthatókkal, míg a többi közép-kelet-európai ország nem mutatott semmilyen korrelációt Oroszországgal ebben az időszakban. Az 1998–2002-es időszakban az Oroszországgal való korreláció a balti államokban lényegesen csökkent, míg a többi közép-kelet-európai országban enyhén emelkedett, bár gyenge maradt, kivéve a Cseh Köztársaságot.

A balti országok és Oroszország konjunktúraciklusainak nagymértékű hasonlósága az első időszakban nem meglepő, hiszen ezek az országok korábban a Szovjetunióhoz tartoztak. Miután a balti államok elnyerték a függetlenségüket, integrációjuk az orosz gazdasággal meglazult és kereskedelmük egyre jobban a nyugat-európai országok felé irányult. Az a tény, hogy 1993 és 1997 között a többi közép-kelet-európai ország konjunktúraciklusa nem korrelált Oroszország ciklusaival egyrészt a Szovjetunióval folytatott kereskedelem összeomlásával, másrészt azzal magyarázható, hogy a közép-kelet-európai országok gyorsan nyitottak az EU-val való kereskedelem felé. A Cseh Köztársasággal

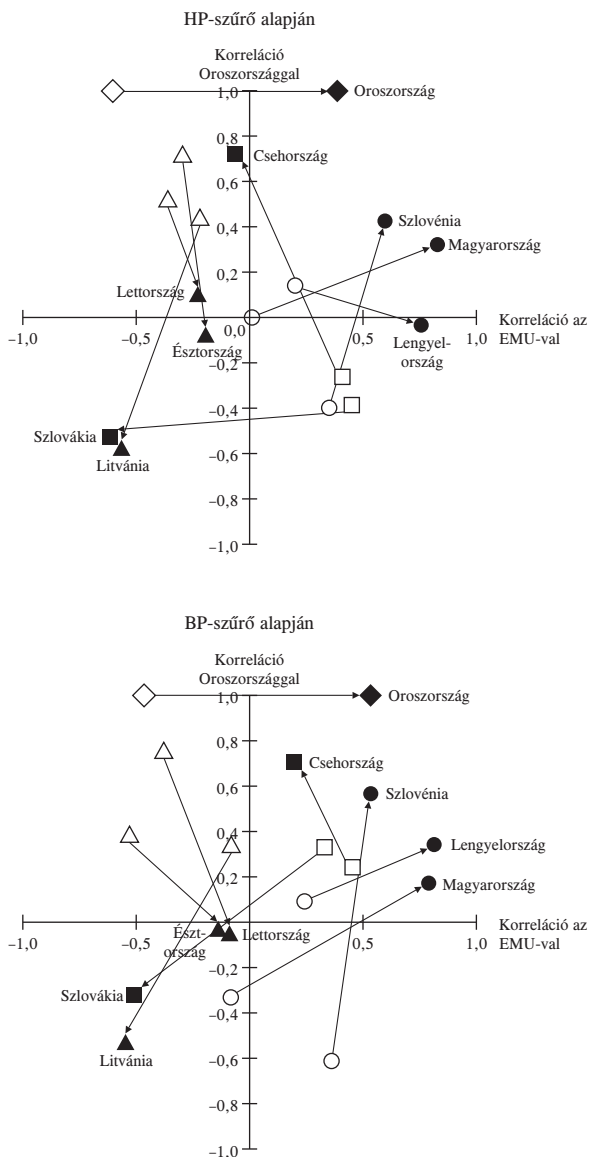
1. ábra

Korreláció az EMU-aggregátum ciklusával GDP-adatok alapján, 1983–2002



2. ábra

A közép-kelet-európai országok ciklusainak korrelációja Oroszországgal, illetve az EMU ciklusaiival, GDP-adatak alapján, 1993–2002



Megjegyzés: az üres jelek 1993–1997 közötti, a tele formák pedig 1998–2002 közötti adatokat jelentenek. A három balti államot háromszög, Csehországot és Szlovákiát négyzet, Magyarországot, Lengyelországot és Szlovéniát pedig kör jelöli.

való korreláció egyszerű egybeesésnek tűnik, amit saját valutaválságuk okozhatott (1997-ben a Cseh Köztársaságban és 1998-ban Oroszországban), ami mindkét országban a GDP csökkenéséhez vezetett. Megjegyzésre érdemes, hogy Oroszország konjunktúra-ciklusai is elkezdtek hasonlítani az EMU ciklusaihoz, és ezért elmondhatjuk, hogy Oroszország szintén egyre jobban integrálódik a világgazdaságba.

A ciklusok fáziseltolódása. Az 1. táblázat azt mutatja, hogy mekkora az euróövezet és az egyes vizsgált országok konjunktúraciklusai közötti fáziseltolódás, azaz milyen késleltetés/előreteintés mellett a legmagasabb korreláció.¹⁹ A három vezető közép-kelet-európai ország ebben a tekintetben is a legjobb értékeket mutatja, mivel nulla vagy a nullához közeli fáziseltolódása van a legutóbbi időszakban. A többi közép-kelet-európai ország értékei azonban szerteágazóbbak. Az EMU-tagokat illetően, az összes országra jellemző egyidejű korrelációhoz való közeledési tendencia további bizonyítékot ad arra, hogy Európában a konjunktúraciklusok erősen hasonlítanak egymáshoz. Érdeemes megjegyeznünk, hogy az Egyesült Államok az európai ciklus vezetője volt az elmúlt tizenöt évben, míg Japán az elmúlt tíz évben az Európai ciklust lemaradással követte.

1. táblázat

Fáziseltolódás a GDP-adatokban az EMU-aggregátum alapján, 1983–2002

| Ország | 1983–1987 | 1988–1992 | 1993–1997 | 1998–2002 |
|------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Közép-kelet-európai országok | | | | |
| Csehország | – | – | –1; –2 | –3; –3 |
| Észtország | – | – | –3; –3 | –1; –1 |
| Magyarország | – | – | 2; 3 | 0; 0 |
| Lettország | – | – | 3; 3 | –3; –1 |
| Litvánia | – | – | –3; –3 | –3; –3 |
| Lengyelország | – | – | 0; 0 | 1; 1 |
| Szlovákia | – | – | 0; –1 | 3; –3 |
| Szlovénia | – | – | 2; 2 | 1; 2 |
| EMU-tagországok | | | | |
| Ausztria | 0; 0 | –1; 0 | 0; 0 | 0; 1 |
| Belgium | 0; 0 | 0; 0 | 1; 1 | 0; 0 |
| Finnország | 3; 3 | 3; 3 | 2; 2 | 0; 0 |
| Franciaország | 0; 0 | 3; 3 | 0; 0 | 0; 0 |
| Németország | 0; 0 | 0; 0 | 0; 0 | 0; 0 |
| Írország | – | – | – | 0; 1 |
| Olaszország | 0; 0 | 3; 0 | 0; 0 | –1; –1 |
| Hollandia | 0; 0 | 0; 0 | 0; 0 | 1; 1 |
| Portugália | – | –1; 0 | 0; 0 | 0; –3 |
| Spanyolország | 1; 2 | 0; 0 | 0; 0 | 1; 0 |
| Kontrollcsoport | | | | |
| Dánia | – | 2; 2 | 1; 1 | 0; 0 |
| Svédország | 0; 0 | 3; 0 | 0; 0 | 1; 1 |
| Svájc | –2; –1 | 1; 1 | 0; 1 | 0; 0 |
| Egyesült Királyság | 2; 2 | 3; 3 | 2; 2 | 0; –1 |
| Norvégia | –2; –2 | 0; –1 | 2; 1 | 0; 0 |
| Japán | –1; 0 | 1; 1 | –2; –3 | –1; –1 |
| Egyesült Államok | –1; –1 | 3; 3 | 2; 3 | 2; 2 |
| Oroszország | – | – | –3; –3 | –1; 0 |

Megjegyzés: HP-szűrő (álló számjegy), BP-szűrő (dőlt számjegy) szerint. 0: a legnagyobb az egyidejű korreláció; negatív érték: az EMU megelőzi a vizsgált országot; pozitív érték: az EMU a vizsgált ország mögött marad. A fáziseltolódások vizsgált maximuma három negyedév.

¹⁹ Mint azt már a fentiekben említettük, a 3-as értékig ellenőriztük az értékeket, így a 3-as szám azt jelzi, hogy a fáziseltolódás 3, vagy ennél nagyobb.

A konjunktúraciklusok ingadozása. A 2. táblázat azt mutatja, hogy mennyire ingadozik az egyes országok konjunktúraciklusa az EMU aggregált konjunktúraciklusához képest. Az adatok tanulmányozása után két fontos következtetést vonhatunk le. Egyrészt, mint ahogy azt már *Gerlach* [1988] és *Head* [1995] is jelezte, a kisebb országokra a nagyobb ingadozások jellemzők. Gerlach szerint ez a jelenség azzal magyarázható, hogy a nagyobb országok jobban diverzifikálódtak, míg a kisebb, nyitottabb gazdaságok jobban ki vannak téve a külföldi gazdasági hullámzásoknak. Ezt az állítást azonban nem támasztja alá Ausztria, Dánia és Svájc példája, mely országok még kisebb ingadozást mutatnak, mint a nagyobbak. Mivel ezek az országok stabilizáció-központú gazdaságpolitikát követtek, ami valutájuk és inflációs rátájuk stabilitásában fejeződött ki, valószínűbb, hogy itt a gazdaságpolitika játszott fontos szerepet a ciklikus ingadozás mértéké-

2. táblázat

A konjunktúraciklus ingadozása az euróövezetben képest, GDP-adatok alapján, 1983–2002 (EMU = 100)

| Ország | 1983–1987 | 1988–1992 | 1993–1997 | 1998–2002 |
|---------------------------------------|------------|------------|------------|------------|
| Közép-kelet-európai országok | | | | |
| Csehország | – | – | 251; 297 | 189; 275 |
| Észtország | – | – | 367; 413 | 261; 399 |
| Magyarország | – | – | 216; 253 | 90; 122 |
| Lettország | – | – | 305; 356 | 180; 263 |
| Litvánia | – | – | 636; 699 | 354; 615 |
| Lengyelország | – | – | 160; 170 | 165; 181 |
| Szlovákia | – | – | 100; 79 | 146; 168 |
| Szlovénia | – | – | 90; 109 | 118; 157 |
| EMU-tagországok | | | | |
| Ausztria | 140; 147 | 101; 114 | 95; 91 | 111; 131 |
| Belgium | 127; 123 | 104; 109 | 128; 138 | 151; 181 |
| Finnország | 178; 242 | 340; 416 | 277; 220 | 182; 159 |
| Franciaország | 122; 88 | 105; 90 | 114; 122 | 114; 102 |
| Németország | 149; 174 | 154; 229 | 90; 111 | 105; 132 |
| Írország | – | – | – | 266; 339 |
| Olaszország | 101; 90 | 94; 105 | 134; 146 | 91; 126 |
| Hollandia | 169; 206 | 108; 174 | 108; 71 | 153; 130 |
| Portugália | – | 166; 248 | 149; 106 | 168; 137 |
| Spanyolország | 163; 104 | 143; 128 | 139; 106 | 101; 60 |
| Kontrollcsoport | | | | |
| Dánia | – | 131; 162 | 168; 168 | 73; 103 |
| Svédország | 128; 160 | 197; 168 | 242; 253 | 155; 168 |
| Svájc | 148; 196 | 187; 177 | 93; 62 | 109; 114 |
| Egyesült Királyság | 101; 136 | 251; 191 | 109; 129 | 69; 105 |
| Norvégia | 217; 190 | 155; 232 | 201; 165 | 133; 188 |
| Japán | 144; 149 | 180; 163 | 184; 210 | 139; 202 |
| Egyesült Államok | 169; 204 | 152; 130 | 75; 112 | 145; 162 |
| Oroszország | – | – | 414; 420 | 457; 464 |
| Ingadozás az euróövezetben (százalék) | | | | |
| | 0,69; 0,71 | 1,09; 0,63 | 0,83; 0,73 | 0,80; 0,59 |

Megjegyzés: HP-szűrő (álló számjegy), BP-szűrő (dőlt számjegy) szerint. Az ingadozás a nulla középérték körüli szórást jelenti.

nek alakulásában. Másodsorban, minden országban az ingadozás csökkenésére irányuló egyértelmű tendenciát figyelhetünk meg. Az EMU-tagállamok és a kontrollcsoport országai esetében ezt a csökkenést legjobban akkor láthatjuk, ha az 1983–1987-től 1998–2002-ig terjedő egész húszéves időszakot vizsgáljuk. Az ingadozás csökkenését az utóbbi tíz évben a legtöbb közép-kelet-európai országban is nyomon követhetjük. A közép-kelet-európai országok közül Magyarország és Szlovénia ciklusai a legkevésbé ingadoznak: a kilengések kisebbek, mint sok jelenlegi euróövezeti tagországban. Lengyelországra és a Cseh Köztársaságra szintén viszonylag alacsony ingadozás jellemző.

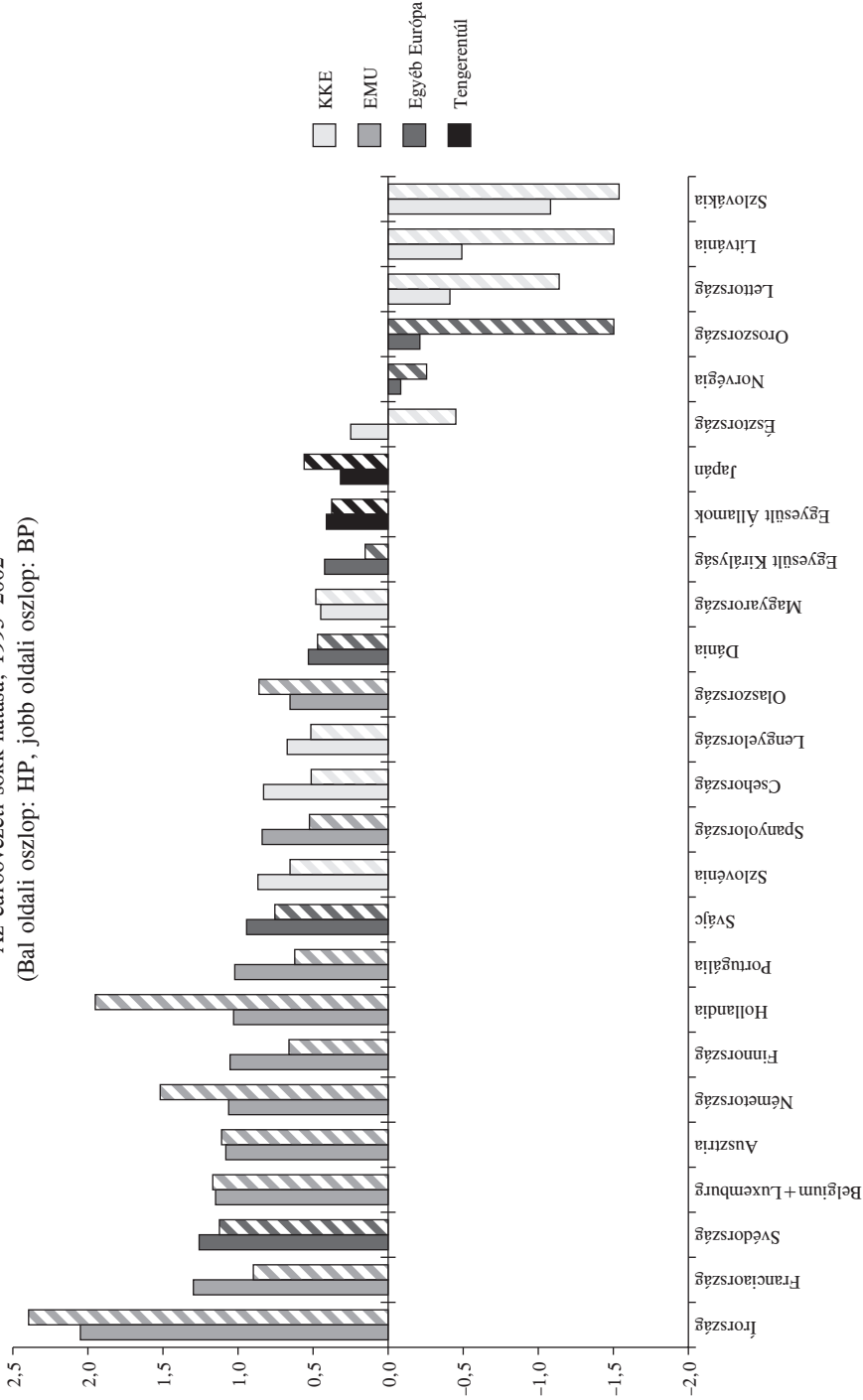
A termelés ingadozásának hosszú távú csökkenését az Egyesült Államok esetében *Blanchard–Simon* [2001] mutatta ki. Szerintük ez a csökkenés a fogyasztás és beruházások ingadozásának csökkenésére vezethető vissza. A szerzők szerint ezt a jelenséget erősítik még olyan tényezők, mint a pénzügyi piacok fejlődése, azaz a kockázatvállalás jobb megosztása és az inflációs ingadozás csökkenéséhez vezető monetáris politika fejlődése. Valószínűleg ezek a tényezők is szerepet játszottak abban, hogy az európai országok viszonylagos ingadozása csökkent az euróövezet ciklusaihoz képest. Érdekeséggé vált megjegyezzük, hogy a vezető közép-kelet-európai országokban az 1998 és 2002 közötti időszakban az ingadozás körülbelül ugyanakkora, mint az EMU-országokban. Ez azt mutatja, hogy ezekben az országokban az országspecifikus sokkok szerepe nagymértékben csökkent (lásd később).

A konjunktúraciklusok tartóssága. Az 1993–1997-től az 1998–2002-ig terjedő időszakban a közép-kelet-európai országok ciklusainak tartóssága növekedő tendenciát mutat, amely arra utal, hogy csökkent az országspecifikus sokkok szerepe. Csak egy ország van (Szlovénia), amelynek értéke lényegesen kisebb, mint a többi közép-kelet-európai országé, és ez meglepő, ha a korrelációval, a fáziseltolódással és az ingadozással kapcsolatos eredményeinket nézzük.

Az EMU-tagországok esetében világosan kimutatható a hasonló tartósságra irányuló mozgás, mivel az 1980-as években, illetve az 1990-es évek elején az autokorrelációs együtthatók eléggé nagy szóródást mutattak, de az utolsó időszak végére értékük többnyire emelkedett, és szempontunkból fontosabb, hogy egymáshoz meglehetősen hasonlóvá váltak. Ez a tény szintén azt támasztja alá, hogy az EMU-tagországok konjunktúraciklusai egyre jobban szinkronizálnak egymással. Ez alól egyedül csak Írország a kivétel, de ez nem meglepő, mivel az ír gazdasági ciklus nagyon zajos.

Impulzusválasz. A 3. ábra azt mutatja, hogy az euróövezet sokkjainak milyen hatása van az egyes országokra az 1993–2002 időszakra vonatkozó becslések alapján. Az 1-es érték arra utal, hogy az euróövezet sokkja teljes egészében átgűrűzött az adott ország ciklusára, míg egy nagyobb vagy kisebb érték nagyobb vagy kisebb érzékenységre utal, a nulla érték pedig azt jelzi, hogy ennek a sokknak nem volt semmilyen hatása sem az országra. A közép-kelet-európai országok közül Szlovénia és Lengyelország reagált a legérzékenyebben az euróövezetből eredő sokkokra, utánuk következik Magyarország, de még ez a három vezető közép-kelet-európai ország is kevésbé érzékenyen reagál az euróövezeti sokkokra, mint a legtöbb jelenlegi EMU-tagország. Ha figyelembe vesszük, hogy a fent említett három közép-kelet-európai ország ciklusai milyen nagy mértékben esnek egybe időben is az euróövezet ciklusaival, és hogy ingadozásuk mennyire hasonló, ez az eredmény valószínűleg ciklusaik kisebb tartósságának köszönhető, ami feltételezhetően gazdasági szerkezetük eltéréseinek tudható be. A másik öt közép-kelet-európai ország nulla érzékenységet, illetve a ciklussal ellentétes értékeket mutat, ami arra enged következtetni, hogy gazdasági szerkezetük még inkább eltér egymástól. Az EMU-tagországok közül Írország emelkedik ki mint a legérzékenyebb ország, mivel egy sokknak kétszer akkora hatása van rá, mint a legtöbb EMU-tagországra. Ez az eredmény valószínűleg annak a következménye, hogy a vizsgált időszakban az ír gazdaság kivételesen

3. ábra
Az euroövezeti sokk hatása, 1993–2002*
(Bal oldali oszlop: HP, jobb oldali oszlop: BP)



* A közös tényezőnek az adott országra gyakorolt hat negyedév alatti kumulált hatása, oszva az EMU-aggregátumra gyakorolt hatását.

magas ütemben növekedett, és ez magasabb ciklikus ingadozáshoz és a külföldi sokkok iránt nagyobb érzékenységhez vezetett.

Módszertani különbségek. A fentiekben összefoglaltuk kutatásunk eredményeit, de nem taglaltuk azokat a különbségeket, amelyek a két szűrőtechnika, illetve az eurőövezet konjunktúrájának mérésére használt két különböző mérőszám alkalmazásából erednek. A leglényegesebb következtetés, amelyet levonhatunk, az az, hogy ezek a különbségek nem elég nagyok ahhoz, hogy az eredményeket megváltoztassák, vagy hogy az eredmények értelmezését módosítsák. Mindenesetre meg kell említenünk ezeket a különbségeket is. Ami a két szűrőtechnikát illeti, az EMU-tagállamok és a kontrollcsoport esetében a HP-szűrő általában erősebb egybeesést és hosszabb tartósságot mutat ki, mint a BP-szűrő. Ez nem meglepő, ha *Cogley–Nason* [1995] eredményeit is figyelembe vesszük, akik – mint ahogy azt már előzőleg említettük – megállapították, hogy a HP-szűrő általában felerősíti a konjunktúraciklusok mértékét. A közép-kelet-európai országok esetében azonban a két szűrő hasonló eredményeket mutat, ami valószínűleg annak a következménye, hogy ezekben az országokban rövidebb időszakokat vizsgáltunk meg.

Ha összehasonlítjuk az eurőövezeti aggregátumon és a közös tényezőn alapuló eredményeket, érdekes megfigyelni, hogy a korrelációs együtthatók szóródása a közös tényező esetében általában kisebb. A 3. táblázat a korrelációs együtthatók szóródását mutatja három országcsoportban: abban az öt EMU-tagállamban, amelyeket a közös tényező kiszámításához használtunk (Ausztria, Franciaország, Németország, Olaszország, Hollandia), a négy másik EMU-tagországban²⁰ és négy EMU-n kívüli európai országban. A második és harmadik országcsoportban a különbség akkor kisebb, amikor közös tényezőt használunk, és nem amikor az eurőövezet összesített értékét alkalmazzuk, függetlenül attól, hogy melyik szűrőtechnikát használjuk. Ez azt mutatja, hogy az az országcsoport, amelyikbe a három legnagyobb EMU-tagország tartozik (Németország, Franciaország és Olaszország), jól kifejezi az eurőövezet „közös ciklusát”.

3. táblázat

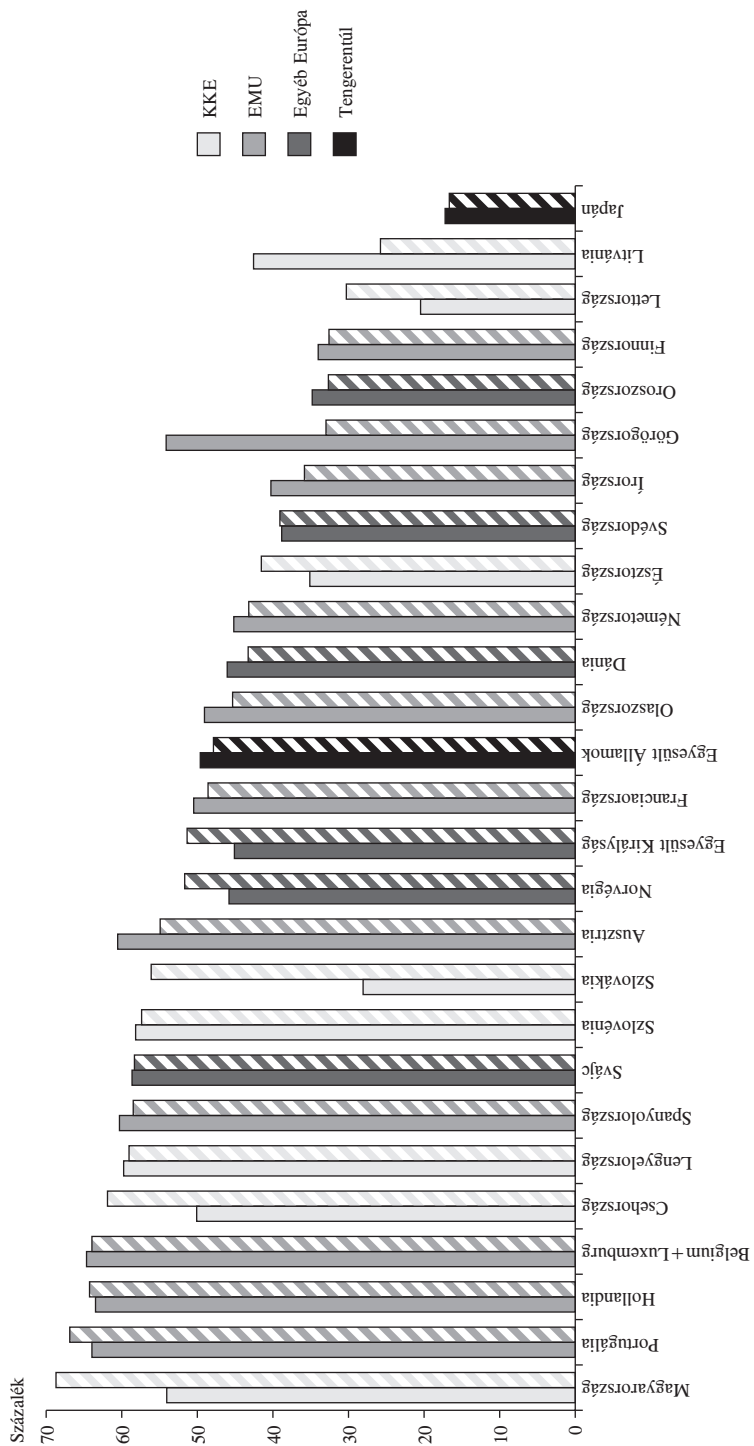
Korrelációs együtthatók szóródása – GDP, 1983–2002*

| Szűrő | A mérés alapja | 1983–1987 | 1988–1992 | 1993–1997 | 1998–2002 |
|--|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1. csoport: Ausztria, Franciaország, Németország, Olaszország, Hollandia | | | | | |
| HP | EMU-aggregátum | 0,15 | 0,18 | 0,17 | 0,03 |
| HP | közös tényező | 0,19 | 0,10 | 0,11 | 0,08 |
| BP | EMU-aggregátum | 0,09 | 0,26 | 0,18 | 0,07 |
| BP | közös tényező | 0,11 | 0,26 | 0,11 | 0,15 |
| 2. csoport: Belgium, Finnország, Portugália, Spanyolország | | | | | |
| HP | EMU-aggregátum | 0,26 | 0,28 | 0,18 | 0,14 |
| HP | közös tényező | 0,14 | 0,17 | 0,13 | 0,12 |
| BP | EMU-aggregátum | 0,22 | 0,31 | 0,12 | 0,18 |
| BP | közös tényező | 0,18 | 0,28 | 0,11 | 0,14 |
| 3. csoport: Dánia, Svédország, Svájc, Egyesült Királyság | | | | | |
| HP | EMU-aggregátum | 0,22 | 0,35 | 0,19 | 0,12 |
| HP | közös tényező | 0,09 | 0,25 | 0,10 | 0,07 |
| BP | EMU-aggregátum | 0,24 | 0,31 | 0,20 | 0,14 |
| BP | közös tényező | 0,19 | 0,33 | 0,12 | 0,21 |

* Szóródás: a csoportátlagtól való abszolút eltérések átlaga.

²⁰ Írországot kizártuk, mert adatai csak 1997 óta állnak rendelkezésünkre.

4. ábra
Az EMU részesedése a teljes exportban, 1993–2001
(Bal oldali oszlop: 1993, jobb oldali oszlop: 2003)



Forrás: IMF Direction of Trade Statistics.

A GDP-re vonatkozó főbb következtetések. Mielőtt tovább vizsgáljuk a GDP komponenseinek ciklikus viselkedését, szeretnénk összefoglalni azokat a főbb következtetéseket, amelyeket különböző országok GDP-adatainak együttmozgása alapján vontunk le.

1. A közép-kelet-európai országok esetében Magyarország, Lengyelország és Szlovénia gazdasági folyamatainak együttes mozgására használt mindenfajta mérés azt mutatja, hogy ezeknek az országoknak a konjunktúraciklusai egyre nagyobb mértékben esnek egybe az euróövezet országainak konjunktúraciklusaival. Mint azt már említettük, *Frankel–Rose* [1998] egyenes arányosságot mutatott ki a kereskedelem integrációja és a ciklusok egybeesése között. A 4. ábra az EMU részeseledését mutatja a vizsgált országok exportjából, amelyből azt láthatjuk, hogy ez a részeseledés az említett három közép-kelet-európai ország exportjában nagyon magas. *Imbs* [2003] szimultán egyenletek alapján becsülte meg azt, hogy a kereskedelem, a pénzügy és a szakosodás viszonylagosan milyen mértékben járul hozzá a nemzetközi együttmozgásokhoz. A szerző úgy találta, hogy a kereskedelem összhatása nagy, de főleg ágazaton belül fejt ki hatását és nem ágazatok között. *Fontagné–Freudenberg* [1999] az ágazaton belüli kereskedelem esetében megkülönbözteti a horizontális (kétoldalú kereskedelem különböző változatokban) és a vertikális (minőségi szempontból kétoldalú) kereskedelmet, és azt állítja, hogy az első nagyobb hasonlósághoz vezet.

2. Az EU és a közép-kelet-európai országok ágazaton belüli kereskedelmét *Fidrmuc* [2001a] és [2004] tanulmányozta, és azt találta, hogy Magyarországon, Lengyelországban és Szlovéniában a Grubel–Lloyd-féle (GL) ágazaton belüli kereskedelmi index magas, mégpedig olyan magas, mint néhány EMU-tagországé, és hogy ez az érték nagyon alacsony a balti országokban, amelyek számításaink szerint kis vagy egyáltalán semmilyen együttmozgást nem mutatnak. Ennek alapján azt mondhatjuk, hogy a csekély ágazaton belüli kereskedelem az oka lehet annak, hogy a balti országokban nem hasonlítanak a konjunktúraciklusok. *Fidrmuc* [2004] az OECD-országok (kivéve a közép-kelet-európai országokat) konjunktúraciklusainak korrelációjára illesztett regressziókban azt találta, hogy a GL-index fontos magyarázatokkal szolgáló változó. Annak ellenére, hogy az OECD-országok korrelációit sikeresen megmagyarázza, a GL-indexszel kapcsolatban több probléma is felmerül. Először is nem egyértelmű, hogy milyen részletezettségű alágazatokat célszerű használni az index kiszámításakor. Másodsorban a GL-mutató torzíthat folyó fizetési mérleg nagy hiányával küszködő kis országok, például néhány közép-kelet-európai ország, különösen a balti országok esetében. *Halpern és szerzőtársai* [1985] az első problémával kapcsolatban azt javasolják, hogy egy konkrét ágazatra érdemes az indexet különböző részletezettségben is kiszámolni, majd ezeket az eredményeket összevetni egymással, a második problémára vonatkozóan pedig elemzik az alternatív, a problémát kezelő mutatószámok mellett és ellen szóló érveket.²¹ *Frankel* [2004] kétségbe vonja az ágazaton belüli és az ágazatok közötti kereskedelem megkülönböztetésének jelentőségét a ciklusok egybeesésének vizsgálata szempontjából. Megjegyzi, hogy a nyersanyagok és a félkész termékek, amelyek a mai kereskedelem nagy részét teszik ki, pozitív irányú korrelációt mutatnak, annak ellenére, hogy az ágazatok közötti kereskedelem részeként szerepelnek.

3. Világosan látható, hogy az euróövezet konjunktúraciklusai közelednek egymáshoz, különösen az EMU-csatlakozásra való felkészülés kezdete óta. Ez első látásra megerősíteni látszik *Frankel–Rose* [1998] megállapítását az optimális valutaövezet endogén jellegeről. Bizonyos mértékig ez a megállapítás helytálló, de más tényezők hatását is figye-

²¹ A magyar nyelvű szakirodalomban *Fertő–Hubbard* [2003] tekintik át az ágazaton belüli külkereskedelem legújabb mérőszámait, és alkalmazzák ezeket a Magyarország és az Európai Unió közötti mezőgazdasági termékek kereskedelmére.

lembe kell venni, mivel a kontrollcsoport országai közül több ország konjunktúraciklusai is, beleértve az Egyesült Államokat, Japánt és kisebb mértékben Oroszországot is, közeledtek az EMU ciklusaihoz. Ezek az eredmények alátámasztják azt a több tanulmányban is (például *Gerlach* [1988], *Lumsdaine–Prasad* [1997] és *Kose és szerzőtársai*[2003]) szereplő empirikus megfigyelést, hogy a globális konjunktúraciklus egyre jelentősebb hatást gyakorol minden országra.

GDP-komponensek

A GDP-komponensekre az illusztrációk nagy száma miatt nem mutatjuk be országonként az eredményeket, hanem országcsoportokra vonatkozó átlagokat mutatunk be az *F1–F4. táblázatokban*, és csak külön jelezzük, ha valamely ország jelentősen eltér a csoportátlagtól. A táblázatokban az országokat szinkronizációjuk mértéke alapján csoportosítottuk. Az EMU-tagokat két csoportra osztottuk fel: a magországokra (Ausztria, Belgium, Franciaország, Németország, Olaszország és Hollandia), amelyek nagyobb fokú szinkronizácót mutatnak, és a „periféria” országaira (Finnország, Írország, Portugália, Spanyolország), amelyek alacsonyabb együttmozgással jellemezhetők. Szintén egy külön csoportba soroltuk az EMU-n kívüli európai uniós országokat (Dánia, Svédország és az Egyesült Királyság) és Svájcot, továbbá külön mutatjuk be az Egyesült Államokat, Japánt és Oroszországot. A csatlakozó országokat három csoportban mutatjuk be. Az első csoportba (melyet KKE1-gyel jelölünk a továbbiakban) azon három ország került, amelyek jelentős szinkronizáltságot mutattak a GDP alapján (Magyarország, Lengyelország, Szlovénia), a másodikba a Cseh Köztársaság és Szlovákia (KKE2), amelyek kevésbé szinkronizáltak; a harmadikba pedig a balti államok (KKE3) tartoznak, amelyek egyáltalán nem mozognak szinkronban.

Ipari termelés. Tanulmányunkat az ipari termelésnek, azaz a ciklusok hasonlóságáról szóló szakirodalom második leggyakrabban alkalmazott adatsorának elemzésével folytatjuk. A KKE1 országok jelentős korrelációt mutatnak az EMU ciklusával, átlagosan magasabbat, mint a periférikus EMU-tagországok. A korreláció időbeli változását tekintve, arra hívjuk fel a figyelmet, hogy Magyarország már a 1993–1997-es időszakban is magas korrelációt mutatott, míg Lengyelországban és Szlovéniában az 1998–2002-es részüszakban alakult ki magas korreláció az EMU ciklusával. Más tanulmányok, mint például *Fidrmuc* [2001b], *Korhonen* [2003] és *Fidrmuc* [2004], szintén arra a megállapításra hajlanak, hogy Magyarország és Szlovénia integrációja magas, de a közelmúltbeli tanulmányok között csak *Boreiko* [2002] talált magas korrelációt Lengyelország esetében. Figyelemre méltó, hogy a Cseh Köztársaság és Észtország ipari termelési ciklusai szintén közeledtek az EMU ciklusához a GDP-jükkel kapcsolatban tett megfigyelések ellenére. Az EMU-tagországok már az 1993–1997 közötti részüszakban is magas korrelációt mutattak egyetlen kivétellel, azonban Portugália ciklusai is nagymértékben közeledtek 1993–1997 óta a többi euróvezeti tagország ciklusainak már erősen korreláló szintjéhez. A kontrollcsoportban az Egyesült Királyság és Svájc ipari termelési ciklusai kezdtek elérni vagy meghaladni több EMU-tagország már magas egybeesési szintjét. Ezek az eredmények *Kaufmann* [2003] megállapításait támasztják alá, aki Bayes-féle klaszterelemzéssel kimutatta, hogy az ipari termelés növekedési üteme alapján az EMU-tagországok egy klaszterhez tartoznak, és hogy az Egyesült Királyság és Svájc ciklusai jobban egybeesnek az európai, mint a tengerentúli ciklusokkal.

A ciklusok fáziseltolódásának alakulása egyidejű együttmozgásra utal mind a három vezető közép-kelet-európai ország, mind az összes EMU-tagország esetében. A tartóssági mutatót illetően, a három vezető közép-kelet-európai ország és a Cseh Köztársaság hasonló vagy nagyobb értékeket ad meg, mint a legtöbb EMU-tagország esetében, ami

arra utalhat, hogy az országspecifikus sokkok szerepe itt még kisebb, mint az EMU-tagországokban.

Az ipari termelés ciklusainak nagy hasonlósága az EMU-tagországokban és néhány közép-kelet-európai országban sem meglepő, mivel az ipar generálja a külkereskedelem nagy részét, amely az egyik olyan fő csatorna, amelyen keresztül az országok konjunktúraciklusai közeledhetnek egymáshoz. Ennek a kérdésnek az empirikus kutatásához az export és import alakulását elemzzük.

Külkereskedelem. Az exportciklusok korrelációs együtthatóit és a fáziseltolódás alakulása minden országban a ciklusok erőteljes közeledését mutatja, ami a világkereskedelem globalizációjáról tanúskodik. A korreláció szintje majdnem minden országban nagyon magas, és még az ipari termelés korrelációs értékeit is meghaladja. A GDP-vel és az ipari termeléssel ellentétben az export a közép-kelet-európai országokban a három vezető országon kívül a Cseh Köztársaságban és Szlovákiában (KKE2) is magas korrelációs értéket mutat. Az egyedi országokat tekintve, az általános tendenciáktól csak két ország, Norvégia és különösen Oroszország tér el, ami exportjuk sajátos áruszerkezetének (azaz az olajnak) köszönhető. Az importciklusok hasonló tendenciákat mutatnak, bár itt a korreláció szintje valamivel alacsonyabb. Az importciklusok országok közötti kisebb hasonlóságát azzal a ténnyel magyarázhatjuk, hogy az import érzékenyebben reagál az országspecifikus sokkokra, mint például a közkiadásokra vagy a fogyasztói viselkedés változásaira (lásd később).

Fogyasztás, szolgáltatások és beruházások. Ebben a részben a GDP belföldi irányú felhasználási összetevőinek, elsőként a lakossági fogyasztásnak az elemzésével folytatjuk tanulmányunkat. A közösségi fogyasztást nem vizsgáltuk, mivel azt közvetlen politikai döntések is befolyásolják. Bár az EMU-tagországok esetében a maastrichti kritériumok teljesítése és a *stabilitási és növekedési egyezmény* betartása ösztönző hatással lehet a fiskális politika összehangolására, ez egyelőre még nem mondható el a közép-kelet-európai országok esetében.

A konjunktúraciklusokról szóló szakirodalomnak van egy olyan ága, amely a fogyasztás és termelés viszonyának országok közötti korrelációját vizsgálja. A különböző egytermékes, teljes piaci modellek azt sugallják, hogy a fogyasztásnak erősen korrelálnia kell az országok között, még akkor is, ha a termelés szintje nem korrelál. Ennek az oka, hogy a nemzetközi kockázatmegosztás lehetővé teszi a fogyasztás elválasztását az országspecifikus jövedelmi sokkoktól. Ez az eredmény adódik egyszerű kétidőszakos optimálós modellekben, még abban az esetben is, amikor a kockázatkerülési együttható és a szubjektív diszkonttényező különböznek az érintett országokban (lásd például *Obstfeld-Rogoff* [1996] 5. fejezetét) és kalibrált nemzetközi reál-konjunktúraciklusos modellekben is (lásd például *Backus-Kehoe-Kydland* [1992]). Az elmélettel ellentétben azonban empirikus tanulmányok azt állapították meg, hogy a különböző országokban a fogyasztási ciklusok általában kevésbé korrelálnak, mint a GDP-ciklusok. *Obstfeld-Rogoff* [2000] szerint ez a jelenség, amelyet a „fogyasztáskorreláció rejtélyének” (*international consumption-correlation puzzle*) neveznek – s ahogy a bevezetőben már említettük –, egyike a nemzetközi makroökómia hat nagy rejtélyének. Például *Ambler és szerzőtársai* [2004] átfogó tanulmányában az előző elemzésekhez képest több – mintegy húsz – ipari országra terjesztette ki vizsgálatát, és minden országpár korrelációját megvizsgálta egy 1960 első negyedétől 2000 negyedik negyedévéig terjedő mintában, amit további két időszakra bontott 1973-nál. Azt a következtetést vonták le, hogy a fogyasztás alacsony országok közötti korrelációja mond ellent leginkább az elméletnek.²² A szakiroda-

²² Erről a témáról további modellekkel és empirikus kutatással kapcsolatban lásd még *Cole-Obstfeld* [1991], *Devereux-Gregory-Smith* [1992], *Backus-Kehoe-Kydland* [1993], *Baxter* [1995], *Bayoumi-*

lom ennek a „rejtélynek” az okát leggyakrabban a következő tényezőkben látja: a külkereskedelmi forgalomban részt nem vevő áruk jelenléte, a kockázatmegosztást és a fogyasztás simítását akadályozó pénzügyi integráció hiányosságai, a tartós fogyasztási cikkek jelenléte a fogyasztásban, a tökéletlen verseny és a külkereskedelmi költségek.

A dataink megerősítik, hogy a fogyasztás ciklusai általában kevésbé vannak szinkronban a különböző országokban, mint a GDP ciklusai. Ugyanakkor érdekes az az eredményünk, hogy a lakossági fogyasztás ciklusai az 1993–1997 közötti időszakról kezdve minden euróövezeti tagországban is egyre jobban közelítettek egymáshoz (Dánia, Japán és Oroszország kivételével). Ezenkívül a legtöbb országban a fogyasztási korrelációk nagyobb mértékben közelednek egymáshoz, mint a GDP-korrelációk. A tartósság szempontjából a fogyasztási ciklusok is egyre jobban hasonlítanak egymáshoz az EMU országokban (kivéve Írországot) és a kontrollcsoport legtöbb országában is. Ez arra enged következtetni, hogy a lakossági fogyasztás országok közötti kisebb egybeesését alátámasztó fent említett tényezőknek a hatása az euróövezetben nagymértékben csökkent, de érdekes módon, az euróövezet és az Egyesült Államok között is ilyen csökkenés tapasztalható. E jelenséget nagy valószínűséggel az információáramlás kisebb korlátozásával, a kevesebb kereskedelmi súrlódással és kevesebb aszimmetrikus sokkal működő, egyre jobban globalizált pénzügyi piac magyarázza. A nemzetközi kockázatmegosztással kapcsolatban a 4. táblázat azt mutatja, hogy a külföldi eszközök és tartozások állománya (közvetlen külföldi befektetések, valamint portfólióbefektetések) az ipari országokban jelentősen megnöttek az utóbbi tíz évben, és hogy ugyanezt a jelenséget figyelhetjük meg mind az EMU-tagországokban, mind a nem EMU-tag országokban.²³ Ez arra utal, hogy a nemzetközi fogyasztáskorreláció rejtélyének jelentősége tovább csökkenhet a jövőben.

Nagyon eltérő képet kapunk azonban, ha a közép-kelet-európai országokat vizsgáljuk meg. Az egyes országokat tekintve, csak Lengyelország és kisebb mértékben Litvánia esetében láthatunk pozitív irányú közeledést az EMU ciklusához, míg a többi ország esetében negatív irányú korrelációt figyelhetünk meg, és inkább a ciklusok távolodásának tendenciája érvényesült.²⁴ A ciklus ingadozása az euróövezet ciklusának ingadozásához képes általában szintén nagyobb, mint a GDP esetében. Csak találgathatunk e fejlemény okait illetően. A vizsgált időszakban a kereskedelmet és a tőkeáramlást liberalizálták, és ennek inkább nagyobb, mint kisebb együttmozgáshoz kellett volna vezetnie. A tőkeáramlás liberalizálása azonban több közép-kelet-európai országban is fokozatosabban ment végbe, mint a kereskedelem liberalizációja. Ezenkívül amiatt, hogy a reformokat megelőzően a tőkepiacok működését évtizedekig korlátozták, az információáramlás tökéletlensége és a hazai pénzügyi piacok előnyben részesítése is bizonyosan hozzájárultak ahhoz, hogy a kockázatmegosztás és a fogyasztásimítás gyengébb lett. Mint ahogy azt a 4. táblázat mutatja, a közép-kelet-európai országok külföldi befektetéseit elhanyagolhatók, és élesen különböznek a többi általunk vizsgált országban megfigyelt folyamatoktól.

A fogyasztási ciklusok hasonlóságának hiányát az is indokolhatja, hogy ezek az országok aszimmetrikus sokkoknak voltak kitéve, és ezekre a lakossági fogyasztás sajátosan reagált. Mint köztudott, az 1990-es évek elején a volt Szovjetunióval folytatott kereskedelem összeomlása és a piacorientált reformok (az árak és a kereskedelem liberalizációja, az állami támogatások csökkenése, az infláció növekedése) miatt minden közép-kelet-

MacDonald [1995], Stockman–Tesar [1995], Lewis [1996], Christodoulakis–Dimelis–Kollintzas [1995] és Corsetti–Dedola–Leduc [2003].

²³ Eredményeink így megerősítik Ahmadi [2004] következtéseit, aki a részvénytartás hazai túlsúlyának (*home bias*) csökkenéséről számol be. Magyarazatként a befektetési alapok térnyerését és az internetet említi.

²⁴ Ez a jelenség jellemző még Oroszországra is, mivel a GDP ciklusai pozitív irányú korrelációt mutatnak, míg a fogyasztási ciklusok negatív irányban korrelálnak.

4. táblázat

A külfölddel szembeni követelések és tartozások állománya, 1993–2002 (a GDP százalékában)

| Ország | Külföldi eszközök | | | | | | Külföldi tartozások | | | | | |
|--------------------|-------------------------------------|-------|----------|--------------------|------|---------|-------------------------|--------|------|--------------------|------|--------|
| | működőke- befektetés | | | potfőliobefektetés | | | működőke- befektetés | | | potfőliobefektetés | | |
| | 1993 | 2002 | részvény | 1993 | 2002 | kötvény | 1993 | 2002 | 1993 | 2002 | 1993 | 2002 |
| | <i>Közép-kelet-európai országok</i> | | | | | | | | | | | |
| Csehország | 0,5 | 2,1 | 0,8 | 3,8 | 0,0 | 8,3 | 10,1 | 52,2 | 3,2 | 5,6 | 2,5 | 3,2 |
| Észtország | - | 9,3 | - | 0,5 | - | 10,9 | - | 58,4 | - | 8,8 | - | 10,3 |
| Magyarország | 0,6 | 3,6 | - | 0,5 | - | 0,8 | 15,8 | 38,1 | - | 5,1 | - | 22,7 |
| Lettország | - | 0,7 | - | 0,7 | - | 9,7 | - | 31,5 | - | 0,8 | - | 4,6 |
| Litvánia | - | 0,4* | - | 0,0* | - | 1,0* | - | 21,0* | - | 0,8* | - | 9,6* |
| Lengyelország | 0,5+ | 0,7 | - | 0,1 | - | 1,0 | 4,1+ | 23,8 | 0,5+ | 2,2 | 8,6+ | 9,6 |
| Szlovákia | 1,1+ | 1,8** | 2,7+ | 0,1** | 0,0+ | 1,6** | 5,7+ | 22,8** | 0,4+ | 1,3** | 3,3+ | 13,0** |
| Szlovénia | 2,4+ | 6,2 | 0,1+ | 0,2 | 0,3+ | 1,2 | 9,0+ | 17,1 | 0,3+ | 0,5 | 0,3+ | 8,8 |
| | <i>EMU-tagállamok</i> | | | | | | | | | | | |
| Ausztria | 4,6 | 14,9* | 2,1 | 13,3 | 7,6 | 53,6 | 6,5 | 19,0* | 2,1 | 8,6 | 33,3 | 90,2 |
| Belgium | 30,3 | 73,9 | 28,7 | 38,4 | 41,7 | 89,5 | 45,6 | 87,4 | 4,0 | 6,6 | 41,3 | 52,8 |
| Finnszország | 10,8 | 43,6 | 0,4 | 15,7 | 4,4 | 36,2 | 5,0 | 23,2 | 6,2 | 60,9 | 57,1 | 47,4 |
| Franciaország | 13,0 | 54,8 | 4,2 | 11,9 | 6,4 | 42,4 | 11,0 | 34,3 | 8,5 | 21,9 | 21,5 | 42,2 |
| Németország | 8,4 | 29,6 | 6,1 | 19,9 | 8,8 | 29,2 | 3,8 | 23,1 | 5,0 | 9,7 | 21,0 | 46,8 |
| Írország | - | 25,6 | - | 110,7 | - | 306,4 | - | 136,2 | - | 256,9 | - | 61,6 |
| Olaszország | 8,9 | 14,7 | 1,3 | 18,8 | 13,0 | 26,4 | 5,9 | 9,6 | 1,2 | 2,2 | 16,3 | 51,1 |
| Hollandia | 38,5 | 83,4 | 19,1 | 46,7 | 15,0 | 75,7 | 23,9 | 75,7 | 29,6 | 56,3 | 23,2 | 82,7 |
| Portugália | - | 23,6 | - | 6,2 | - | 38,2 | - | 32,4 | - | 12,8 | - | 42,4 |
| Spanyolország | 5,6 | 29,7 | 0,5 | 10,4 | 2,9 | 27,1 | 18,7 | 29,9 | 5,3 | 11,6 | 18,8 | 32,8 |
| | <i>Kontrollcsoport</i> | | | | | | | | | | | |
| Dánia | 11,9 | 44,3* | 6,0 | 29,7* | 7,4 | 22,9* | 11,0 | 41,8* | 2,4 | 14,5* | 60,8 | 56,6* |
| Svédország | 23,9 | 57,4* | 8,1 | 46,9* | 1,4 | 18,9* | 6,9 | 43,4* | 11,7 | 36,0* | 13,6 | 61,8* |
| Svájc | 38,7 | 97,7 | 37,6 | 72,5 | 77,0 | 100,5 | 21,0 | 43,7 | 58,8 | 104,7 | 9,8 | 11,8 |
| Egyesült Királyság | 26,9 | 59,9 | 30,2 | 32,0 | 42,9 | 51,0 | 21,2 | 38,1 | 20,8 | 41,6 | 27,0 | 46,5 |
| Norvégia | 4,6 | - | - | - | 5,2 | - | 3,5 | - | - | - | 20,3 | - |
| Japán | 6,0 | 7,3 | - | 5,1 | - | 28,4 | 0,4 | 1,9 | 3,9 | 8,1 | 8,6 | 6,5 |
| Egyesült Államok | 16,0 | 19,5 | 8,2 | 12,9 | 4,7 | 4,8 | 11,6 | 19,2 | 5,6 | 11,7 | 14,5 | 29,8 |
| Oroszország | 1,7 | 13,9 | - | 0,0 | 0,4 | 0,7 | 0,1 | 15,0 | 0,1 | 9,0 | 0,2 | 8,9 |

* 2001, ** 2000, + 1994

Forrás: a szerzők számításai az IMF-International Financial Statistics adatai alapján.

európai országban drasztikusan csökkentek a jövedelmek, és ez a fogyasztás nagymértékű csökkenését hozta magával. Az 1990-es évek közepétől a reformok térhódításával javult a helyzet, az új beruházások nyomán beindult a termelés, de az időnként laza fiskális politikától és nagy béremelésektől is felfűtött fogyasztói kereslet a fogyasztás erőteljes növekedéséhez vezetett. Ezek a fejlemények – amelyek nem egy időben zajlottak le minden közép-kelet-európai országban – minden bizonnyal hozzájárultak ahhoz, hogy a lakossági fogyasztás ciklusai megfigyelhetően eltértek az EMU-tagországokban tapasztalt fogyasztási ciklusoktól. Az a tény, hogy Lengyelország ciklusai mégis közelednek az EMU-tagországok ciklusaihoz, talán annak tulajdonítható, hogy Lengyelországban a GDP növekedése hamarabb beindult, mint a többi közép-kelet-európai országban, és emiatt a lakossági fogyasztás magatartása is hamarabb tudott normalizálódni. Azt, hogy a közép-kelet-európai országok nagyobb sokkoknak voltak kitéve, onnan is láthatjuk, hogy a lakossági fogyasztási ciklusok ingadozása sokkal nagyobb és a fáziseltolódás sokkal hosszabb, mint az euróövezethez, illetve a kontrollcsoporthoz tartozó országok esetében.

A fenti megmondások alapján arra a következtetésre juthatunk, hogy a lakossági fogyasztási ciklusok eltérése az EMU ciklusaitól ideiglenes jelenség, amely akkor fordul majd meg, amikor a gazdaság szereplői jobban megismerik a kockázatmegosztásban rejlő lehetőségeket (ami még ennél is fontosabb), amikor majd a reformok bevezetése miatti sokkok hatása leülepszik, és a fogyasztási szokások egy simább, hosszú távú mintát kezdenek követni. Ennek a feltételezésnek az ellenőrzésére érdekes lenne néhány év múlva megismételni számításainkat.

Mivel a szolgáltatások a fogyasztás nagy részét teszik ki, nem meglepő, hogy hasonló tendenciákat mutatnak, mint a lakossági fogyasztás: a ciklusok egybeesésének növekedése az euróövezet és a kontrollcsoport országaiban, valamint a ciklusok hasonlóságának csökkenése a közép-kelet-európai országokban, kivéve Lengyelországot és Szlovákiát. Hasonlóképpen, a közép-kelet-európai országokban a ciklusok ingadozása nagyobb, a fáziseltolódás hosszabb és a tartósság rövidebb, mint az euróövezet és a kontrollcsoport országaiban.

A beruházások ciklikus korrelációja nem tér el lényegesen attól, amit már a fogyasztás esetében megállapítottunk. Az euróövezetben 1993–1997 óta figyelhetjük meg azt a tendenciát, hogy a tagországok ciklusai egyre jobban hasonlítanak egymáshoz, bár ennek a hasonlóságnak a mértéke kisebb, mint a GDP vagy a GDP más összetevőinek esetében. Érdekes, hogy az Egyesült Államok és Japán ciklusai egyre jobban közelednek az EMU-tagországok ciklusaihoz. Ez a tény ismételtén azt az állítást támasztja alá, hogy a nagy országok konjunktúraciklusai egyre jobban globalizálódnak, és világméretű konjunktúraciklusok vannak kialakulóban. A közép-kelet-európai országok esetében csak Lengyelország és Magyarország ciklusai közelednek valamelyest az EMU-tagországok ciklusaihoz. Nem meglepő, hogy a közép-kelet-európai országokban a beruházások ingadozása nagyobb, mint a többi országban, mivel a beruházásokat nagymértékben befolyásolta a reformok üteme, különösen a privatizáció és az ezzel kapcsolatos közvetlen külföldi tőkebeáramlás.

*

Tanulmányunk az új kelet-közép-európai EU-tagok és az euróövezet tagországai, valamint egy kontrollcsoport üzleti ciklusainak egybeesését vizsgálta. Vizsgálatunk tárgya a GDP, illetve annak fő felhasználási és ágazati komponensei. A közös monetáris politika szempontjából lényegbevágó kérdés, milyen mértékig vannak összhangban a GDP komponensei, amelyek az összkeresletet alakítják, és ezáltal befolyásolják az infláció alakulá-

sát. Megállapításaink megalapozottságát erősítendő, a szinkronizáció öt különböző mérőszámát, két szűrőt és az euróövezet gazdasági aktivitásának két fokmérőjét alkalmaztuk. Ezekkel összevetve mérjük az egyes országok konjunktúraciklusainak együttmozgását. Az egyik célunk az volt, hogy felmérjük a közép-kelet-európai országok ciklusbeli összhangjának fokát, és hogy lássuk, mennyire elégitik ki az optimális valutaövezetek egyik kritériumát, nevezetesen, konjunktúraciklusaik szinkronizáltságát az euróövezetével. A másik célunk az volt, hogy megállapítsuk, vajon növekedett-e az együttmozgás az euróövezet országaiban az EMU létrehozásához vezető és a monetáris unió létrejötte óta eltelt időszakban, mindezt annak érdekében, hogy elemezhesük az optimális valutaövezetek endogenitását. Ha van bizonyíték erre az endogenitásra, akkor a közép-kelet-európai csatlakozó országok számíthatnak arra, hogy amint az EMU tagjaivá válnak, konjunktúraciklusaik nagyobb szinkronizáció felé mozdulnak el, és kevésbé lesz szükségük arra, hogy a kezdeti egyedi sajátosságokkal törődjenek. Elemzésünk számos következtetés levonását teszi lehetővé, amelyek közül a következőket szeretnénk kiemelni. A tanulmányban alkalmazott sorrendet megfordítva elsőként az EMU-tagokra vonatkozó következtetéseket tárgyaljuk.

Figyelemre méltó, hogy az EMU magországai (Ausztria, Belgium, Franciaország, Németország, Olaszország és Hollandia) nagyfokú az összehangoltság minden általunk használt mutató (magas korreláció, alacsony ingadozás, kicsi fáziseltolódás, hasonló és hosszabb tartósság, hasonló impulzusválasz) alapján, és ez nemcsak a GDP-re, hanem annak komponenseire is igaz. 1993–1997 között és 1998–2002 között, tehát az EMU-ra való felkészülés és az azt követő tagság időszakában, a szinkronizáció jelentősen megnövekedett. Ugyanezek az általános trendek igazak az EMU külső országaira is (Finnország, Írország, Portugália, Spanyolország), de a szinkronizációjuk szintje kevésbé magas, különösen a fogyasztás és a szolgáltatások tekintetében. Érdemes megjegyezni, hogy a hat magországból öt az EU alapító tagállama, és a hatodik, Ausztria, a hetvenes évek közepe óta valutája árfolyamát a német márkához kötötte. A periféria országaiban alacsonyabb volt az egy főre jutó jövedelem, és fokozatosan felzárkóztak az EU növekedési átlagához, ami oka lehetett annak, hogy az üzleti ciklusok lassabban konvergáltak, hiszen a felzárkózási időszakot jelentősebb országspecifikus sokkok és bizonytalanságok kísérhették. Egy másik ok az lehet, hogy ezek az országok sokkal később csatlakoztak az EU-hoz, és ezáltal később integrálódtak az EU kereskedelmébe is. *Mitchell–Mouratidis* [2003] szintén dokumentálja az üzleti ciklusok korrelációjának növekedését az euróövezetben, de ők csak az ipari termelést elemzik. Tanulmányunk szélesebb adatbázis alapján mutatja ezt a trendet, és ezért átfogóbb is.

Vajon a fent vázolt trendek bizonyítják-e az optimális valutaövezetek endogenitását? Első pillantása azt mondhatnák, igen, hiszen az együttmozgás minden EMU-tagállamban megnövekedett az EMU-ra való felkészülés kezdete óta, amikor az egyes országok megkezdték a maastrichti nominális konvergenciakritériumok teljesítésének folyamatát az euró 1999-es bevezetése jegyében. Hogy miért nem jutunk egyértelmű megállapításra ezzel a magyarázattal kapcsolatban, annak az az oka, hogy a nem EMU-tagországok, de még az Egyesült Államok és bizonyos fokig Japán és Oroszország is nagyobb együttmozgást mutatott fel az euróövezeti ciklussal. Ez pedig a „globális üzleti ciklus” felbukkanására mutat rá, amit számos szerző is bemutatott.

Ugyanakkor vannak jó híreink is az optimális valutaövezetek endogenitásának pártján állók számára. Először, az EMU magországai igen magas a szinkronitás, és a periférikus EMU-tagok is e szint felé közelítenek. Másodsor, a szinkronitás még a hagyományosan kevésbé összehangolt GDP-komponensek, nevezetesen, a magánszféra fogyasztása és a szolgáltatások esetében is magas lett. A fogyasztás azonban továbbra is kevésbé van szinkronban, mint a GDP. Így megállapításaink megerősítik a fogyasztáskorreláció

rejtélyét, de egyben arra is rámutatnak, hogy ennek a jelenségnek egyre kevésbé van jelentősége. Az EMU-hoz vezető és a tagság ideje alatti nagyobb pénzügyi integráció, több verseny, csökkenő külkereskedelmi költségek – ideértve a különálló valuták megszüntetését – és a konvergáló gazdaságpolitikák bizonyára szerepet játszottak a konjunktúraciklusok nagyobb szinkronizációjában. Ám az üzleti ciklusok korrelációja evolúciós folyamat, és amint Rogoff [2001] „kőleves” (*nail-soup*) példázata emlékeztet, mindezeket az okokat nem tulajdoníthatjuk egyetlen összetevőnek, az eurónak. Mindezek után azzal érvelhetünk, hogy az üzleti ciklusok EMU-n belül megfigyelt erős korrelációja inkább teszik megfelelővé, semmint problémává a közös monetáris politikát a jelenlegi tagok számára.

Áttérve a közép-kelet-európai országokra, három különböző csoportra oszthatjuk fel őket: Magyarország, Lengyelország és Szlovénia, amelyek a leginkább szinkronban vannak (legalábbis a GDP alapján); a Cseh Köztársaság és Szlovákia, amelyek kevésbé szinkronizáltak; továbbá a balti államok, amelyek egyáltalán nem mozognak szinkronban.

Figyelemre méltó, hogy az első csoportba sorolt vezető országban drámai módon javult a GDP, az ipari termelés és az export szinkronja és 1998–2002-re az EMU magországaiéhoz hasonló szintre ért, a perifériás EMU-tagok szintjét pedig meghaladta. E három közép-kelet-európai ország rövid időn belül képes volt teljes termelési szerkezetváltásra, s a keleti blokk felől az EU felé terelje exportját, ami az euróövezet konjunktúraciklusával való erős korrelációhoz vezetett. A privatizáció és a működőtőke-beáramlás döntő szerepet játszott e folyamatban. Nagyon valószínű, hogy a Cseh Köztársaság és Szlovákia kisebb mértékű ciklusos szinkronja 1990-es évek első felében a reformok elmaradásával és a makrogazdasági egyensúlyhiányokkal magyarázható, amelyek 1997-ben, illetve 1998-ban valutaválságokhoz vezettek a Cseh Köztársaságban és Szlovákiában, amit recesszió követett. Mivel a reformokat felgyorsították, és a növekedés újraindult, e két ország az elkövetkező években valószínűleg eljut a szinkronizációnak arra a szintjére, amelyet az előbb említett három kelet-közép-európai ország már elért.

A balti országok szinkronhiánya valószínűleg az 1998-as orosz válság nyomán elszenvedett sokkokat tükrözi. Gazdasági és kereskedelmi kapcsolataik Oroszországgal akkoriban sokkal kiterjedtebbek voltak, mint a többi kelet-közép-európai országéi. Ez megmutatkozik az orosz gazdasági ciklussal való jelentős pozitív korreláltságban 1993–1997 között. Egy másik tényező az EU és a balti államok közötti ágazaton belüli kereskedelem kisebb részaránya lehet. Végezetül, a balti országok jelentős kereskedelmi kapcsolatokkal rendelkeznek a skandináv államokkal, és a skandináv országok harmonizáltsága az euróövezettel nem olyan erős.

Az összes kelet-közép-európai országban, tehát a GDP alapján erős korrelációt mutató országokban is, minimális, sőt olykor negatív a magánfogyasztás, és ennek megfelelően a szolgáltatások korrelációja az EMU konjunktúraciklusával. A fogyasztás jelentős részarányt képvisel az összkeresleten belül, és feltehetjük a kérdést, vajon bölcs dolog-e egy ország részéről feladni monetáris politikai függetlenségét, ha a fogyasztás nem korrelál, még akkor is, ha a GDP magas fokon korrelál az ipari termelés és az export korrelációjának hatására. E kérdést több szempontból is megvizsgáltuk. Először is azt állítottuk tanulmányunkban, hogy a fogyasztás korrelációjának hiányát a fogyasztási magatartás hirtelen változásai és a kockázatmegosztás gyenge volta idézte elő, köszönhetően a nagyobb információs korlátnak és a hazai pénzügyi piacok előnyben részesítésének. Úgy hisszük, e tényezők hatásai csökkennek, és a magánfogyasztás korrelációjának hiánya csupán átmeneti jelenség.

Másodszor, az elégségeség kérdését is meg kell vizsgálni. Amint arra Artis [2003] rámutatott, semmi nincs az idevágó elméletben, amelynek segítségével meg lehetne alapozni a valutaunióban való részvételhez szükséges szinkronizáció mértékét. Elegendő

lehet megbizonyosodni arról, hogy az új belépő nem sokkal sajátosabb tulajdonságokkal rendelkezik a már tag országokhoz képest. Az Egyesült Királyság pénzügyminisztériumának úgynevezett Öt teszt tanulmánya (*HM Treasury* [2003]), amely többek között az Egyesült Államokat mint valutauniót is vizsgálta, arra a következtetésre jutott, hogy egy valutaunió akkor is képes virágozni, ha az üzleti ciklusok régióként meglehetősen eltérnek egymástól. Ennek az az oka, hogy a pénzügyi piaci integráció, az árak és bérek rugalmassága és a munkapiaci mobilitás hozzásegít az aszimmetrikus sokkokhoz való alkalmazkodáshoz. Ám ha a bérek ragadósak, és a munkaerő-mobilitást nyelvi és kulturális akadályok korlátozzák, felvethetnénk, hogy ha az összereslet főkomponenseinek ciklusai nagyon eltérnek, a független monetáris politika feladása nem lenne optimális megoldás. Ez ellen szól az az érv, hogy, amint arról már szó esett, egy valutaunióban való részvétel már önmagában a konjunktúraciklusok nagyobb fokú harmonizációjához vezet. Ezen túlmenően, az olyan kis, nyitott országok számára, mint amilyenek a középkelet-európai országok, a független monetáris politika mozgásteret meglehetősen korlátozott, és figyelembe kell vennünk *Buiter* [2000], valamint *Artis-Ehrmann* [2000] azon érvelését, hogy az árfolyam-rugalmasság legalább annyira lehet sokkok forrása, mint sokkelyelő. Végezetül, az ellentétes kérdést is fel kell tennünk, hogy vajon a monetáris függetlenség megőrzése mellett szóló érvek elég erősek-e ahhoz, hogy ellensúlyozzák a monetáris unióban való részvételből származó hasznot.

Hivatkozások

- AHMADI, A. [2004]: Equity Home Bias: A Disappearing Phenomenon? Kézirat, University of California, Davis.
- AMBLER, S.–CARDIA, E.–ZIMMERMANN, CH. [2004]: International Business Cycles: What are the Facts? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51. No. 2. 257–276. o.
- ARTIS, M. [2003]: Analysis of European and UK Business Cycles and Shocks. *HM Treasury*.
- ARTIS, M.–EHRMANN, M. [2000]: The Exchange Rate—A Shock-Absorber or Source of Shocks? A Study of Four Open Economies. *CEPR Discussion Paper*, No. 2550.
- ARTIS, M.–ZHANG, W. [1998]: Core and Periphery in EMU: A Cluster Analysis. *EUI Working Paper RSC No. 98/37*.
- BABETSKI, J.–BOONE, L.–MAUREL, M. [2002]: Exchange Rate Regimes and Supply Shocks Asymmetry: The Case of the Accession Countries. *CEPR Discussion Paper*, No. 3408.
- BACKUS, D. K.–KEHOE, P. J.–KYDLAND, F. E. [1992]: International Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, 100. 745–775. o.
- BACKUS, D. K.–KEHOE, P. J.–KYDLAND, F. E. [1993]: International Business Cycles: Theory vs. Evidence. *Federal Reserve Bank of Minneapolis. Quarterly Review*, őszi szám.
- BAXTER, M. [1995]: International Trade and Business Cycles. *NBER Working Paper Series*, No. 5025.
- BAYOUMI, T.–EICHENGREEN, B. [1996]: Operationalising the Theory of Optimum Currency Areas. *CEPR Discussion Paper*, No. 1484.
- BAYOUMI, T.–MACDONALD, R. [1995]: Consumption, Income, and International Capital Market Integration. *IMF Staff Papers*, No. 42. 552–576. o.
- BERGMAN, M. [1996]: International Evidence on the Sources of Macroeconomic Fluctuations. *European Economic Review*, No. 40. 1237–1258. o.
- BLANCHARD, O.–QUAH, D. [1989]: The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 655–673. o.
- BLANCHARD, O.–SIMON, J. (2001): The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility. MIT, Department of Economics Working Paper, 1–29. o.
- BOONE, L.–MAUREL, M. [1998]: Economic Convergence of the CEECs with the EU. *CEPR Discussion Paper*, No. 2018.

- BOONE, L.–MAUREL, M. [1999]: An Optimal Currency Area Perspective of the EU Enlargement to the CEECs. CEPR Discussion Paper, No. 2119.
- BOREIKO, D. [2002]: EMU and Accession Countries: Fuzzy Cluster Analysis of Membership. Oesterreichische Nationalbank Working Paper, No. 71.
- BUIITER, WILLEM. [2000]: Optimum Currency Areas. *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 47. No. 3. 213–50. o.
- BUN, M. J. G.–KLAASSEN, F. J. G. M. [2002]: Has the Euro Increased Trade? A Tinbergen Institute Discussion Paper, No. 02-108/02.
- CANOVA, F. [1998]: Detrending and Business Cycle Facts. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41. 475–512. o.
- CHRISTIANO, L. J.–FITZGERALD, T. J. [2003]: The Band Pass Filter. *International Economic Review*, Vol. 44, No. 2. 435–65. o.
- CHRISTODOULAKIS, N.–DIMELIS, S. P.–KOLLINTZAS, T. [1995]: Comparisons of Business Cycles in the EC: Idiosyncracies and Regularities. *Economia*, No. 62. 1–27. o.
- COLE, H. L.–OBSTFELD, M. [1991]: Commodity Trade and International Risk Sharing: How Much Do Financial Markets Matter? *Journal of Monetary Economics*, No. 28. 3–24. o.
- COGLEY, T.–NASON, J. M. [1995]: Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models. *American Economic Review*, Vol. 85. No. 3. 492–511. o.
- COOLEY, TH. F.–DWYER, M. [1998]: Business Cycle Analysis without Much Theory: A Look at Structural VARs. *Journal of Econometrics*, Vol. 83. No. 1–2. március–április, 57–88. o.
- CORSETTI, G.–DEDOLA, L.–LEDUC, S. [2003]: International Risk-Sharing and the Transmission of Productivity Shocks. Paper presented at the AEA 2003 meeting, Washington, D.C.
- CSAJBÓK ATTILA–CSERMELY ÁGNES (szerk.) [2002]: Az euró bevezetésének várható hasznai, költségei és időzítése. MNB Műhelytanulmányok, 24.
- DARVAS ZSOLT–SZAPÁRY GYÖRGY. [2004]: Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU: Comovements in the New and Old Members. MNB Working Paper, 1. sz.
- DARVAS ZSOLT–VADAS GÁBOR [2003]: Univariate Potential Output Estimations for Hungary. MNB Working Paper, 8. sz.
- DE GRAUWE, P. [2002]: *Economics of Monetary Union*. Oxford University Press, 4. kiadás.
- DEVEREUX, M. B.–GREGORY, A.–SMITH, G. W. [1992]: Realistic Cross-Country Consumption Correlations in a Two-Country Equilibrium Business Cycle Model. *Journal of International Money and Finance*, No. 11. 3–16. o.
- EICHENGREEN, B. [1992]: Should the Maastricht Treaty Be Saved? *Princeton Studies in International Finance*, No. 74.
- EMERSON, M.–GROS, D.–ITALIANER, A.–PISANI-FERRY, J.–REICHENBACH, H. [1992]: *One Market, One Money*. Oxford University Press.
- EVANS, C. L. [1992]: Productivity Shocks and Real Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, No. 29. 191–208. o.
- FAGAN, G.–HENRY, J.–MESTRE, R. [2001]: An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area. ECB Working Paper, No. 42.
- FAUST, J. – LEEPER, E. M. [1997]: When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results? *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 15. No. 3. 345–353. o.
- FERTŐ IMRE–HUBBARD, L. J. [2003]: A vertikálisan és horizontálisan differenciált mezőgazdasági termékek ágazaton belüli kereskedelme Magyarország és az Európai Unió között. *Közgazdasági Szemle*, 2. sz. 152–163. o.
- FIDRMUC, J. [2001a]: Intraindustry Trade Between the EU and the CEECs–The Evidence of the First Decade of Transition. *Focus on Transition* 1/2001. 65–78. o.
- FIDRMUC, J. [2001b]: The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria, Intraindustry Trade, and EMU Enlargement. *BOFIT Discussion Paper*, No. 8/2001.
- FIDRMUC, J. [2004]: The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria, Intra-Industry Trade, and EMU Enlargement. *Contemporary Economic Policy*, Vol. 22, No. 1. január, 1–12. o.
- FIDRMUC, J.–KORHONEN, I. [2001]: Similarity of Supply and Demand Shocks Between the Euro Area and the CEECs. *BOFIT Discussion Papers*, No. 14.
- FIORITO, R.–KOLLINTZAS, T. [1994]: Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective. *European Economic Review*, No. 38. 235–269. o.

- FONTAGNÉ, L.–FREUDENBERG, M. [1999]: Endogenous Symmetry of Shocks in a Monetary Union. *Open Economies Review*, Vol. 10. No. 3. 263–287. o.
- FORNI, M.–HALLIN, M.–LIPPI, M.–REICHLIN, L. [2000]: The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation. *The Review of Economics and Statistics*, No. 82. 4. 540–554. o.
- FORNI, M.–REICHLIN, L. [1998]: Lets Get Real: A Factor Analytical Approach to Disaggregated Business Cycle Dynamics. *Review of Economic Studies*, No. 65. 453–473. o.
- FRANKEL, J. A. [2004]: Real Convergence and Euro Adoption in Central and Eastern Europe: Trade and Business Cycle Correlations as Endogenous Criteria for Joining EMU. paper for Conference on Euro Adoption in the Accession Countries–Opportunities and Challenges. Czech National Bank, Prága, február 2–3.
- FRANKEL, J. A.–ROSE, A. K. [1998]: The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *The Economic Journal*, No. 108. 1009–1025. o.
- FRANKEL, J. A.–ROSE, A. K. [2002]: An Estimate of the Effect of Common Currencies in Trade and Income. *The Quarterly Journal of Economics*, május, 437–466. o.
- FRENKEL, M.–NICKEL, CH.–SCHMIDT, G. [1999]: Some Shocking Aspect of EMU Enlargement. *Deutsche Bank Research Note*, No. 99-4.
- FRENKEL, M.–NICKEL, CH. [2002]: How Symmetric Are the Shocks and the Shock Adjustment Dynamics Between the Euro Area and Central and Eastern European Countries? *IMF Working Paper*, No. 02/222.
- GERLACH, H. M. S. [1988]: World Business Cycles under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Money Market and Banking*, Vol. 20. No. 4. 621–632. o.
- GIANNONE, D.–REICHLIN, L.–SALA, L. [2003]: VARs, Common Factors and the Empirical Validation of Equilibrium Business Cycle Models. *CEPR Discussion Paper*, No. 3701.
- GLICK, R.–ROSE, A. K. (2001): Does Currency Union Affect Trade? The Time Series Evidence. *NBER Working Paper*, No. 8396.
- GREGORY, A. W.–HEAD, A. C. [1999]: Common and Country-Specific Fluctuations in Productivity, Investment, and the Current Account. *Journal of Monetary Economics*, No. 44. No. 3. 423–451. o.
- GREGORY, A. W.–HEAD, A. C.–RAYNAULD, J. [1997]: Measuring World Business Cycles. *International Economic Review*, No. 38. No. 3. 677–701. o.
- HALPERN LÁSZLÓ–KÖRÖSI GÁBOR–RICHTER SÁNDOR [1985]: Az ágazaton belüli külkereskedelem. I. rész. *Külgazdaság*, 4. sz. 41–55. o.
- HEAD, A. C. [1995]: Country Size, Aggregate Fluctuations, and International Risk Sharing. *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 28., No. 4b. 1096–1119. o.
- HELBLING, T.–BAYOUMI, T. [2003]: Are They All in the Same Boat? The 2000-2001 Growth Slowdown and the G-7 Business Cycle Linkages. *IMF Working Paper*, No. 03/46.
- HM TREASURY [2003]: The Five Tests Framework. London.
- IMBS, J. [2003]: Trade, Finance, Specialization, and Synchronization. *IMF Working Paper*, No. 03/81 és *CEPR Discussion Paper Series*, No. 3779.
- KARRAS, G. [1994]: Sources of Business Cycles in Europe: 1960–1988. Evidence from France, Germany and the United Kingdom. *European Economic Review*, No. 38. 1763–1778. o.
- KAUFMANN, S. [2003]: The Business Cycle of European Countries Bayesian Clustering of Country-Individual IP Growth Series. *Oesterreichische Nationalbank, Working Paper 83*.
- KENEN, P. B. [2002]: Currency Unions and Trade: Variations on Themes by Rose and Persson. *Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper*, No. 2002/08. 1–34. o.
- KENEN, P. B. [1969]: The Optimum Currency Area: An Eclectic View. Megjelent: *Mundell, R. A.–Swoboda, A.* (szerk.): *Monetary Problems of the International Economy*. University of Chicago Press, Chicago.
- KING, R. G.–REBELO, S. T. [1999]: Resuscitating Real Business Cycles. Megjelent: *Taylor, J. B.–Woodford, M.* (szerk.): *Handbook of Macroeconomics*. The Hollandia: Elsevier Science. 927–1007. o.
- KORHONEN, I. [2003]: Some Empirical Tests On the Integration of Economic Activity Between the Euro Area and the Accession Countries. *Economics of Transition*, Vol. 11. No. 1. 177–196. o.
- KOSE, A. A.–PRASAD, E. S.–TERRONES, M. [2003]: How Does Globalization Affect the Synchronization of Business Cycles? *The American Economic Review*, az AEA 2003. évi konferenciájára benyújtott tanulmány, Washington, D.C.

- KRUGMAN, P. [1993]: Lessons of Massachusetts for EMU. Megjelent: *Torres, F.–Giavazzi, F.* (szerk.): *Adjustment and Growth in the European Union*. Cambridge University Press, 241–261. o.
- KYDLAND, F. E.–PRESCOTT, E. C. [1990]: Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, tavaszi szám, 3–18. o.
- LEWIS, K. K. [1996]: What Can Explain the Apparent Lack of International Consumption Risk Sharing? *Journal of Political Economy*, No. 104. 267–97. o.
- LUMSDAINE, R. L.–PRASAD, E. S. [1997]: Identifying the Common Component on International Economic Fluctuations. NBER Working Paper, No. 5984.
- MANKIW, N. G. [1989]: Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3. No. 3. 79–90. o.
- McKINNON, R. [1963]: Optimum Currency Areas. *The American Economic Review*, Vol. 53, No. 4. 717–725. o.
- MICCO, A.–STEIN, E.–ORDOÑEZ, G. [2003]: The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU. *Economic Policy*, október, 317–56. o.
- MITCHELL, J.–MOURATIDIS, K. [2003]: Is There a Common Euro-Zone Business Cycle? Working Papers and Studies, European Commission.
- MONFORT, A.–RENNE, J. P.–RUEFFER, RASMUS–VITALE, GIOVANNI. [2003]: Is Economic Activity in the G7 Synchronized? Common Shocks Versus Spillover Effects. Paper presented at the AEA 2003 meetings, Washington, D.C.
- MONGELLI, F. P. [2002]: New Views on the Optimum Currency Area Theory: What is EMU Telling Us? ECB Working Paper, No. 138.
- MUNDELL, R. A. [1961]: A Theory of Optimum Currency Areas. *The American Economic Review*, No. 51. No. 4. 657–665. o.
- OBSTFELD, M.–ROGOFF, K. [1996]: *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press, Cambridge.
- OBSTFELD, M.–ROGOFF, K. [2000]: The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? Megjelent: *NBER Macroeconomics Annual 2000*. 339–390. o.
- PERSSON, T. [2001]: Currency Unions and Trade: How Large is the Treatment Effect? *Economic Policy*, október, No. 33. 433–448. o.
- PESARAN, M. H.–SHIN, Y. [1998]: Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58. 17–29. o.
- ROGOFF, K. [2001]: Why not a Global Currency? *The American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, Vol. 91, No. 2. 243–247. o.
- ROSE, A. K. [2000]: One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade. *Economic Policy*, Vol. 30. 7–33. o.
- ROSE, A. K. [2002]: The Effect of Common Currencies on International Trade: Where Do We Stand? *Monetary Authority of Singapore Occasional Paper*, No. 22.
- ROSE, A. K.–VAN WINCOOP, E. [2001]: National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union. *American Economic Review*, Vol. 91. 386–90. o.
- SIMS, C. A. [1980]: Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 41. No. 1. 1–48. o.
- STOCK, J. H.–WATSON, M. O. [1998]: Diffusion indexes. NBER Working Paper, No. 6702.
- STOCK, J. H.–WATSON, M. O. [1999]: Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series. Megjelent: *Taylor, J. B.–Woodford, M.* (szerk.): *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier Science B.V., Vol. 1. 3–64. o.
- STOCKMAN, A. C.–TESAR, L. L. [1995]: Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements. *American Economic Review*, No. 85. 168–85. o.
- SUMMERS, L. H. [1986]: Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, No. 10. 23–27. o.
- SZAPÁRY GYÖRGY. [2002]: Is Maastricht Too Tough? *Central Banking*, Vol. XIII. No. 1, augusztus, 75–91. o.
- TAVLAS, G. S. [1993]: The New' Theory of Optimum Currency Areas. *The World Economy*, 663–685. o.

F1. táblázat
 Összefoglaló korrelációs táblázat, 1993–2002
 1993–1997

| Megnevezés | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
|-----------------------|------|------|---------|------------------|-------|-------------|-------|-------|-------|
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,72 | 0,54 | 0,71 | 0,27 | 0,04 | -0,60 | 0,19 | 0,43 | -0,29 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,82 | 0,74 | 0,78 | -0,17 | 0,08 | -0,47 | 0,17 | 0,39 | -0,33 |
| Közös tényező-HP | 0,61 | 0,38 | 0,60 | 0,52 | -0,31 | -0,54 | 0,26 | 0,05 | -0,06 |
| Közös tényező-BP | 0,75 | 0,55 | 0,73 | 0,22 | -0,27 | -0,63 | 0,24 | 0,11 | -0,25 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,85 | 0,34 | 0,81 | 0,73 | 0,50 | 0,72 | 0,42 | -0,14 | 0,25 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,86 | 0,28 | 0,71 | 0,08 | 0,45 | 0,76 | 0,24 | -0,18 | -0,06 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,77 | 0,50 | 0,54 | 0,58 | 0,36 | 0,14 | -0,21 | 0,38 | -0,07 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,79 | 0,31 | 0,51 | 0,64 | 0,22 | 0,23 | -0,19 | 0,34 | -0,18 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,87 | 0,84 | 0,67 | 0,54 | 0,32 | -0,43 | -0,41 | -0,17 | -0,33 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,89 | 0,83 | 0,58 | 0,09 | 0,27 | -0,49 | -0,41 | -0,23 | -0,53 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,28 | 0,09 | -0,22 | 0,34 | - | 0,04 | 0,07 | 0,25 | - |
| EMU-aggregátum-BP | 0,42 | 0,50 | 0,44 | 0,07 | - | -0,32 | 0,02 | 0,18 | - |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,36 | 0,35 | 0,05 | 0,06 | 0,07 | -0,03 | -0,25 | -0,23 | -0,33 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,58 | 0,66 | 0,41 | 0,05 | 0,19 | -0,32 | -0,35 | -0,35 | -0,52 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,52 | 0,46 | 0,60 | 0,16 | 0,25 | 0,16 | -0,19 | -0,01 | -0,16 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,57 | 0,42 | 0,63 | -0,17 | 0,11 | 0,44 | -0,29 | -0,13 | -0,17 |

1998–2002

| Megnevezés | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
|-----------------------|------|------|---------|------------------|-------|-------------|-------|-------|-------|
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,91 | 0,71 | 0,82 | 0,73 | 0,54 | 0,39 | 0,73 | -0,34 | -0,33 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,88 | 0,51 | 0,65 | 0,68 | 0,73 | 0,53 | 0,71 | -0,16 | -0,26 |
| Közös tényező-HP | 0,82 | 0,71 | 0,76 | 0,81 | 0,31 | 0,24 | 0,71 | -0,31 | -0,33 |
| Közös tényező-BP | 0,78 | 0,52 | 0,46 | 0,77 | 0,49 | 0,36 | 0,71 | -0,25 | -0,20 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,85 | 0,69 | 0,64 | 0,67 | 0,62 | 0,16 | 0,76 | 0,16 | 0,26 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,82 | 0,59 | 0,48 | 0,44 | 0,66 | 0,26 | 0,67 | 0,29 | 0,54 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,92 | 0,78 | 0,80 | 0,86 | 0,59 | -0,03 | 0,79 | 0,64 | 0,28 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,90 | 0,73 | 0,73 | 0,84 | 0,67 | 0,00 | 0,80 | 0,63 | 0,37 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,91 | 0,77 | 0,91 | 0,89 | 0,47 | -0,16 | 0,50 | 0,23 | -0,09 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,85 | 0,61 | 0,81 | 0,84 | 0,56 | 0,13 | 0,48 | 0,34 | -0,03 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,86 | 0,78 | 0,63 | 0,65 | - | 0,16 | 0,24 | -0,67 | - |
| EMU-aggregátum-BP | 0,79 | 0,58 | 0,48 | 0,59 | - | 0,48 | 0,19 | -0,65 | - |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,82 | 0,65 | 0,47 | 0,74 | -0,47 | -0,68 | -0,12 | -0,54 | -0,24 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,73 | 0,41 | 0,21 | 0,57 | -0,09 | -0,62 | 0,03 | -0,47 | -0,22 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum-HP | 0,85 | 0,64 | 0,60 | 0,91 | 0,63 | 0,07 | 0,24 | -0,40 | -0,47 |
| EMU-aggregátum-BP | 0,75 | 0,23 | 0,30 | 0,93 | 0,64 | 0,33 | 0,22 | -0,35 | -0,55 |

EMU1: Ausztria, Belgium, Franciaország, Németország, Olaszország, Hollandia;

EMU2: Finnország, Portugália, Spanyolország, Írország (csak 1998–2002-ben, ipar és szolgáltatások kivételével).

Nem EMU: Dánia, Svédország, Svájc (szolgáltatások kivételével), Egyesült Királyság;

KKE1: Magyarország, Lengyelország, Szlovénia (1993–1997, csak GDP-re, iparra és szolgáltatásra);

KKE2: Csehország, Szlovákia;

KKE3: Észtország, Lettország, Litvánia (ipar kivételével).

F2. táblázat
Fáziseltolódások abszolút értékeinek összefoglaló táblázata, 1993–2002*

| 1993–1997 | | | | | | | | | |
|-----------------------|------|------|---------|------------------|-------|-------------|------|------|------|
| Megnevezés | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,17 | 0,67 | 0,75 | 2,00 | 2,00 | 3,00 | 1,33 | 0,50 | 3,00 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,17 | 0,67 | 1,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 1,67 | 1,50 | 3,00 |
| közös tényező–HP | 0,33 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 3,00 | 3,00 | 2,00 | 1,00 | 2,67 |
| közös tényező–BP | 0,00 | 0,00 | 0,75 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 1,33 | 1,00 | 2,67 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,17 | 1,33 | 0,50 | 1,00 | 0,00 | 1,00 | 2,00 | 3,00 | 1,50 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,17 | 1,67 | 0,75 | 3,00 | 1,00 | 1,00 | 2,00 | 3,00 | 2,50 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,17 | 0,67 | 0,25 | 0,00 | 0,00 | 3,00 | 2,50 | 1,50 | 2,33 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,17 | 1,67 | 0,50 | 0,00 | 0,00 | 3,00 | 2,00 | 2,00 | 3,00 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,00 | 0,00 | 0,75 | 2,00 | 1,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,00 | 1,00 | 1,25 | 3,00 | 2,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 1,50 | 2,00 | 1,00 | 3,00 | – | 3,00 | 1,33 | 2,50 | – |
| EMU-aggregátum–BP | 1,33 | 1,67 | 1,00 | 3,00 | – | 3,00 | 1,67 | 2,50 | – |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 1,00 | 0,33 | 2,50 | 3,00 | 0,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 2,67 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,83 | 0,00 | 1,75 | 3,00 | 2,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,33 | 0,33 | 0,75 | 1,00 | 2,00 | 2,00 | 2,50 | 2,50 | 3,00 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,67 | 1,33 | 1,25 | 3,00 | 3,00 | 2,00 | 2,50 | 2,50 | 3,00 |
| 1998–2002 | | | | | | | | | |
| Megnevezés | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,33 | 0,25 | 0,25 | 2,00 | 1,00 | 1,00 | 0,67 | 3,00 | 2,33 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,50 | 1,00 | 0,50 | 2,00 | 1,00 | 0,00 | 1,00 | 3,00 | 1,67 |
| közös tényező–HP | 0,50 | 0,00 | 0,50 | 0,00 | 2,00 | 1,00 | 0,33 | 3,00 | 2,00 |
| közös tényező–BP | 0,67 | 1,00 | 1,00 | 0,00 | 2,00 | 0,00 | 0,33 | 3,00 | 1,67 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,17 | 0,33 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 2,00 | 0,67 | 1,00 | 1,00 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,17 | 0,67 | 1,25 | 1,00 | 1,00 | 2,00 | 0,67 | 1,00 | 1,00 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,00 | 0,25 | 0,75 | 1,00 | 1,00 | 3,00 | 0,00 | 1,00 | 1,33 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,00 | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,00 | 3,00 | 0,00 | 0,50 | 1,33 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,17 | 0,50 | 0,00 | 1,00 | 0,00 | 3,00 | 0,33 | 1,50 | 1,67 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,00 | 1,00 | 0,00 | 1,00 | 0,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 2,00 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,50 | 0,67 | 1,33 | 2,00 | – | 3,00 | 2,33 | 3,00 | – |
| EMU-aggregátum–BP | 0,67 | 1,00 | 1,33 | 2,00 | – | 1,00 | 2,33 | 3,00 | – |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,83 | 1,75 | 0,75 | 1,00 | 3,00 | 3,00 | 2,67 | 3,00 | 3,00 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,67 | 1,00 | 2,50 | 2,00 | 3,00 | 3,00 | 2,00 | 3,00 | 3,00 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| EMU-aggregátum–HP | 0,17 | 0,75 | 0,75 | 1,00 | 2,00 | 3,00 | 2,67 | 3,00 | 2,67 |
| EMU-aggregátum–BP | 0,50 | 2,50 | 2,00 | 1,00 | 2,00 | 3,00 | 2,67 | 3,00 | 2,67 |

* Az országcsoportokat lásd az F1. táblázat jegyzetében. A táblázatban a fáziseltolódások abszolút értékeinek csoportonkénti átlaga szerepel, minthogy a nyers adatok átlaga semlegesítheti a pozitív és a negatív értékeket. A vizsgált fáziseltolódások maximuma három negyedév.

F3. táblázat
Az ingadozás összefoglaló táblázata, 1993–2002
(EMU = 100)

1993–1997

| | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
|-----------------------|------|------|---------|------------------|-------|-------------|------|------|------|
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| HP | 111 | 188 | 147 | 72 | 176 | 397 | 155 | 175 | 436 |
| BP | 113 | 144 | 153 | 112 | 210 | 420 | 177 | 188 | 489 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| HP | 121 | 120 | 151 | 57 | 181 | 132 | 128 | 301 | 232 |
| BP | 118 | 110 | 151 | 66 | 171 | 133 | 131 | 288 | 267 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| HP | 120 | 118 | 109 | 126 | 146 | 137 | 379 | 191 | 406 |
| BP | 123 | 139 | 107 | 78 | 178 | 133 | 400 | 217 | 453 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| HP | 100 | 130 | 93 | 54 | 201 | 358 | 244 | 189 | 306 |
| BP | 109 | 140 | 100 | 106 | 239 | 454 | 261 | 219 | 386 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 211 | 436 | 270 | 106 | – | 461 | 204 | 1067 | – |
| BP | 275 | 604 | 522 | 171 | – | 907 | 326 | 1900 | – |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 120 | 210 | 134 | 66 | 131 | 401 | 285 | 332 | 676 |
| BP | 135 | 218 | 166 | 152 | 192 | 578 | 328 | 443 | 1002 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 116 | 221 | 181 | 47 | 144 | 454 | 279 | 331 | 352 |
| BP | 126 | 222 | 207 | 117 | 161 | 638 | 356 | 394 | 451 |

1998–2002

| | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
|-----------------------|------|------|---------|------------------|-------|-------------|------|------|------|
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| HP | 121 | 179 | 102 | 145 | 139 | 457 | 124 | 168 | 265 |
| BP | 134 | 174 | 123 | 162 | 202 | 464 | 153 | 222 | 426 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| HP | 129 | 152 | 204 | 219 | 300 | 413 | 201 | 303 | 394 |
| BP | 138 | 150 | 229 | 188 | 370 | 471 | 233 | 387 | 454 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| HP | 103 | 128 | 119 | 138 | 148 | 131 | 202 | 128 | 276 |
| BP | 106 | 132 | 124 | 147 | 176 | 144 | 219 | 153 | 328 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| HP | 95 | 134 | 102 | 132 | 116 | 480 | 141 | 142 | 250 |
| BP | 104 | 149 | 103 | 160 | 181 | 596 | 164 | 194 | 337 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 133 | 154 | 125 | 64 | – | 359 | 99 | 386 | – |
| BP | 147 | 138 | 142 | 82 | – | 406 | 126 | 501 | – |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 117 | 230 | 121 | 99 | 68 | 482 | 151 | 224 | 286 |
| BP | 126 | 279 | 139 | 118 | 79 | 550 | 214 | 317 | 411 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 109 | 178 | 120 | 140 | 97 | 336 | 226 | 248 | 464 |
| BP | 126 | 198 | 128 | 167 | 158 | 484 | 325 | 383 | 704 |

* Az országcsoportokat lásd az F1. táblázat jegyzetében.

F4. táblázat
A tartósság* összefoglaló táblázata, 1993–2002

| 1993–1997 | | | | | | | | | |
|-----------------------|------|------|---------|------------------|-------|-------------|------|-------|------|
| | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,56 | 0,60 | 0,77 | 0,65 | 0,87 | 0,88 | 0,26 | 0,84 | 0,49 |
| BP | 0,65 | 0,69 | 0,79 | 0,88 | 0,89 | 0,84 | 0,29 | 0,83 | 0,49 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,80 | 0,76 | 0,69 | 0,82 | 0,91 | 0,59 | 0,60 | 0,54 | 0,48 |
| BP | 0,82 | 0,72 | 0,73 | 0,90 | 0,91 | 0,52 | 0,58 | 0,51 | 0,64 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,64 | 0,31 | 0,70 | 0,84 | 0,82 | 0,50 | 0,06 | 0,41 | 0,79 |
| BP | 0,67 | 0,37 | 0,64 | 0,60 | 0,86 | 0,41 | 0,04 | 0,46 | 0,81 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,63 | 0,63 | 0,69 | 0,79 | 0,96 | 0,54 | 0,53 | 0,42 | 0,68 |
| BP | 0,68 | 0,61 | 0,61 | 0,92 | 0,96 | 0,41 | 0,45 | 0,27 | 0,72 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,65 | 0,76 | 0,70 | 0,42 | – | –0,07 | 0,19 | –0,08 | – |
| BP | 0,55 | 0,78 | 0,73 | 0,64 | – | 0,05 | 0,06 | –0,04 | – |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,43 | 0,63 | 0,59 | 0,78 | 0,32 | 0,64 | 0,65 | 0,61 | 0,23 |
| BP | 0,51 | 0,66 | 0,65 | 0,93 | 0,41 | 0,68 | 0,55 | 0,60 | 0,36 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,33 | 0,75 | 0,68 | 0,48 | 0,87 | 0,01 | 0,45 | 0,80 | 0,28 |
| BP | 0,35 | 0,74 | 0,68 | 0,90 | 0,85 | 0,12 | 0,43 | 0,76 | 0,32 |
| 1998–2002 | | | | | | | | | |
| | EMU1 | EMU2 | Nem EMU | Egyesült Államok | Japán | Oroszország | KKE1 | KKE2 | KKE3 |
| <i>GDP</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,83 | 0,63 | 0,65 | 0,88 | 0,72 | 0,81 | 0,59 | 0,80 | 0,71 |
| BP | 0,78 | 0,34 | 0,67 | 0,83 | 0,74 | 0,69 | 0,56 | 0,78 | 0,79 |
| <i>Ipari termelés</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,70 | 0,65 | 0,57 | 0,94 | 0,80 | 0,73 | 0,73 | 0,30 | 0,77 |
| BP | 0,69 | 0,52 | 0,61 | 0,89 | 0,81 | 0,72 | 0,73 | 0,36 | 0,78 |
| <i>Export</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,79 | 0,61 | 0,72 | 0,85 | 0,75 | 0,34 | 0,53 | 0,57 | 0,80 |
| BP | 0,76 | 0,53 | 0,70 | 0,82 | 0,77 | 0,32 | 0,50 | 0,61 | 0,81 |
| <i>Import</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,80 | 0,71 | 0,79 | 0,90 | 0,80 | 0,78 | 0,24 | 0,69 | 0,74 |
| BP | 0,75 | 0,61 | 0,70 | 0,88 | 0,84 | 0,77 | 0,30 | 0,72 | 0,75 |
| <i>Szolgáltatás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,81 | 0,85 | 0,62 | 0,78 | – | 0,76 | 0,34 | 0,46 | – |
| BP | 0,77 | 0,67 | 0,62 | 0,78 | – | 0,71 | 0,28 | 0,44 | – |
| <i>Fogyasztás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,84 | 0,53 | 0,73 | 0,86 | 0,56 | 0,80 | 0,34 | 0,76 | 0,28 |
| BP | 0,77 | 0,25 | 0,67 | 0,83 | 0,40 | 0,75 | 0,42 | 0,77 | 0,33 |
| <i>Beruházás</i> | | | | | | | | | |
| HP | 0,69 | 0,63 | 0,78 | 0,95 | 0,80 | 0,64 | 0,05 | 0,72 | 0,56 |
| BP | 0,52 | 0,41 | 0,64 | 0,92 | 0,80 | 0,62 | 0,11 | 0,76 | 0,56 |

* Az országcsoportokat lásd az F1. táblázat jegyzetében. Elsőrendű autokorrelációs koefficiens.