

DARVAS ZSOLT–ANDREW K. ROSE–SZAPÁRY GYÖRGY

**A fiskális divergencia és a konjunktúraciklusok
együttmozgása – a felelőtlen
fiskális politika az aszimmetrikus sokkok forrása**

A világ 115 országának – köztük 21 OECD-tagország – 40 évnnyi adatait vizsgálva, arra a következtetésre jutottunk, hogy a hasonló állami költségvetési pozíciójú országok konjunktúraciklusai között szorosabb együttmozgás mutatható ki. Azaz, a fiskális konvergenciát (amelyet a költségvetési egyenleg GDP-hez viszonyított arányának konvergenciájaként definiáltunk) összehangoltabb konjunktúraciklusokkal lehet összefüggésbe hozni. Kutatásaink során arra is találtunk bizonyítékot, hogy a kisebb mértékű költségvetési deficitek növelik a konjunktúraciklusok együttmozgását. A maastrichti konvergenciakritériumok – amelyek az európai monetáris unió követelményeinek való megfelelést hivatottak meghatározni – a fiskális konvergenciát és a költségvetési deficit csökkentését ösztönözték, s ezzel közvetett módon hozzásegítettek Európát egy optimális valutaövezet létrehozásához azáltal, hogy csökkent az egyes országok lehetősége a felelőtlen fiskális politika által gerjesztett sokkhatások létrehozására. Az általunk feltárt empirikus eredmények gazdasági és statisztikai szempontból is szignifikánsak és robusztusak.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: F42.

1998-ban az európai országok öt konvergenciakritérium értékelése alapján kerülhettek be az európai monetáris unióba. Ezeket a kritériumokat az 1992. évi maastrichti szerződés határozta meg, konkrét előírásokat megfogalmazva az inflációval, a hosszú lejáratú kötvényhozamokkal, az árfolyamokkal, az államadóssággal és az állami költségvetéssel kapcsolatban. A maastrichti konvergenciakritériumok vonatkoznak az eurózónához ké-

* E tanulmány ötlete *Miriam Greenell* folytatott beszélgetés alapján született. *Andrew K. Rose* köszönetét fejezi ki a Banco de España-nak a vendéglátásért, amelynek során a kutatás egy része készült. Köszönettel tartozunk értékes észrevételeikért a következőknek: *Dave Backus*, *Fabrizio Balassone*, *Marianne Baxter*, *Péter Benczúr*, *Helge Berger*, *Paul de Grauwe*, *Antonio Fatás*, *Jon Faust*, *Jeffrey Frankel*, *Joe Gagnon*, *Francesco Giavazzi*, *Linda Goldberg*, *Jim Harrigan*, *Dale Henderson*, *Zoltán Jakab*, *Olivier Jeanne*, *Sebnem Kalemli-Ozcan*, *Pat Kehoe*, *Philip Lane*, *Jacques Melitz*, *Roberto Perotti*, *Paolo Pesenti*, *Lucrezia Reichlin*, *Roberto Rigobon*, *John Rogers*, *Eric van Wincoop*, *Charles Wyplosz*, valamint az ISOM 2005, a Bundesbank, a Federal Reserve Bank of New York, a Federal Reserve Board, a Nemzetközi Valutaalap, a Magyar Nemzeti Bank és a Lengyel Nemzeti Bank szemináriumi résztvevőinek. A tanulmányban kifejtett vélemények nem feltétlenül egyeznek a Magyar Nemzeti Bank vagy vezetőségének véleményével. E tanulmány legfrissebb változata, valamint a tanulmányban felhasznált adatok hozzáférhetők a következő weboldalakon: <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose> és <http://www.uni-corvinus.hu/darvas>.

A tanulmány angol nyelvű változata a *Jeffrey A. Frankel–Christopher A. Pissarides* (szerk.): NBER International Seminar on Macroeconomics 2005 című kötetben jelenik meg az MIT Press kiadásában, és itt a kiadó engedélyével közöljük magyar nyelven.

Darvas Zsolt, Budapesti Corvinus Egyetem, matematikai közgazdaságtan és gazdaságelemzés tanszék.
Andrew K. Rose, University of California Berkeley, NBER, CEPR.
Szapáry György, Magyar Nemzeti Bank.

sőbb csatlakozó országokra is, továbbá az 1997. évi *stabilitási és növekedési paktum* miatt a költségvetési kritériumok alkalmazása elviekben továbbra is kötelező.¹

A legtöbb közgazdász – főleg az Európán kívüli szakemberek – fenntartással kezeli a maastrichti konvergenciakritériumokat. Az ok egyszerű: ezeknek a kritériumoknak csak kevés közül van az úgynevezett optimális valutaövezethez, azaz a kívánatos és fenntartható monetáris unióval kapcsolatos elvekhez. A közgazdászok között konszenzus van kialakulóban abban a tekintetben, hogy a monetáris unió olyan országok számára előnyös, ahol a konjunktúraciklusok együtt mozognak, a gazdaságok integráltak, rugalmasak, és rendelkeznek kockázatkezelési mechanizmusokkal. A maastrichti konvergenciakritériumok és az optimális valutaövezetre vonatkozó feltételek közötti átfedések elenyészők.²

A maastrichti kritériumok és az optimális valutaövezetre vonatkozó elvek közötti *közvetlen* kapcsolat valóban elenyésző. E tanulmányban tehát arra keresünk választ, hogy van-e *közvetett* kapcsolat. Behatóan vizsgáljuk a legellentmondásosabb maastrichti kritériumot – a GDP-hez viszonyított állami költségvetési deficitet –, és empirikus vizsgálatok alapján próbáljuk meg összekapcsolni a konjunktúraciklusok együttmozgására vonatkozó feltétellel, ami vitathatatlanul az optimális valutaövezetekre vonatkozó legfontosabb kritérium. A világ 115 országa – köztük 21 OECD-tagország – 40 évnyi adatának felhasználásával megmutatjuk, hogy az eltérő költségvetési politikát folytató országoknak (ezen eltérést a GDP-hez viszonyított költségvetési egyenleg évtizedes átlagának eltéréseként definiáljuk) kevésbé összehangolt a konjunktúraciklusuk. Becsléseink szerint két ország között az eltérés minden egyes százalékpontja 0,3 és 0,12 közötti értékkel csökkenti ezen országok konjunktúraciklusainak korrelációs együtthatóját. Ez a hatás statisztikailag és gazdaságilag is jelentős. Arra is rámutatunk, hogy az elsődleges költségvetési deficit *szintjének* csökkenése (vagy az elsődleges költségvetési többlet növekedése) növeli a konjunktúraciklusok együttmozgásának mértékét.

Egy konkrét példa segítheti kutatásunk céljának jobb megértését. Amikor 1992-ben aláírták a maastrichti szerződést, az olasz költségvetési deficit a GDP 10,7 százalékát tette ki, és már egy évtizede 11 százalék körül – vagy afelett – mozgott. Ez szöges ellentétben állt a német költségvetési deficittel, ami a GDP 2,6 százaléka volt 1992-ben (*EC* [2005] 7.A táblázata). Az európai monetáris unióhoz való csatlakozás kényszerítő hatása – vagyis a maastrichti kritériumoknak való megfelelés – következtében ez a különbség körülbelül nyolc százalékponttal zsugorodott; 1999 elejére Olaszország költségvetési deficitje 1,7 százalékra csökkent, és már sokkal közelebb állt a német 1,5 százalékos deficithez. E tanulmányban feltesszük a kérdést, vajon a fiskális konvergencia ilyen mértéke lehetett-e hatással Németország és Olaszország konjunktúraciklusainak összehangolására. Egy másik példa: 1991-ben az eurózóna 12 tagállamának költségvetési deficit/GDP arányának szórása 4,1 százalék volt, 1999-ben viszont már csak 2,1 százalék – vajon a fiskális pozíciók ilyen mértékű konvergenciája hatással volt-e az európai monetáris unió indulásakor a konjunktúraciklusok összehangolására?³ Azt tapasztaljuk, hogy a kérdésre adható válasz általában pozitív képet vetít elénk; a szélesebb körből merített

¹ Az EU-terminológiában az EMU az Economic and Monetary Union (Gazdasági és Monetáris Unió) rövidítése, amely nem azonos az eurózónával. Minden EU-tagország tagja a Gazdasági és Monetáris Uniónak, de jelenleg csak tizenketten tagjai az eurózónának. A tudományos szakirodalomban az EMU-n általában az európai monetáris uniót értik. E tanulmányban az elfogadott szóhasználatot követjük, és az EMU-n az *eurózónát* értjük.

² Egyelőre figyelmen kívül hagyjuk a monetáris intézmények és a monetáris politika felépítését. Ezek fontosak mind a maastrichti szerződés, mind az optimális valutaövezet szempontjából, de valójában nem hordoznak sem nemzeti, sem nemzetközi tulajdonságokat. A két kritériumrendszer között azonban ebben e tekintetben igen sok az átfedés.

³ Itt is *EC* [2005] 7.A táblázatát használjuk. További elemzésekért lásd *Fatás–Mihov* [2003b].

OECD-adatok arra utalnak, hogy a fiskális konvergencia (akár a teljes, akár az elsődleges költségvetési egyenleget vesszük figyelembe) rendszerint jobban összehangolt gazdasági tevékenységgel jár. *Akár szándékos volt, akár nem, a maastrichti konvergencia-kritériumok alkalmazásának lehetett olyan hatása, aminek következtében az eurózónába lépő országok egy optimális valutaövezet kialakításának irányába mozdultak el, mivel a fiskális konvergencia a konjunktúraciklusokat is jobban összehangolja!*

Ennél a pontnál azonban hangsúlyoznunk kell, hogy nincs tudomásunk olyan elméleti modellről, amely összekapcsolná a fiskális konvergenciát a konjunktúraciklusok összehangolódásával. Ennek ellenére úgy gondoljuk, hogy nem okoz különösebb nehézséget az általunk megállapított eredmények megértése. A fiskális konvergenciára – meghatározásunk szerint – általában azért van szükség, mert egy felelőtlen költségvetési politikát folytató ország – vagyis olyan ország, amely tartósan nagy költségvetési deficittel küzd – reformokat hajt végre, és ezáltal csökkenti más országok költségvetési pozíciójával szembeni eltérései mértékét. Ebből következik, hogy a felelőtlen költségvetési politikát folytató országok azok, amelyek aszimmetrikus sokkokat képesek produkálni. Tehát, ha egy ország csökkenti költségvetési deficitjét, ezzel párhuzamosan csökken az aszimmetrikus sokkhatások létrehozásának lehetősége, illetve valószínűsége, és ezzel képes növelni konjunktúraciklusának a többi ország ciklusával való összhangját. Vagyis a fiskális konvergencia növeli a konjunktúraciklusok összehangolódását, mivel a felelős fiskális magatartás kevésbé aszimmetrikus.

Megjegyezzük továbbá, hogy nincs tudomásunk arról, hogy a maastrichti konvergencia-kritériumokat megfogalmazó szakemberek szándékosan úgy dolgozták volna ki azokat, hogy kapcsolódjanak az optimális valutaövezeti kritériumokhoz, akár közvetve, akár közvetlenül. Úgy tűnik, hogy az általunk feltérképezett hatás véletlenszerű pozitív velejárója volt a konvergenciafolyamatnak.

A következő részben a módszertant ismertetjük, majd a fiskális konvergencia és a konjunktúraciklusok együttmozgása közötti kapcsolatot vizsgáljuk, ezt követően a költségvetési deficittek és a konjunktúraciklusok változékonyságának az összefüggéseit elemezzük. Végül röviden összefoglaljuk következtetéseinket.

Módszertan

Hogyan kellene hatnia a tartós fiskális divergenciának a konjunktúraciklusok együttmozgására? Tudomásunk szerint a szakirodalom ez idáig tudományosan nem vizsgálta ezt a kérdést.

Egy ország gazdaságára hatással lehetnek aszimmetrikus sokkhatások (például árfolyam és/vagy bérjellegű sokkhatások). Továbbá, a közös külső sokkoknak (például olajársokk) is lehetnek aszimmetrikus hatásai, ha a sokkoknak az adott országon belül eltérő a towaterjedésük. Ha ezek az aszimmetrikus hatások tartósak, és diszkrecionális költségvetési politikával vagy a költségvetés stabilizáló hatású automatizmusaival részben sikerül semlegesíteni őket, akkor a fiskális *divergencia* elvben nagyobb mértékű együttmozgást tehet lehetővé a konjunktúraciklusokban. Tegyük fel, például, hogy Ausztria és Belgium azonos költségvetési pozícióval indul, és konjunktúraciklusaik tökéletesen összehangoltak. Ausztriát tartós negatív sokkhatás éri, amelyre a költségvetési politika expanzív eszközökkel reagál a ciklust érő hatások semlegesítése érdekében. Ebben az esetben Ausztria konjunktúraciklusa összhangban marad a belga gazdaság ciklusával, *egyéb feltételek azonosságá esetén*, miközben az osztrák költségvetési deficit eltér a belga deficitétől.

Természetesen bizonyos országok költségvetési politikája prociklikus, amint azt *Gavin-*

Perotti [1997] és *Lane* [2003] is kimutatták (lásd még *Kaminsky és szerzőtársai* [2004], valamint *Aguiar és szerzőtársai* [2005]). Ugyanakkor, a költségvetési politika is lehet sokkhatások forrása, például tisztán politikai okokból (lásd például *Brender–Drazen* [2004]). Tegyük fel, hogy az osztrák költségvetési politika expanzív eszközökhöz nyúl, és osztrák expanziót generál, miközben sem Belgiumot, sem Ausztriát nem érte sokkhatás. Ebben az esetben a fiskális divergencia csökkenteni fogja a konjunktúraciklus összehangolását.

Elméleti megközelítésből tehát a kérdés nem egyértelmű. Ha a költségvetési politikák divergenciája lényegében az aszimmetrikus sokkhatásra adott válaszként fogható fel, akkor a divergencia éppen a megnövelt konjunktúraciklus együttmozgását segítheti; ha a fiskális sokkhatások maguk indítják be a konjunktúraciklus ingadozásait, akkor akár az ellenkezője az igaz. Tartós sokkhatások nélkül talán egyáltalán nincs is kapcsolat a költségvetési politikák divergenciája és a konjunktúraciklusok összehangolódása között. A kérdés tehát végső soron empirikus szinten dől el. Miközben nyugtalanítóan találjuk egy formális modell hiányát, ennek ellenére nem látunk más lehetőséget, minthogy empirikus vizsgálatokkal keressük a választ.

A szakirodalomban még nem foglalkoztak az általunk vizsgált kérdéssel, így pusztán néhány kapcsolódási pontot tudunk kiemelni más munkákkal. Több szerző érvel amellett, hogy létezik globális konjunktúraciklus (például *Gerlach* [1988], *Lumsdaine–Prasad* [1997], *Darvas–Szapáry* [2005], *Canova és szerzőtársai* [2004]), és hogy ez a jelentős aszimmetrikus hatások hiányára utal. *Fatás–Mihov* [2003a] 91 országra vonatkozóan tanulmányozzák a diszkrecionális költségvetési politikát, és arra a következtetésre jutnak, hogy „azok a kormányok, amelyek agresszívan alkalmazzák költségvetési politikájukat, jelentős makrogazdasági változékonyságot hoznak létre” (1419 o.), vagyis a kibocsátás változékonyságát. Hasonlóképpen *Fatás–Mihov* [2004] az Egyesült Államok államait tanulmányozzák, és megállapítják, hogy a törvényben rögzített költségvetési szabályok, megszorítások kisebb mértékű ingadozásokhoz vezetnek a költségvetési politikában, és kiegyenlítettebb konjunktúraciklusokat generálnak; megállapítják, hogy „a költségvetési politika jelentős forrása a konjunktúraciklusok változékonyságának az Egyesült Államok államaiban, és ezért ha korlátozzák a politikusok mozgásterét, a gazdasági ciklusok kevésbé változékonyak lesznek” (23 o.). *Lane* [2003] az OECD-országokat tanulmányozva, kapcsolatot talált a kibocsátás változékonysága és a prociklikus költségvetési politika között. A tanulmányunkhoz talán a legközelebb álló munka *Kose és szerzőtársai* [2003], akik az egyes országok konjunktúraciklusai globális konjunktúraciklussal való együttmozgásának meghatározó elemeit tanulmányozták. Megállapításaik egyik lehetséges értelmezése az, hogy „a költségvetési politikák felerősítik az országspecifikus ingadozásokat” (62. o.).

Mindazonáltal, tudomásunk szerint, ez idáig senki sem vizsgálta a nemzeti költségvetési politikák divergenciája és az egyes országok konjunktúraciklusainak összehangolása közötti kapcsolatot. Tanulmányunkban ezt a kérdést fogjuk vizsgálni.

A vizsgálódási keret

Érdeklődésünk a költségvetési politikák országonkénti tartós eltérése és a konjunktúraciklusok együttmozgása közötti kapcsolat vizsgálatára irányult. Arra is kíváncsiak voltunk, hogy a költségvetési politika országonkénti átlagos *szintjének* milyen hatása van a konjunktúraciklus együttmozgására.⁴

A fiskális divergencia mérésére az egyes országok között az állami költségvetési többlet

⁴ Röviden megvizsgáljuk más maastrichti kritériumok hatásait is, mint például az inflációra, valutaárfo-lyamokra stb. vonatkozó kritériumokat.

(+) vagy deficit (-) közötti különbséget használjuk (a GDP százalékában). 1999-ben, az osztrák deficit a GDP 2,3 százaléka volt, míg a belga deficit 0,4 százalék. Tehát az általunk alkalmazott mérték szerint, az osztrák–belga fiskális divergencia 1999-ben 1,9 százalék volt. Számításaink során azonban nem évről évre néztük az adatokat, hanem – az alapesetben – évtizedes átlagokat használtunk (például 0,98 volt ez az érték az osztrák–belga esetben 1994–2003 között). A fiskális eltérést tehát a következőképpen számítjuk ki:

$$\text{FISCALDIVERGE}_{ijt} \equiv 0,1 \sum_{\tau} (| \text{BUDG}_{it} - \text{BUDG}_{jt} |), \quad (1)$$

ahol BUDG_{it} az állami költségvetési többlet (+) vagy deficit (-), a t -edik időpontban, az i -edik országban (a GDP százalékában kifejezve), és az átlagolás egy tízéves periódus éves adataira történik. Minél nagyobb a FISCALDIVERGE értéke, annál nagyobb a két ország közötti költségvetési pozíció átlagos eltérése.⁵

A maastrichti konvergenciakritériumot a teljes költségvetési pozícióra (a GDP százalékában) fogalmazták meg, így természetesen ezt a mutatót használtuk. Megvizsgáltuk ugyanakkor az elsődleges költségvetési egyenlegeket is (szintén a GDP százalékában kifejezve). Mivel az elsődleges költségvetési egyenleg nem tartalmazza a kamatfizetéseket (és ebből kifolyóan az államadósság szintjének hatását sem), jobban megjeleníti a diszkrecionális költségvetési politikát (valamint robusztussági vizsgálatként is működik).

Megjegyezzük, hogy a fiskális divergencia meghatározásának általunk használt mérőszáma nem áll kapcsolatban azzal, hogy a költségvetési politika prociklikus vagy – ellenkezőleg – kontraciklikus. Ezt azért fontos megjegyeznünk, mert a *stabilitási és növekedési paktummal* szemben felhozott egyik érvelés azon alapul, hogy a közös monetáris politikát fenntartó országoknak lehetőségük kell hogy legyen megfelelő kontraciklikus költségvetési politika folytatására. A költségvetési deficit átlagos *szintje* (amit mi használunk) azonban nincs összefüggésben azzal, hogy a költségvetési politika kontraciklikus vagy prociklikus, különösen akkor, ha az adatokat egy évtizedes időszakra átlagoljuk. Azok az országok, amelyek költségvetési politikájukat kontraciklikus módon alakítják, időnként tartós deficitekkel küzdenek, akárcsak a prociklikus költségvetési politikát folytató országok (lásd például *Gavin-Perotti* [1997]). Tanulmányunkban ezért nem a költségvetési politika ciklikus jellegére, hanem a költségvetési pozíciók közötti átlagos *eltérésre* koncentrálunk.

A költségvetési egyenlegek között nagyfokú eltérés mutatkozott a maastrichti szerződés aláírásának időpontjában. 1992-ben négy európai ország költségvetési deficitje haladta meg a GDP 6 százalékát (Belgium 8 százalék, Görögország 12,2 százalék, Olaszország 10,7 százalék és Egyesült Királyság 6,5 százalék), míg további négy ország költségvetési deficitje nem érte el a GDP 3 százalékát (Ausztria 1,9 százalék, Dánia 2,2 százalék, Németország 2,6 százalék és Luxemburg 0,3 százalék).⁶ A maastrichti szerződés ösztönözte a fiskális konvergenciát, mivel a leendő eurózóna tagországait alacsonyabb költségvetési deficit irányába terelte. Ezért találjuk érdekesnek azt a feladatot, hogy meghatározzuk, van-e – és ha igen, milyen – következménye a fiskális konvergenciának. Egyértelmű volt azonban az is, hogy a szerződés arra ösztönözte a tagországokat, hogy ne csak szinttől függetlenül hasonló deficitek irányába, hanem *alacsonyabb szintű* költségvetési deficit irányába konvergáljanak (a GDP 3 százalékánál nem több). Ennek megfelelően megvizsgáljuk a GDP százalékában kifejezett költségvetési deficit átlagos *szintjének* országok közötti különbségeinek hatását is. Ezt a következőképpen mérjük:

⁵ Egy évtized lényegesen hosszabb időszak egy tipikus konjunktúraciklus hosszánál, így a konjunktúraciklus hatásai minden bizonnyal nem jelentkeznek már a mérőszámunkban. Mindazonáltal a robusztussági vizsgálatok között megvizsgáltuk 20 éves, valamint 40 éves átlag használatát is, amelyek kvalitatíve azonos eredményre vezettek.

⁶ *Gavin-Perotti* [1997], *EC* [2005] 7.A táblázata. *Buti-Gudice* [2002] áttekintik a maastrichti kritériumokat és idevágó irodalmát.

$$\text{AVGFISCAL}_{ijt} \equiv 0,1 \sum_{\tau} (\text{BUDG}_{it} + \text{BUDG}_{jt}) / 2. \quad (2)$$

A teljes egyenleg mellett itt is megvizsgáljuk az elsődleges költségvetési pozíciót is.

A másik, általunk alkalmazott fontos változó a konjunktúraciklusok együttmozgása. Azért koncentrálnak erre, mert vitathatatlanul a legfontosabb kritérium a hagyományos Mundell-féle optimális valutaövezetre vonatkozó kritériumok közül. Az összehangoltabb konjunktúraciklusokkal rendelkező régióknak kevésbé van szükségük egyéni monetáris politikákra, és ebből kifolyólag sokkal felkészültebbek a valutaunióra. Természetesen nem ez az egyetlen feltétel, de jó kiindulási pontnak látszik a maastrichti kritériumrendszer és a Mundell-féle modell közötti lehetséges kapcsolat feltérképezésére.

Számításainkhoz két ország (i -edik és j -edik) közötti szinkronizáció mértékére van szükség egy adott évtizedben (τ). Erre nincs egyetlen helyes számítási mód, ezért több lehetséges mérőszámot használtunk. Kiindulási pontként két fő gazdasági mutató ciklusait vizsgáljuk: a GDP reálértékét és a munkanélküliségi rátát éves adatok alapján. A szinkronizáció méréséhez először trendszűrést végeztünk a változóknál, hogy a konjunktúraciklus ingadozásaira koncentrálnassunk, két különböző módon: 1. éves változásokat számítva (a GDP-nél logaritmusszűrés); 2. a jól ismert Hodrick–Prescott [1997] (HP) szűrt alkalmazva (amit az éves adatoknál szokásos 100-as súlyozási paraméterrel használunk). Miután a teljes rendelkezésre álló mintára elvégezzük a változókra vonatkozó trendszűrést, ki tudjuk számítani a ciklusok korrelációját az egyes évtizedekben. Például, kiszámítjuk a korrelációt a (HP-szűrt) osztrák és belga GDP között, 1964-től 1973-ig. Ezek mellett más mércéket is megvizsgálunk majd, hogy biztosítsuk eredményeink érzéketlenségét az alapul szolgáló gazdasági tevékenység és a trendszűrés módszer között. Használjuk az ipari termelést is, trendszűrést végzünk a Baxter–King-féle (BK) frekvenciatartomány szűrővel (Baxter–King [1999]), valamint Alesina–Barro–Tenyaro [2002] módszerével.

Adatok

Számításaink alapváltozatában 21 OECD-tagországot vizsgálunk (lásd *Függelék*). Adatbázisként elsősorban az OECD *Economic Outlook* című adatbázisát használjuk.⁷ Alapadataink éves megfigyeléseket tartalmaznak, de negyedéves adatokat is használunk (amelyek között több adat hiányzik) számításaink robusztusságának alátámasztására. Az adatcsoport az 1964-től 2003-ig tartó időszakot öleli fel, amelyet négy évtizedre bontunk (1964–1973, 1974–1983, 1984–1993 és 1994–2003). Az országokat páronként vizsgáljuk az összes lehetséges párosításban, azaz 210 [= (21 × 20)/2] országpárunk van évtizedenként, így panelvizsgálatunk maximális lehetséges mérete 840 megfigyelés. Az érzékenységvizsgálat során az országok számát 115-re egészítjük ki (lásd *Függelék*), ekkor az országpárok száma 115 × 144 = 6555-re emelkedik, így az évtizedes mintánk maximális elemszáma 6555 × 4 = 26226.⁸

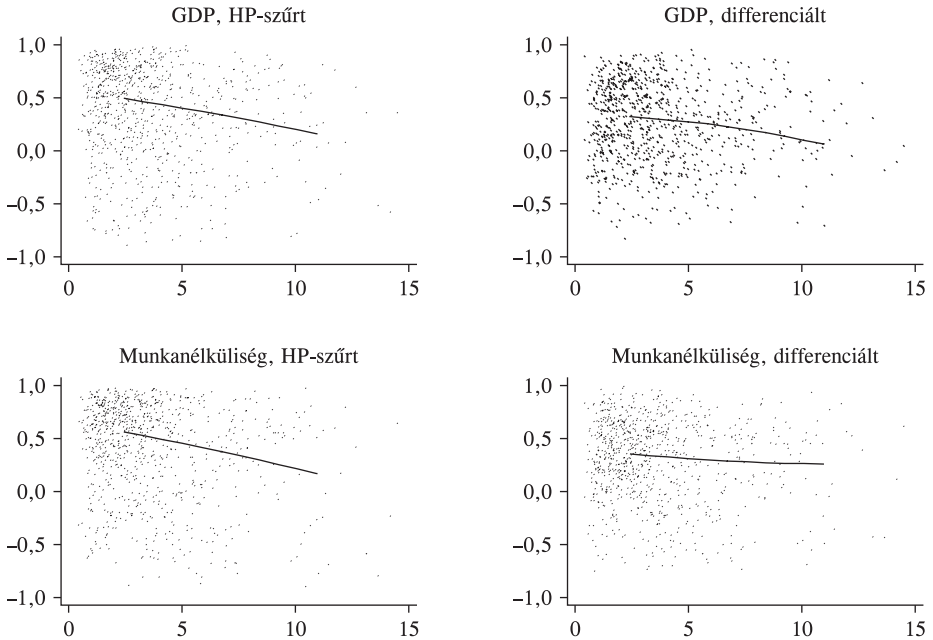
Az 1. ábra négy egyszerű keresztábrát mutat be a konjunktúraciklusok szinkronizációja és a fiskális divergencia között. A négy részára a gazdasági ciklus általunk használt négy alapmutatója felhasználásával készült (GDP és munkanélküliség, differenciálva és HP-szűrve). A grafikon két tengelyén mért változó közötti kapcsolat ábrázolására egy

⁷ Az OECD *Economic Outlook* mellett a következő adatbázisokat használtuk még: OECD Quarterly National Accounts, OECD Tax Database, IMF International Financial Statistics, IMF Direction of Trade Statistics, Frankel–Rose [1998], EC AMECO database, Reinhart–Rogoff [2004]. Az egyes adatbázisokból származó idősorok felsorolása részletesen megtalálható a tanulmány munkafüzet-változatában, lásd Darvas–Rose–Szapáry [2005].

⁸ A hiányzó adatok miatt mind az OECD-minta, mind pedig a világ 115 országát felölelő minta esetében általában a maximális értékeknél kisebb a ténylegesen használt megfigyelésszám.

1. ábra

Konjunktúraciklusok együttmozgása és fiskális divergencia (teljes költségvetési egyenleg alapján)
Keresztábra, OECD-országok, 1964–2003



Y tengely: korrelációs együtthatók,
X tengely: fiskális divergencia

nem-parametrikus regressziós görbét is bemutatunk; ezek nem túl szoros negatív összefüggést mutatnak a két változó között. Ha csak a legutóbbi évtizedet (1994–2003), vagy pedig csak az eurózóna tagországokat nézük, hasonló ábrákat láthatunk (lásd *Darvas–Rose–Szapáry* [2005]). A 2. ábra hasonló módon mutatja a szinkronizáció és a fiskális divergencia összefüggését az *elsődleges* (és nem a teljes) költségvetési egyenleg alapján. Az ábrákon vizuálisan jól látható a fiskális divergencia és a konjunktúra ciklusok együttmozgása közötti negatív kapcsolat. A fenti ábrák azonban csak parciális kapcsolatokat mutatnak; a következő szakaszokban kontrollváltozók mellett vizsgáljuk a kapcsolat erősségét.

Becslési módszertan

Empirikus stratégiánk *Frankel–Rose* [1998] tanulmányt követi, amelyben a szerzők a külkereskedelem és a konjunktúraciklusok együttmozgásának kapcsolatát vizsgálták.

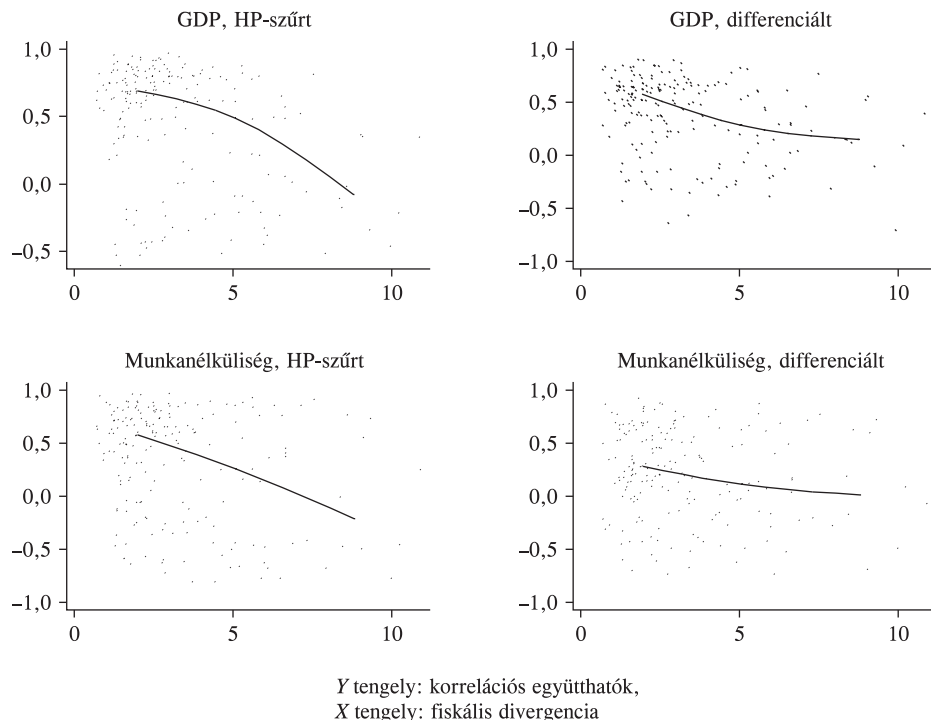
Az általunk becsült regressziók, amelyek – mint említettük – nem egy strukturális modellel alapulnak, az (3) általános formát öltik:

$$\text{Corr}(v, s)_{ijt} = \alpha + \beta \text{FISCALDIVERGE}_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (3)$$

ahol $\text{Corr}(v, s)_{ijt}$ jelöli a korrelációs együtthatót v gazdasági mutatót tekintve (GDP vagy a munkanélküliségi ráta), s módszerrel trendszűrve (differenciálás vagy HP-szűrés), az i -edik ország és j -edik ország között a τ évtizedben. $\text{FISCALDIVERGE}_{ijt}$ a fiskális divergenciát mutatja a τ évtizedben i -edik és j -edik országok között – lásd (1) képlet. Végezetül pedig,

2. ábra

Konjunktúraciklusok együttmozgása és fiskális divergencia
(elsődleges költségvetési egyenleg alapján)
Keresztábra, OECD-országok, 1964–2003



ε_{ijt} a fiskális divergencia hatásain túlmenően mutatja a korrelációjára ható számtalan hatást, α és β pedig a megbecsülendő regressziós együtthatók.

Minket elsősorban a β meredekség-együttható érdekel. A β negatív becslt értéke azt mutatja, hogy a fiskális divergencia növekedése a konjunktúraciklusok kisebb mértékű együttmozgásával függ össze. Vagyis a fiskális konvergencia összehangoltabb konjunktúraciklusokhoz kapcsolható.

Az egyszerű legkisebb négyzetek módszerének használata a mi esetünkben több okból is helytelen lehet. Először is, előfordulhatnak mérési hibák a fiskális divergenciában (különösen azért, mert magának a költségvetési pozíciónak a mérése is nehéz). Sokkal nagyobb gondot okozhat azonban a szimultaneitás, hiszen a konjunktúraciklus befolyásolja az egyes országok költségvetési pozícióját, és hatással lehet a fiskális divergenciára is.

Ennek megfelelően becsléseinket mind a legkisebb négyzetek módszerével, mind pedig instrumentális becsléssel is elvégezzük. Instrumentumaink az állami szektor tevékenységének méretéhez és összetételéhez kapcsolódnak (illetve azoknak az egyes országok közötti különbségeihez), mivel a közpénzügyi/politikai gazdaságtani szakirodalom ezeket tartja meghatározónak (például *Alesina–Perotti* [1997], *Lane* [2003]). Ezért felhasználunk részben a költségvetési kiadásokhoz kapcsolódó változókat (mint például állami beruházások és nem bér jellegű fogyasztás), részben pedig a bevételekhez köthető változókat (például közvetlen és közvetett adók); természetesen mindegyik változót a GDP százalékában kifejezve. Bemutatjuk majd, hogy a két becslési eljárás eredményei konzisztensek egymással, és azt is megmutatjuk, hogy eredményeink szempontjából teljesen mindegy, hogy pontosan

milyen instrumentumokat alkalmazunk. Továbbá a szimultaneitási problémát úgy is megpróbáljuk minimalizálni, hogy alapesetben évtizedes, az érzékenységi vizsgálatokban 20, valamint 40 éves időszakokat használunk a változások kiszámítására.

Empirikus eredmények

A fiskális konvergencia és a konjunktúraciklus összehangolására vonatkozó első eredmények

Főbb eredményeinket az 1. és 2. táblázatban mutatjuk be. Ezek a táblázatok a β becsléseit mutatják, vagyis a fiskális divergenciának a konjunktúraciklus összehangolására gyakorolt becslött hatását. A robusztus standard hibák a becslött együtthatók alatt található zárójelben. Egy (két) csillag jelöli, ha a becslött együttható szignifikánsan eltér a nullától a 0,05 (0,01) megbízhatósági szinten. Az 1. táblázatban mutatjuk be a legkisebb négyzetekkel (LN) számított eredményeket, míg az instrumentális változós (IV) becsléseink a 2. táblázatban szerepelnek.

1. táblázat

A fiskális divergencia hatása a konjunktúraciklusok együttmozgására, a legkisebb négyzetek módszerével számítva

Megnevezés	GDP		Munkanélküliség	
	HP-szűrt	differenciált	HP-szűrt	differenciált
Alapbecslés	-0,036** (0,006)	-0,024** (0,005)	-0,048** (0,006)	-0,028** (0,005)
Párspecifikus fix hatások	-0,022** (0,008)	-0,010 (0,007)	-0,034** (0,009)	-0,005 (0,008)
Évtizedhatások nélkül	-0,027* (0,006)	-0,013** (0,005)	-0,032** (0,006)	-0,016** (0,006)
Eurózonapárok nélkül	-0,039** (0,007)	-0,026** (0,006)	-0,050** (0,007)	-0,029** (0,006)
Eurózonapárok dummy felvétele	-0,036** (0,006)	-0,024** (0,005)	-0,048** (0,006)	-0,028** (0,005)
Minta másik fele	-0,055** (0,009)	-0,040** (0,007)	-0,073** (0,010)	-0,045** (0,009)
2 σ kiugró értékek nélkül	-0,040** (0,006)	-0,024** (0,004)	-0,046** (0,006)	-0,028** (0,005)
Hat kis ország nélkül	-0,016 (0,011)	0,000 (0,009)	-0,075** (0,011)	-0,052** (0,010)
Csak G-7	-0,012 (0,019)	-0,010 (0,017)	-0,064* (0,025)	-0,061* (0,023)
Kereskedelem/GDP arányszám felvétele	-0,030** (0,006)	-0,018** (0,005)	-0,042** (0,006)	-0,022** (0,005)
Gravitációs magyarázó változókkal	-0,036** (0,006)	-0,023** (0,005)	-0,050** (0,006)	-0,028** (0,005)
Független változó variánsa	-0,031** (0,006)	-0,023** (0,005)	-0,044** (0,005)	-0,027** (0,005)
Elsődleges költségvetési deficit	-0,054** (0,009)	-0,044** (0,007)	-0,051** (0,010)	-0,027** (0,009)

1. táblázat folytatása

Megnevezés	GDP		Munkanélküliség	
	HP-szűrt	differenciált	HP-szűrt	differenciált
Elsődleges költségvetési deficit, hat kis ország nélkül	-0,047** (0,015)	-0,029** (0,012)	-0,075** (0,017)	-0,035* (0,014)
Elsődleges költségvetési deficit, csak G-7	-0,042 (0,028)	-0,035 (0,020)	-0,073* (0,031)	-0,055* (0,025)
Maastrichttól való eltérés	-0,013 (0,009)	-0,012 (0,007)	-0,041** (0,008)	-0,023** (0,007)
Költségvetés szórása	-0,084** (0,014)	-0,049** (0,011)	-0,077** (0,015)	-0,034* (0,014)
Átlagos költségvetési pozícióval	-0,044** (0,006)	-0,026** (0,005)	-0,050** (0,006)	-0,027** (0,006)
Átlagos elsődleges költségvetési pozícióval	-0,040** (0,008)	-0,026** (0,007)	-0,057** (0,008)	-0,032** (0,008)

A függő változó a korrelációs együttható (évtizedekre kiszámítva) i -edik és j -edik ország közötti trend-szűrt idősorainál. A táblázatban szereplő együtthatók a fiskális divergenciának, azaz a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési többlet/deficit abszolút értékben kifejezett különbsége átlagának a hatását mutatják a konjunktúraciklusok együttlomzására. A robusztus standard hibákat zárójelben tüntettük fel. Az évtizedhatások és a konstans mindegyik becslésben szerepelnek (kivéve a táblázat harmadik adatsorát).

Egy (két) csillaggal jelöltük azokat az együtthatókat, amelyek szignifikánsan eltérnek a zérustól a 0,05 (0,01) szinten. Az adatsorozat maximum $21 \times 20/2 = 210$ országpárt tartalmaz négy évtizedre (1964–1973, 1974–1983, 1984–1993, 1994–2003). Hat kis ország: Dánia, Finnország, Görögország, Írország, Norvégia és Új-Zéland.

A független változó variánsa a fiskális különbség átlagának abszolút értéke (és nem a különbség abszolút értékének átlaga). A költségvetés szórása a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési többlet/deficit abszolút különbségének szórása (természetesen egy adott évtizedben számolva).

2. táblázat

A fiskális divergencia hatása a konjunktúraciklusok együttlomzására, instrumentális változók becsléssel számítva

Megnevezés	GDP		Munkanélküliség	
	HP-szűrt	differenciált	HP-szűrt	differenciált
Alapbecslés	-0,16** (0,04)	-0,11** (0,03)	-0,15** (0,04)	-0,11** (0,03)
Párspecifikus fix hatások	-0,23** (0,08)	-0,16** (0,06)	-0,25** (0,08)	-0,14* (0,06)
Évtizedhatások nélkül	-0,17** (0,04)	-0,13** (0,04)	-0,16** (0,04)	-0,11** (0,03)
Eurózónapárok nélkül	-0,12** (0,03)	-0,07** (0,02)	-0,11** (0,03)	-0,07** (0,02)
Eurózónapárok dummy felvétele	-0,12** (0,03)	-0,08** (0,02)	-0,11** (0,03)	-0,07** (0,02)
Minta másik fele	-0,19** (0,04)	-0,11** (0,03)	-0,16** (0,04)	-0,11** (0,03)
2σ kiugró értékek nélkül	-0,19** (0,03)	-0,13** (0,02)	-0,19** (0,04)	-0,14** (0,03)
Hat kis ország nélkül	-0,15* (0,06)	-0,13** (0,05)	-0,20** (0,06)	-0,11* (0,04)
Csak G-7	-0,14 (0,09)	-0,16 (0,09)	-0,23* (0,10)	-0,12* (0,06)

2. táblázat folytatása

Megnevezés	GDP		Munkanélküliség	
	HP-szűrt	differenciált	HP-szűrt	differenciált
Kereskedelem/GDP arányszám	-0,09**	-0,05**	-0,06**	-0,04*
felvétele (Gravitációs IV)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)
Gravitációs magyarázó változókkal	-0,08**	-0,05**	-0,06**	-0,03
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Független változó variánsa	-0,14**	-0,10**	-0,14**	-0,09**
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,02)
Elsődleges költségvetési deficit	-0,15**	-0,13**	-0,19**	-0,10**
	(0,04)	(0,03)	(0,05)	(0,03)
Elsődleges költségvetési deficit, hat kis ország nélkül	-0,12**	-0,09**	-0,16**	-0,06*
	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
Elsődleges költségvetési deficit, csak G-7	-0,16*	-0,14*	-0,18	-0,07
	(0,08)	(0,06)	(0,09)	(0,05)
Maastrichttől való eltérés	-0,03	-0,05	-0,09*	-0,06*
	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
Átlagos költségvetési pozícióval	-0,15**	-0,12**	-0,16**	-0,11**
	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
Átlagos elsődleges költségvetési pozícióval	-0,14**	-0,09**	-0,12**	-0,10**
	(0,05)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
IV 1. variáns	-0,16**	-0,12**	-0,29**	-0,25**
	(0,05)	(0,04)	(0,06)	(0,06)
IV 2. variáns	-0,14**	-0,08*	-0,08**	-0,03
	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
IV 3. variáns	-0,18**	-0,10*	-0,12**	-0,07*
	(0,06)	(0,04)	(0,05)	(0,03)
IV 4. variáns	-0,19**	-0,15**	-0,20**	-0,15**
	(0,06)	(0,05)	(0,05)	(0,04)

A függő változó a korrelációs együttható (évtizedekre kiszámítva) i -edik és j -edik ország közötti trend-szűrt idősorainál.

A táblázatban szereplő együtthatók a fiskális divergenciának, azaz a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési többlet/deficit abszolút értékben kifejezett különbsége átlagának a hatását mutatják a konjunktúraciklusok együttmozgására. A robusztus standard hibákat zárójelben tüntettük fel. Az évtizedhatások és a konstans mindegyik becslésben szerepelnek (kivéve a táblázat harmadik adatsorát). Egy (két) csillaggal jelöltük azokat az együtthatókat, amelyek szignifikánsan eltérnek a zérustól a 0,05 (0,01) szinten.

Eltérő megjegyzés hiányában a következő instrumentumokat használtuk: *a)* állami nem bér jellegű fogyasztás/GDP; *b)* állami beruházás/GDP; *c)* vállalkozásokat terhelő közvetlen adók/GDP és *d)* háztartásokat terhelő közvetlen adók/GDP. Az instrumentális változókat az országokénti különbségek abszolút értékeinek átlagként számítottuk, hasonlóan a fiskális divergencia (1) képletben jelzett számítási módszeréhez.

Az adatsort maximum $21 \times 20/2 = 210$ országpárt tartalmaz négy évtizedre (1964–1973, 1974–1983, 1984–1993, 1994–2003).

Hat kis ország: Dánia, Finnország, Görögország, Írország, Norvégia és Új-Zéland. A független változó variánsa a fiskális különbség átlagának abszolút értéke (és nem a különbség abszolút értékének átlaga). A költségvetés szórása a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési többlet/deficit abszolút különbségének szórása (természetesen egy adott évtizedben számolva).

Instrumentális változós becslés: 1. variáns: *a)* állami nem bér jellegű fogyasztás/GDP; *b)* állami beruházás/GDP; *c)* a munkát terhelő effektív adó a munkaköltség százalékában kifejezve és *d)* közvetett adók/GDP. 2. variáns: *a)* állam által fizetett szociális juttatások/GDP; *b)* állam által kifizetett bérek/GDP és *c)* vállalkozásokat terhelő közvetlen adók/GDP. 3. variáns: *a)* háztartásokat terhelő közvetlen adók/GDP; *b)* közvetett adók/GDP és *c)* vállalkozásokat terhelő közvetlen adók/GDP. 4. variáns: *a)* állami nem bér jellegű fogyasztás/GDP; *b)* állam által kifizetett bérek/GDP és *c)* állami beruházás/GDP.

Gravitációs változók: 1. távolság logaritmusa; 2. a területek szorzatának logaritmusa; 3. közös országghatár dummyja; 4. közös nyelv dummyja.

Mindkét táblázatban az első sor négy irányadó becslést tartalmaz, egyet-egyet az általunk bemutatott konjunktúraciklus összehangoltságának mérésére alkalmazott négy alapvető módszerrel kapcsolatban (oszlopokba rendezve). Mind a négy együtttható negatív, és igen magas statisztikai megbízhatósági szinten, eltér a zérustól mind a legkisebb négyzetes (LN), mind pedig az instrumentális változós (IV) esetében. A becslt nagyságrendek közgazdaságilag jelentősnek tekinthetők. A legkisebb négyzetes esetben a négy együtttható egyszerű átlaga $-0,034$. Ez arra utal, hogy a fiskális divergenciában az átlaghoz képest egy 2,5 százalékpontos csökkenés – ami a fiskális divergencia szórásának felel meg – körülbelül 0,085-tel növeli a vizsgált országpár konjunktúraciklusainak korrelációját, *egyéb feltételek változatlansága esetén*. Mivel a mintában az *átlagos* korrelációs együtttható 0,3 körül van, így a becslt hatás sem nem elhanyagolható, sem nem valószínűtlen. Az instrumentális változós eredmények körülbelül négyszer nagyobbak, és szintén statisztikailag szignifikánsak. Tekintettel a modellünk egyszerű voltára, megpróbáltuk konzervatíván eljárni azzal, hogy mind a legkisebb négyzetes, mind pedig az instrumentális változós becsléseket bemutatjuk, és megnyugtatónkat találjuk, hogy a legkisebb négyzetes és az instrumentális változós számítások is ugyanazt az előjelet mutatják.

Összegezve: első eredményeink azt mutatják, hogy a fiskális konvergencia növeli a konjunktúraciklusok összehangolását.

Érzékenységi elemzés

Első becsléseink egyszerű modellből származnak, ezért mielőtt komolyan vesszük azokat, fontos megvizsgálni azok robusztusságát. Az 1. és 2. táblázat további sorai az érzékenységi elemzéssel foglalkoznak. Különös figyelmet fordítottunk a következő robusztussági vizsgálatokra: *a)* becslési eljárások, *b)* mintaperiódus, *c)* kontrollváltozók bevonása és *d)* a fiskális divergencia alternatív mércéi. Ezek közül egy sem módosított azon az alapvető megállapításunkon, hogy a fiskális konvergencia összefüggésben áll a konjunktúraciklusok magasabb szinkronizációjával.

Elemzésünk országpárokat vizsgál különböző időintervallumokban. Ezért természetesen megvizsgáljuk az országpár-specifikus fix hatások hozzáadását. Az eredmények azt mutatják, hogy a becslt β negatív marad; statisztikai jelentősége valamelyest csökken, miközben gazdasági jelentősége számottevően megnő instrumentális változós esetben, és csökken legkisebb négyzetes esetben. Maguk a fix hatások együttesen nem szignifikánsak (kivéve a legkisebb egyenletek közül kettőnél). Úgy tűnik, hogy a becslt negatív β nem a fix hatásokra vezethető vissza. Hasonlóképpen, az évtized (időspecifikus) fix hatásainak elhagyása sem változtat a következtetésünkön.

Eredményeinket nem befolyásolja az eurózóna-megfigyelések tényleges kezelésének módja. Az eurózónához csatlakozó országpárok elhagyása nem rontja az eredményünket; ahogy az sem, hogy eurózónabeli országpárokhoz külön dummy változót rendelünk. A szignifikánsan negatív β becslésünket nem rontotta, ha a minta első két évtizedét elhagytuk, vagy ha elhagytunk minden olyan megfigyelést, ahol a becslt hibátag abszolút értéke két szórásnyinál nagyobb volt.⁹

Ha elhagyjuk a mintánkból a hat legkisebb országot (ezáltal megfelelve a rendelkezésünkre álló bilaterális megfigyelések számát), eredményeink továbbra is negatívak és szignifikánsak, amikor a munkanélküliséget használjuk a konjunktúraciklus mérésére; ez akkor is fennáll, ha csak a G-7 országok adatait használjuk.

⁹ Az árfolyam-ingadozásra való kontroll nem módosítja az eredményt; miképpen az sem, ha a mintát a csak korlátozott mértékű árfolyam-ingadozással jellemezhető országokra korlátozzuk.

Frankel–Rose [1998] bemutatja, hogy a kereskedelem integrációja növeli a konjunktúraciklusok összehangoltságát. Baxter–Kouparitsas [2005] rávilágított arra, hogy a konjunktúraciklusok együttmozgását meghatározó, a szakirodalom által felvetett tényezők (kivéve a jelen cikkben javasolt fiskális változókat) közül csak a kereskedelem integrációjának van robusztus hatása. Vajon csökkent-e a kereskedelemnek a regresszióba való felvétele a fiskális eltérés hatását? Nem. Hozzáadtuk az *i*-edik és a *j*-edik ország közötti bilaterális kereskedelmet, normalizálva az egyes országok GDP értékével, amelyet instrumentáltunk négy, a kereskedelem gravitációs modelljében használt földrajzi meghatározóval.¹⁰ Amint arra számítani lehetett, a kereskedelem pozitív és szignifikáns hatással van a konjunktúraciklusok összehangolására, de jelenléte kevésbé befolyásolja a fiskális divergencia hatását a konjunktúraciklusokra.¹¹ Eredményeinket az sem befolyásolja jelentősen, amikor egyenletünkben közvetlenül alkalmazzuk a négy gravitációs változót.¹²

A következő érzékenységi elemzéseink a fiskális divergencia változójának különböző variánsait alkalmazzák. Először, a két ország költségvetési pozíciója közötti átlagos eltéréseinek abszolút értékét vettük, és nem az abszolút érték átlagát – ahogy az (1) egyenlet mutatta. Mivel a költségvetési egyenlegek általában meglehetősen tehetetlenek, ez a variáns az első számításainkhoz majdnem tökéletesen illeszkedő eredményeket adott. Másodszor, az elsődleges költségvetési deficitet (abszolút eltéréseinek átlagát) vesszük a teljes költségvetési deficit helyett: a becslések abszolút értékben magasabb paraméterekhez vezetnek, amelyek statisztikailag szignifikánsak.¹³ Ezek a szignifikánsan negatív becslések megmaradnak mind a G–7 országok, mind pedig a mintánkban szereplő legnagyobb 15 ország esetében (mind GDP, mind a munkanélküliség vonatkozásában). Úgy tűnik tehát, hogy eredményeink nem valamely meghatározott országcsoportnak köszönhetőek, hanem különböző csoportosítás esetén is érvényesek maradnak.

Használtuk még a két ország költségvetési deficitje és a maastrichti kritérium által előírt, maximálisan a GDP 3 százalékát elérő hiány közötti eltérést is.¹⁴ Itt már gyengébb eredmények születtek; csak akkor kapunk statisztikailag szignifikáns eredményt, ha a munkanélküliséget használjuk a szinkronizáció mérésére. Tehát, a maastrichti konvergenciakritériumtól (amely egyben a *stabilitási paktum* által is meghatározott felső határérték) való eltérések nem gyakorolnak különösebb hatást a ciklusok összehangolására.¹⁵

Az 1. táblázat alulról a harmadik sorában a két ország költségvetési egyenleg/GDP mutatói különbségének a szórását használtuk az alapértelmezett fiskális divergencia mértéke helyett. A becslések továbbra is azt mutatják, hogy az egyes országok költségvetési pozícióinak eltérése csökkenti a konjunktúraciklusok összehangoltságát, amelyek alátámasztják első eredményeinket.

¹⁰ A négy instrumentális változó a következő: 1. a két ország közötti bilaterális távolság természetes logaritmus, 2. az országterületek szorzatának logaritmus, 3. a közös országghatár dummy változója és 4. a közös nyelv dummy változója.

¹¹ Ez nem meglepő, mivel a kereskedelem szinte semmilyen korrelációt sem mutat a fiskális divergenciával.

¹² Eredményeink nem változnak akkor sem, amikor az inflációs különbséget használjuk kontrollváltozóként, amit a monetáris politika egy lehetséges (bár tökéletlen) mércéjének tekinthetünk.

¹³ Az OECD által számított mérőszámot használjuk: „elsődleges költségvetési egyenleg, ciklikusan kiigazítva, a potenciális GDP százalékában kifejezve”.

¹⁴ Ezt a következőképpen fogalmazzuk meg. Ha mindkét országban 3 százaléknál kisebb a hiány, akkor a kettőjük közötti eltérés nulla. Ha az egyik megfelel a kritériumnak, és a másiknak a deficitje mondjuk a GDP 4 százalékát teszi ki, akkor az eltérés a GDP 1 százaléka. Ha egyik sem felel meg a kritériumnak, és mondjuk az egyik ország deficitje 5 százalék, a másiké pedig 6 százalék, akkor a kettőjük közötti eltérés szintén a GDP 1 százaléka.

¹⁵ Ez nem meglepő, hiszen kevés okunk van azt gondolni, hogy a 3 százalékos szinten való konvergencia más hatással lenne a konjunktúraciklusok összehangolására, mint egy másik deficit szinten való konvergencia.

Azt is megvizsgáljuk, hogy a fő megállapításunk (amely szerint a fiskális divergencia csökkenti a konjunktúraciklusok összehangoltságát) megmarad-e a költségvetési pozíció átlagos *szintjének* bevonása esetén. Vagyis hozzáadjuk az AVGFISCAL-ként definiált változónkat a – (2) képlet – alapértelmezett egyenlethez, és a becslést újra elvégezzük. Amint az 1. és 2. táblázat utolsó soraiban is látható, a fiskális divergencia hatása a konjunktúraciklusok összehangolására nem változik, amikor kontrollváltozóként bevonjuk az (országpáronkénti) költségvetési deficit átlagos szintjét; a becslést β továbbra is szignifikáns, közgazdasági és statisztikai szempontból is.

Megnyugtató számunkra, hogy a legkisebb négyzetes és az instrumentális változós becslések is negatív β -t jeleznek. Mindazonáltal nem vagyunk meggyőződve arról, hogy az instrumentális változóink minden szempontból megfelelőek.¹⁶ Az instrumentális alapbecslésünk első lépése a 3. táblázatban szerepel; bár az instrumentális változóink közül három szignifikáns, az R^2 csak 0,18. Ennek megfelelően négy további instrumentális-változó-csoportot is megvizsgálunk, különféleképpen párosítva az állami bevételek és kiadások egyes tételeinek mérőszámait. Ezeket az eredményeket a 2. táblázat utolsó sorai mutatják. Bár a becslést β gazdasági és statisztikai jelentősége is változik, azonban minden becslés negatív és nagy részük statisztikailag szignifikáns.¹⁷

3. táblázat
Az első lépcső

Megnevezés	Paraméter
Állami nem bér jellegű fogyasztás/GDP	-0,23** (0,06)
Állami beruházások/GDP	0,44** (0,14)
Vállalkozásokat terhelő közvetlen adók/GDP	0,44** (0,11)
Háztartásokat terhelő közvetlen adók/GDP	-0,02 (0,02)

A függő változó a fiskális divergencia – lásd (1) képlet –, a regresszorokat azonos módon számítottuk. A standard hibákat a zárójelben tüntettük fel. Egy (két) csillaggal jelöltük azokat az együtthatókat, amelyek szignifikánsan eltérnek a zérustól a 0,05 (0,01) szinten. Az adatcsoport maximum $21 \times 20/2 = 210$ országpárt tartalmaz négy évtizedre (1964–1973, 1974–1983, 1984–1993, 1994–2003). Az évtizedhatások és a konstans szerepelnek a becslésben.

További robusztussági ellenőrzések

A 4. táblázat további érzékenységi vizsgálatokat tartalmaz a konjunktúraciklusok szinkronizáltságának különféle mércéit alkalmazva. Bár az 1. és 2. táblázatban már négy lehetséges mérőszámot használtunk, érdemes továbbiakat is kipróbálni. A 4. táblázat 15 további szinkronizációs mérőszáma mutatja a fiskális divergencia becslést hatását a konjunktúraciklusok összehangoltságára. A táblázat két oszlopa a legkisebb négyzetes és az instrumentális változós becslések eredményeit tartalmazza.

¹⁶ Nem zárhatjuk ki a szimultaneitás lehetőségét a fiskális változók esetén.

¹⁷ Részletes számításokat végeztünk az instrumentális változóinkkal, különösen azok ciklikus érzékenységre való tekintettel, és megállapítottuk, hogy eredményeink robusztusak.

4. táblázat

Fiskális divergencia és a konjunktúraciklusok együttmozgásának alternatív mérőszámai

Mérőszám	LN	IV
Ipari termelés, HP-szűrt	-0,027** (0,005)	-0,08** (0,02)
Ipari termelés, differenciált	-0,014** (0,005)	-0,06** (0,02)
GDP, Alesina–Barro–Tenreiro	0,0005** (0,0001)	0,0019** (0,0005)
Egy főre jutó GDP, Alesina–Barro–Tenreiro	0,0004** (0,0001)	0,0018** (0,0005)
Munkanélküliség, Alesina–Barro–Tenreiro	0,026** (0,009)	0,027 (0,026)
Ipari termelés, Alesina–Barro–Tenreiro	0,0009** (0,0002)	0,0046** (0,0010)
GDP, Baxter–King	-0,029** (0,005)	-0,15** (0,03)
Munkanélküliség, Baxter–King	-0,030** (0,005)	-0,11** (0,03)
Ipari termelés, Baxter–King	-0,023** (0,005)	-0,07** (0,02)
Negyedéves GDP, HP-szűrt	-0,012* (0,005)	-0,09** (0,02)
Negyedéves GDP, differenciált	-0,023** (0,006)	-0,12** (0,03)
Negyedéves GDP, Baxter–King	-0,027** (0,004)	-0,18** (0,04)
Negyedéves ipari termelés, HP-szűrt	-0,021** (0,004)	-0,06** (0,02)
Negyedéves ipari termelés, differenciált	-0,016** (0,004)	-0,05** (0,02)
Negyedéves ipari termelés, Baxter–King	-0,025** (0,004)	-0,07** (0,02)
Negyedéves GDP, Alesina–Barro–Tenreiro	0,0003** (0,0001)	0,0022** (0,0005)
Negyedéves ipari termelés, Alesina–Barro–Tenreiro	0,0008** (0,0001)	0,0013* (0,0006)

Az instrumentális változók a következőket tartalmazzák: *a*) állami nem bér jellegű fogyasztás/GDP; *b*) állami beruházás/GDP; *c*) vállalkozásokat terhelő közvetlen adók/GDP és *d*) háztartásokat terhelő közvetlen adók/GDP. Az instrumentális változókat az országokénti különbségek abszolút értékeinek átlagként számítottuk, hasonlóan a fiskális divergencia (1) képletben jelzett számítási módszeréhez.

A táblázatban szereplő együttmozgások a fiskális divergenciának, azaz a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési többlet/deficit abszolút értékben kifejezett különbsége átlagának a hatását mutatják a konjunktúraciklusok együttmozgására. Egy (két) csillaggal jelöltük azokat az együttmozgásokat, amelyek szignifikánsan eltérnek a zérustól a 0,05 (0,01) szinten. Az adatcsoport maximum $21 \times 20/2 = 210$ országpárt tartalmaz négy évtizedre (1964–1973, 1974–1983, 1984–1993, 1994–2003). Az évtizedhatások és a konstans mind-egyik becslésben szerepelnek.

Alesina–Barro–Tenreiro mérőszáma: a két ország logaritmizált (kivéve munkanélküliség) idősorainak különbségére illesztett autoregresszív modell reziduumaibanak szórása (minél alacsonyabb => annál nagyobb az együttmozgás, ellentétben a korrelációval). Éves adatok esetén AR(2), negyedéves esetén AR(4) modellt használtunk. A robusztus standard hibákat zárójelben tüntettük fel.

A 4. táblázat első sorai az ipari termelést használják a gazdasági tevékenység mértéké-
ként (a GDP vagy munkanélküliség helyett). Utána Alesina–Barro–Tenreiro [2002] mód-
szerét követjük a konjunktúraciklusok eltérésének mérésében. Alesina és szerzőtársai a
két ország egy főre jutó reál GDP hányadosának logaritmusára egy autoregresszív mo-
dellt becsülnek két késleltetéssel, majd a regresszió reziduumaik szórását használják
szinkronizációs mutatóként. Mivel a kisebb szám nagyobb együttmozgásra utal, így arra
számítunk, hogy a becsült β jele pozitív lesz (azaz az előjel megfordul a trendszűrt
konjunktúraciklusok korrelációs együtthatójához képest). Az Alesina és szerzőtársai által
alkalmazott mércét mi a reál GDP logaritmusára, az egy főre jutó reál GDP logaritmusá-
ra, a munkanélküliségi rátára és az ipari termelés logaritmusára alkalmazzuk.

Egy további robusztussági vizsgálatként a Baxter–King [1999] *band-pass* szűrőt hasz-
náljuk az adatok trendszűrésére (mi 2–8 évet használunk, ami megfelel az általuk alkalma-
zott 6–32 negyedéveknek). Végezetül negyedéves adatokat is használunk éves adatok hely-
lyett, amely azonban sajnos sok ország esetén csak rövidebb mintaperiódusokra érhető el.

A 4. táblázat eredményei közül egy sem változtat a megállapításainkon: a β becslése
szignifikánsan negatív értékeket mutat majdnem minden esetben.¹⁸

További robusztussági ellenőrzésként, kiterjesztettük a mintában szereplő országok
vizsgálatát a fejlődő országokra is. Ez a kiterjedt adatbázis 115 országot ölel fel [ezért
maximálisan 6555 (= 115 × 114/2) bilaterális országpárunk van] a négy évtizedre. Mivel
a munkanélküliségi ráta és az instrumentális változóink nagyon hiányosak a fejlődő or-
szágokra, csak a GDP-t és a legkisebb négyzetes becslést használhattuk. Az eredmények
az 5. táblázatban találhatók. Az 1. és 2. táblázathoz hasonlóan negatív és többnyire
szignifikáns összefüggést találunk a fiskális eltérés és a konjunktúraciklusok összehango-
lása között (amikor azonban országpár-specifikus hatásokat is felvesszünk, az együttthatók
szignifikánsága csökken).

5. táblázat

Fiskális divergencia és a konjunktúraciklusok együttmozgása – legkisebb négyzetes becslés
a kiterjesztett országmintára

Megnevezés	Fiskális eltérés irányadó hatása	Országpár- specifikus fix hatások	Átlagos költésvetési pozícióval	Csak átlagos költésvetési pozíció
HP-szűrt	-0,005** (0,001)	-0,001 (0,003)	-0,004** (0,001)	0,007** (0,002)
Differenciált	-0,002** (0,001)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,005** (0,001)

A függő változó a korrelációs együttható (évtizedekre kiszámítva) az i -edik és j -edik országk trendszűrt
GDP idősorai között. Az első három adatoszlop a fiskális divergencia paraméterét, a negyedik adatoszlop
pedig az átlagos költésvetési pozíció paraméterét mutatja. Legkisebb négyzetes becslés. A robusztus stan-
dard hibákat zárójelben tüntettük fel. Egy (két) csillaggal jelöltük azokat az együttthatókat, amelyek szigni-
fikánsan eltérnek a zérustól a 0,05 (0,01) szinten. Az adatcsoport maximum 115 × 114/2 = 6555 országpárt
tartalmaz négy évtizedre (1964–1973, 1974–1983, 1984–1993, 1994–2003). Ténylegesen felhasznált megfi-
gyelések száma: 14 961. Az évtizedhatások és a konstans mindegyik becslésben szerepelnek.

¹⁸ Használtunk tovább 20, valamint 40 éves időszakokat is az évtizedek helyett, de az eredményeinken ez
sem változtatott.

Van-e az átlagos költségvetési pozíciónak hatása a konjunktúraciklusok összehangolására?

Ez idáig erős bizonyítékokat találtunk arra, hogy a tartós *különbségek* az egyes országok költségvetési pozícióiban negatív hatással vannak konjunktúraciklusuk összehangolására. Egy másik érdekes kérdés az, hogy vajon az egyes országok költségvetési pozícióinak átlagos *szintje* szintén hatással van-e a konjunktúraciklusok összehangolására. Most ezzel a kérdéssel foglalkozunk.¹⁹

A 6. táblázat becsléseket tartalmaz az (országpárok szerint vizsgált) átlagos költségvetési pozíciónak a konjunktúraciklusok összehangoltságára gyakorolt hatásaira vonatkozóan. Mivel a gazdasági tevékenység két alapvető fogalmát (GDP és munkanélküliség), három trendszűrő eljárást (HP-szűrés, differenciálás és BK-szűrés), két becslőeljárást (LN és IV), valamint két költségvetési mérőszámot (teljes és elsődleges) használunk, összesen huszonnégy ($= 2 \times 3 \times 2 \times 2$) különböző pontbecslést és azok standard hibáit adjuk meg. Ha a kisebb hiány/nagyobb többlet segíti a ciklusok együttmozgását, akkor pozitív paramétert várunk.

6. táblázat

Átlagos költségvetési pozíciók és a konjunktúraciklusok együttmozgása

Megnevezés	GDP			Munkanélküliség		
	HP-szűrő	differenciált	BK	HP-szűrő	differenciált	BK
Teljes költségvetés IV	-0,04 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,04 (0,02)	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	-0,01 (0,02)
Teljes költségvetés LN	-0,02* (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,02** (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Elsődleges költségvetés IV	0,11** (0,03)	0,09** (0,03)	0,12** (0,03)	0,10** (0,04)	0,03 (0,03)	0,07** (0,03)
Elsődleges költségvetés LN	0,03** (0,01)	0,02* (0,01)	0,05** (0,01)	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	0,03** (0,01)

Az instrumentális változók a következőket tartalmazzák: *a*) állami nem bér jellegű fogyasztás/GDP; *b*) állami beruházás/GDP; *c*) vállalkozásokat terhelő közvetlen adók/GDP és *d*) háztartásokat terhelő közvetlen adók/GDP. Az instrumentális változókat az országokénti különbségek abszolút értékeinek átlagaként számítottuk, hasonlóan a fiskális divergencia (1) képletben jelzett számítási módszeréhez. A táblázatban szereplő együttthatók a két országnak a GDP százalékában mért átlagos teljes/elsődleges költségvetési egyenlegének a hatását mutatják a konjunktúraciklusok együttmozgására. Egy (két) csillaggal jelöltük azokat az együttthatókat, amelyek szignifikánsan eltérnek a zérustól a 0,05 (0,01) szinten. Az adatsoport maximum $21 \times 20/2 = 210$ országpárt tartalmaz négy évtizedre (1964–1973, 1974–1983, 1984–1993, 1994–2003). Az évtizedhatások és a konstans mindegyik becslésben szerepelnek. A robusztus standard hibák zárójelben találhatók.

Kevés bizonyítékot találunk arra, hogy a *teljes* költségvetési egyenleg szintje következetes hatást gyakorolna a konjunktúraciklus összehangoltságára. A tizenkét becslés közül hét negatív eredményt mutat (ezek közül kettő statisztikailag szignifikáns), míg öt pozitív (nem szignifikáns). Mindegyik kis értékű. Ennek ellenére, az *elsődleges* költségvetési egyenleg szintje mind a tizenkét együttthatója pozitív, háromnegyed részük pedig szignifikánsan az. Értelmezésünk szerint ez arra utal, hogy az alacsonyabb szintű elsődleges költségvetési deficit (vagy magasabb szintű elsődleges többlet) javítja a konjunktúracik-

¹⁹ Már rámutattunk az 1. és 2. táblázat esetében, hogy a költségvetési pozíció átlagos szintjére való kontrollálás (azaz az AVGFISCAL változónak a regressziókba való bevonása) kevés hatással volt a fiskális divergencia paraméterbecslésére mind gazdasági, mind statisztikai értelemben.

lusok összehangoltságát. Továbbá, amikor a 115 országból álló, kibővített mintát vizsgáljuk, akkor az átlagos teljes költségvetési egyenleg pozitív és szignifikáns hatást gyakorol a ciklusok összehangolására, amint az az 5. táblázat utolsó oszlopából is kiderül.

Nem kívánjuk azonban túlértelmezni megállapításainkat. Az átlagos elsődleges költségvetési pozíció és a fiskális divergencia általunk alkalmazott mérőszáma között negatív korreláció áll fenn. Amikor a regressziókba felvesszük a fiskális divergenciát és az átlagos elsődleges költségvetési pozíciót, az előbbi továbbra is szignifikánsan negatív értéket mutat (az 1. és 2. táblázatból látható módon), miközben az utóbbi hatása lényegében gazdaságilag és statisztikailag is kicsivé válik, és a specifikációktól függően változik. Nem sikerült nem lineáris vagy interaktív hatást találnunk, és véleményünk szerint ez egy későbbi kutatáshoz jó témát szolgáltatna. Vagyis vannak arra bizonyítékok, hogy az elsődleges költségvetési konszolidáció segíti a konjunktúraciklusok összehangolását, de ezek a bizonyítékok gyenge lábakon állnak. Összehasonlításképpen viszont erőteljes bizonyítékok vannak arra vonatkozóan, hogy a fiskális divergencia (mind a teljes, mind az elsődleges költségvetési egyenlegek esetében) csökkenti a konjunktúraciklusok együttmozgását.²⁰

Értelmezés – a felelőtlen fiskális politika az aszimmetrikus sokkok forrása

Az előző fejezetben megállapítottuk, hogy a fiskális konvergencia a konjunktúraciklusok jobb összehangoltságára ad lehetőséget. Ha ezt tényként fogadjuk el, még mindig keressük a választ arra a kérdésre, hogy miért? Véleményünk szerint lehet, hogy azért, mert a fiskális divergencia akkor következik be, amikor egy ország költségvetési deficitje más országokhoz képest jelentősen és tartósan nagyobb, és ezzel párhuzamosan fiskális sokkhatásokat generál. Vagyis a felelőtlen költségvetési politika (tartósan magas hiány) egybeesik országspecifikus (költségvetési) instabilitással. Amikor a költségvetési deficitet csökkentik (fiskális konvergencia), a költségvetési sokkhatások csökkennek, és ezért a konjunktúraciklusok összehangoltabbakká válnak. Röviden: a felelőtlen költségvetési politika egyben olyan költségvetési politika is, amely aszimmetrikus sokkhatásokat generál, és ezáltal makrogazdasági változékonyságot hoz létre. Ez a gondolatmenet egyrészt intuitív, másrészt a szakirodalom megállapításaival is összhangban van (például *Fatás–Mihov* [2003a], [2004]).

A költségvetési egyenleg és a makrogazdasági változékonyság kapcsolatának vizsgálata

Intuíciónkat kézenfekvő módon vizsgáljuk. Az érdekel minket, hogy találunk-e (negatív) kapcsolatot egy ország átlagos költségvetési pozíciója és konjunktúraciklusainak változékonysága között. Eddigi vizsgálataink bilaterális adatokon alapultak úgy, hogy országpárokra vizsgáltuk a költségvetési politikákat és azok hatásait a két ország konjunktúraciklusainak összehangoltságára. Az intuíciónkat azonban direkt módon is lehet vizsgálni az országok (azaz nem országpárok) elemzésével. Ennek megfelelően 115 or-

²⁰ Röviden megvizsgáltuk más maastrichti kritériumok hatását is a konjunktúraciklusok összehangoltságára; a becslések a *Darvas–Rose–Szapáry* [2005] A5. táblázatában találhatóak. Vannak arra utaló bizonyítékok, hogy az árfolyam-ingadozás, az inflációban megmutatkozó eltérés, az éven túli kamatlábak és az állami eladósodottság szintje mind csökkentik a konjunktúraciklusok összehangolását. Ennek ellenére egyik hatás sem különösebben erős vagy tartós. További kutatásokra érdemesnek tartjuk ezt a területet.

szágra gyűjtünk össze éves adatokat a reál GDP-re és a (teljes) költségvetési egyenlegre (a GDP százalékában kifejezve), 1960 és 2003 között.²¹ Ezek után trendszűrést végzünk a kibocsátási adatokon differenciálással, valamint a HP- és a BK-szűrők alkalmazásával, annak érdekében, hogy a konjunktúraciklusok ingadozásaira mérőszámokat tudjunk számolni. A konjunktúraciklus átlagos abszolút értékét, valamint a szórását viszonyítjuk a költségvetési pozíció átlagos szintjéhez. A kettő közötti negatív kapcsolat arra utal, hogy a magasabb egyenlegek (azaz kisebb hiányok vagy nagyobb többletek) kisebb konjunktúraciklus-változékonysággal vannak összefüggésben, alátámasztva a hipotézisünket.

Az adathalmazt (ország \times év) három különböző módon vizsgáljuk. Először egy panelregresszióval megbecsüljük az állami költségvetési pozíció hatását a konjunktúraciklusoknak abszolút értékeire az éves gyakoriság alkalmazásával. Másodszor a 44 éves periódust négy darab 11 éves periódusra bontjuk, azaz minden országra (maximálisan) négy megfigyelés adódik. Végezetül pedig a teljes 44 évre átlagoljuk az adatainkat, azaz egyetlen keresztmetszeti mintát hozunk létre, amelyben minden egyes ország egy megfigyelést jelent. Az első két esetben (ahol panelmodellt használunk) ország- és időspecifikus fix hatások bevonásával is megvizsgáljuk az eredményeket.

Eredményeinket a 7. táblázat tartalmazza. A felső adathalmaz az éves adatok alapján számított eredményeket tartalmazza; a középső a 11 éves gyakoriság alapján becslést tartalmaz; végül pedig a keresztmetszeti eredményeket találjuk.

7. táblázat

Költségvetés és a konjunktúraciklusok ingadozásai

A) Éves paneleredmények

A konstans kezelése	Hodrick–Prescott	Baxter–King	Differenciált
Csak közös tengelymetszet	-0,057** (0,014)	-0,050** (0,011)	-0,080** (0,016)
Évhatások is	-0,038** (0,014)	-0,040** (0,011)	-0,072** (0,017)
Országhatások is	-0,058** (0,015)	-0,042** (0,012)	-0,066** (0,019)
Év- és országhatások is	-0,038** (0,015)	-0,032** (0,012)	-0,060** (0,019)
Megfigyelések száma	3371	2944	3308

A függő változó a trendszűrt reál GDP logaritmusának abszolút értéke, amelynél vagy *a*) a Hodrick–Prescott szűrőt, vagy *b*) a Baxter–King-féle *band-pass* szűrőt alkalmaztuk, vagy *c*) differenciáltuk (ebben az esetben az országspecifikus átlagos növekedést kivontuk az abszolút érték számítása előtt). A független változó a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési egyenleg.

²¹ Nem tudunk olyan forrásról, amely nem OECD-tagországokra elsődleges költségvetésiegyenleg-adatokat tartalmaz.

B) Hosszú távú panelelérőmények (11 éves periódusokra átlagolt adatok esetében)

A konstans kezelése	Szórás			Abszolút érték		
	Hodrick–Prescott	Baxter–King	differenciált	Hodrick–Prescott	Baxter–King	differenciált
Csak közös tengelymetszet	-0,062* (0,035)	-0,067** (0,033)	-0,083 (0,057)	-0,070** (0,033)	-0,051* (0,027)	-0,115** (0,040)
Periódushatások is	-0,039 (0,036)	-0,052 (0,033)	-0,068 (0,059)	-0,046 (0,036)	-0,040 (0,027)	-0,111** (0,044)
Országhatások is	-0,033 (0,048)	-0,029 (0,046)	0,010 (0,072)	-0,076** (0,038)	-0,032 (0,035)	-0,073* (0,043)
Periódus- és országhatások is	0,012 (0,047)	0,000 (0,046)	0,039 (0,071)	-0,032 (0,040)	-0,010 (0,035)	-0,072 (0,047)
Megfigyelések száma	365	349	364	368	354	365

A függő változó a trendszűrt reál GDP logaritmusának *a*) szórása vagy *b*) abszolút értéke, amelyeknél vagy *a*) a Hodrick–Prescott-szűrt, vagy *b*) a Baxter–King-féle *band-pass* szűrt alkalmaztuk, vagy *c*) differenciáltuk (ebben az esetben az országspecifikus átlagos növekedést kivontuk az abszolút érték számítása előtt). Országonként négy darab 11 éves időszakra számoltuk az adatokat. A független változó a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési egyenleg.

C) Keresztmetszeti eredmények (teljes mintára átlagolt adatok esetében)

A konstans kezelése	Szórás			Abszolút érték		
	Hodrick–Prescott	Baxter–King	differenciált	Hodrick–Prescott	Baxter–King	differenciált
Tengelymetszet	-0,064 (0,070)	-0,117** (0,047)	-0,139* (0,073)	-0,025 (0,050)	-0,058* (0,030)	-0,077 (0,049)
Megfigyelések száma	115	115	115	115	115	115

A függő változó a trendszűrt reál GDP logaritmusának *a*) szórása vagy *b*) abszolút értéke, amelyeknél vagy *a*) a Hodrick–Prescott-szűrt, vagy *b*) a Baxter–King-féle *band-pass* szűrt alkalmaztuk, vagy *c*) differenciáltuk (ebben az esetben az országspecifikus átlagos növekedést kivontuk az abszolút érték számítása előtt). A független változó a GDP százalékában kifejezett állami költségvetési egyenleg. A mutatókat a teljes mintaperiódusra (1960–2003) számítottuk.

Megjegyzés mind a három résztáblázathoz: A becsléseket legkisebb négyzetekkel végeztük. A táblázatban szereplő értékek a becslt együtthatók (a költségvetési egyenleg hatása a konjunktúraciklus változékonyságára), és zárójelben a robusztus standard hibákat mutatják (mindkettőt százzal szorozva). Egy (két) csillaggal jelöltük azokat az együtthatókat, amelyek szignifikánsan eltérnek a nullától a 0,05 (0,01) szinten. A számítások 115 ország éves adatain alapulnak 1960–2003 között (sok országnál az adatok egy része hiányzik).

Az éves eredményeinkből származó pontbecslések mind negatívak: a magasabb költségvetési többlet (vagy alacsonyabb deficit) kisebb mértékű konjunktúraciklus-ingadozással jár. Az eredmények statisztikailag szignifikánsak mind a tizenkét esetben. Amikor kisebb gyakoriságra váltunk, akkor a konjunktúraciklus abszolút értéke mellett annak 11 év alatti szórását is vizsgálni tudjuk. A 24 pontbecslés közül 20 negatív, és nyolc szignifikánsan az. A pozitív együtthatók egyike sem nagy gazdasági vagy statisztikai szempontból. Végezetül, amikor az országok egyetlen keresztmetszetét vizsgáljuk, újból azt találjuk, hogy a magasabb szintű költségvetési többletek/alacsonyabb szintű deficittek alacsonyabb konjunktúraciklus-ingadozásokkal járnak együtt: mind a hat pontbecslés negatív, és a fele a szokásos megbízhatósági szintek mellett szignifikánsan eltér a nullától.

Nem gondoljuk, hogy ezek mindent elsöprő bizonyítékok. Mivel az empirikus modelünkben lényegében nincs struktúra, eredményeink inkább szuggesztívek, mint bizonyítottak. Mégis, nem sikerült olyan eredményre bukkanunk, amely a hipotézisünknek elmentendana, akár a szakirodalomban, akár saját empirikus munkánkban. Az a hipotézis, hogy a magasabb költségvetési deficittek nagyobb konjunktúraciklus-ingadozásokkal vannak összefüggésben, ésszerűnek tűnik és további vizsgálódásra érdemes.

Következtetések

E tanulmány egyszerű okból született. Az optimális valutaövezet kritériumrendszerét *Mundell* [1961] fektette le több évtizeddel ezelőtt, de ennek lényegében sehol sem volt átfedése a maastrichti kritériumokkal, amelyeket az *európai monetáris unióba* belépni szándékozó országok esetében alkalmaztak. E tanulmányban feltettük a kérdést: vajon van-e mégis közvetett átfedés Maastricht és *Mundell* között?

A válasz pozitív. Empirikus számításaink szerint a fiskális konvergencia – az egyes országok költségvetési pozícióiban mutatkozó hasonlóság – összekapcsolódik a konjunktúraciklusok erősebb együttmozgásával. A fiskális konvergencia úgy növeli a konjunktúraciklusok összehangolását, hogy kiküszöböli az aszimmetrikus fiskális sokkhatásokat. Bizonyítékokat találtunk arra, hogy az alacsonyabb szintű elsődleges költségvetési deficit (vagy magasabb szintű többlet) is növeli az országok közötti konjunktúraciklusok szinkronizációját. A maastrichti konvergenciafolyamat egyfelől ösztönözte a fiskális konvergenciát, másfelől az eurózóna 12 tagországában csökkentette a deficitet az *európai monetáris unióhoz* való csatlakozást megelőző időszakban. Eredményeink azt mutatják, hogy a fiskális konvergencia minden bizonnyal emelte a konjunktúraciklusok együttmozgását, ezáltal az országok inkább képesek megfelelni a valutaunió követelményeinek. Még ha nem szándékoltan is, de a maastrichti kritériumok elősegítették *Mundell* feltételeinek teljesülését!

Eredményeinknek gyakorlati jelentősége is van. Egy valutaunióban a nemzeti költségvetési politika az egyetlen olyan makrogazdasági eszköz, amellyel a konjunktúraciklus ingadozásait simítani lehet akkor, ha egy országot aszimmetrikus sokkhatások érnek. A maastrichti kritériumok viszont alacsony szinten jelölik ki a költségvetési deficitek konvergenciáját. Ebből az következik, hogy a maastrichti feltételek teljesítése akár csökkentheti a konjunktúraciklusok összehangolását, és növelheti az ingadozásokat. Ennek ellenére azonban eredményeink arra utalnak, hogy a fiskális konvergencia *növeli* a konjunktúraciklusok összehangoltságát a fiskális sokkhatások csökkentése által.

Ha megállapításaink megerősítést nyernek, akkor már nem csak tudományos érdeklődésre tarthatnak számot. A maastrichti kritériumok a jövőben is meghatározzák az eurózónához való csatlakozást. Továbbá, a stabilitási és növekedési paktum elvben továbbra is korlátozza az EU-tagállamok költségvetési politikáját. Ha ezen intézmények közül az egyik vagy mindkettő fiskális konvergenciát indít el, közvetve hozzájárulnak az eurózóna kívánatos voltához és fenntarthatóságához is. Kettős siker!

Függelék

Alapértelmezett OECD-mintában szereplő országok

Ausztrália, Ausztria, Belgium, Dánia, Egyesült Államok, Egyesült Királyság, Finnország, Franciaország, Görögország, Hollandia, Írország, Japán, Kanada, Németország, Norvégia, Olaszország, Portugália, Spanyolország, Svájc, Svédország, Új-Zéland.

A kiterjesztett mintában szereplő további országok

Argentína, Bahrein, Banglades, Barbados, Belarusz, Belize, Bhután, Bolívia, Botswana, Brazília, Bulgária, Burkina Faso, Burundi, Chile, Ciprus, Costa Rica, Cseh Köztársaság, Dél-Afrika, Dominikai Köztársaság, Egyiptom, Észtország, Fidzsi-szigetek, Fülöp-szigetek, Ghána, Guatemala, Guyana, Haiti, Honduras, Horvátország, India, Indonézia, Irán, Izland, Izrael, Jamaica, Jemen, Jordánia, Kamerun, Kazahsztán, Kenya, Kína, Kirgizisztán, Kolumbia, Kongó, Korea, Lengyelország, Lesotho, Lettország, Litvánia, Madagaszkár, Magyarország, Malajzia, Malawi, Málta, Marokkó, Mauritius, Mexikó, Mianmar, Mongólia, Nepál, Nicaragua, Nigéria, Omán, Oroszország, Pakisztán, Panama, Pápua Új-Guinea, Paraguay, Peru, Románia, Ruanda, Saint Lucia, Saint Vincent és Grenadine-szigetek, Salvador, Seychelle-szigetek, Sierra Leone, Srí Lanka, Szaúd-Arábia, Szenegál, Szingapúr, Szíria, Szlovák Köztársaság, Szlovénia, Szváziföld, Thaiföld, Törökország, Tunézia, Uganda, Ukrajna, Uruguay, Venezuela, Vietnam, Zambia, Zimbabwe.

Hivatkozások

- AGUIAR, M.–AMADOR, M.–GOPINATH, G. [2005]: Efficient Fiscal Policy and Amplification, *Kézirat*.
- ALESINA, A. F.–BARRO, R. J. [2002]: Currency Unions. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117. No. 2. May, 409–436. o.
- ALESINA, A. F.–PEROTTI, R. [1997]: Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects, *IMF Staff Papers*, Vol. 44. No. 2. 210–248. o.
- ALESINA, A. F.–BARRO, R. J.–TENREYRO, S. [2002]: Optimal Currency Areas. Megjelent: *Gertler, M.–Rogoff, K.* (szerk.): *NBER Macroeconomics Annual*. MIT Press, Cambridge.
- BAXTER, M.–KOUPARITSAS M. A. [2005]: Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 52. 113–157. o.
- BAXTER, M.–KING, R. G. [1999]: Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81. No. 4. 575–593. o.
- BRENDER, A.–DRAZEN, A. [2004]: Political Budget Cycles in New versus Established Democracies. *NBER Working Paper*, No. 10539.
- BUTI, M.–GUDICE, G. [2002]: Maastricht's Fiscal Rules at Ten: An Assessment, *Journal of Common Market Studies*, 5. 823–848. o.
- CANOVA, F.–CICCARELLI, M.–ORTEGA, E. [2004]: Similarities and Convergence in G-7 Cycles. *CEPR Discussion Paper No. 4534*.
- CLARK, T. E.–WINCOOP, E. VAN [2001]: Borders and Business Cycles, *Journal of International Economics*, Vol. 55. No. 1. 59–85. o.
- DARVAS ZSOLT–SZAPÁRY GYÖRGY [2005]: Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU. *CEPR Discussion Paper*, No. 5179.
- DARVAS ZSOLT–ROSE, A. K.–SZAPÁRY GYÖRGY [2005]: Fiscal Divergence and Business Cycle Synchronization: Irresponsibility is Idiosyncratic. *NBER Working Paper No. 11580*. Megjelenés alatt: *Frankel, J. A.–Pissarides, C. A.* (szerk.): *NBER International Seminar on Macroeconomics*. MIT Press.
- EC [2005]: Cyclical Adjustment Of Budget Balances. European Commission, Directorate General Ecfín, Economic and Financial Affairs, Economic databases and statistical co-ordination, tavaszi szám, http://europa.eu.int/comm/economy_finance/indicators/general_government_data/2005/cabb_spring2005en.pdf.
- FATÁS, A.–MIHOV, I. [2003a]: The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118. No. 4. 1419–1447. o.
- FATÁS, A.–MIHOV, I. [2003b]: Fiscal Policy and EMU: Challenges of the Early Years. Megjelent: *Buti, M.–Sapir, A.* (szerk.): *EMU and Economic Policy in Europe*. Edwar Elgar.

- FATÁS, A.–MIHOV, I. [2004]: The Macroeconomic Effects of Fiscal Rules in the US States. CEPR Discussion Paper, No. 4372.
- FRANKEL, J.–A. ROSE, A. K. [1998]: The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *Economic Journal*, 108. 1009–1025. o.
- GAVIN, M.–PEROTTI, R. [1997]: Fiscal Policy in Latin America. *NBER Macroeconomics Annual*, 12. 11–61. o.
- 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.
- HODRICK, R. J.–PRESCOTT, E. C. [1997]: Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29. 1–16. o.
- KAMINSKY, G.–REINHART, C.–VEGH, C. [2004]: When it Rains, it Pours. *NBER Macroeconomics Annual*, 19. 11–53. o.
- KOSE, A. A.–PRASAD, E. S.–TERRONES, M. [2003]: How does Globalization Affect the Synchronization of Business Cycles? *American Economic Review*. Az AEA 2003. évi találkozójára készített tanulmány, Washington, DC.
- LANE, P. R. [2003]: The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87. 2661–2675. o.
- LUMSDAINE, R. L.–PRASAD, E. S. [1997]: Identifying the Common Component on International Economic Fluctuations. *NBER Working Paper*, No. 5984.
- MUNDELL, R. [1961]: A Theory of Optimum Currency Areas, *American Economic Review*, Vol. 51. 657–665. o.
- REINHART, C. M.–ROGOFF, K. S. [2004]: The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119. No. 1. 1–48. o.