

Közzététel: 2019. április 5.

A tanulmány címe:

A Magyarországra áramló külföldi működő tőke ciklikus viselkedése

Szerző:

Tőkés László, a Budapesti Corvinus Egyetem tanársegédje

E-mail: tokeslaci@gmail.com

DOI: 10.20311/stat2019.4.hu0387

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány, vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szjt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szjt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

*„Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 97. évfolyam 4. számában megjelent, **Tőkés László** által írt, 'A Magyarországra áramló külföldi működő tőke ciklikus viselkedése' című tanulmány (link csatolása)”*

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH, vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

A Magyarországra áramló külföldi működő tőke ciklikus viselkedése

Tókes László,

a Budapesti Corvinus Egyetem
tanársegédje

E-mail: tokeslaci@gmail.com

A tanulmány a Magyarországra beáramló nettó FDI- (foreign direct investment – külföldi működőtőke-beruházás) forgalom ciklikus viselkedését elemzi a 2001 és 2016 közötti időszakra. A 16 éves időintervallumban az FDI-beáramlás túlnyomó többsége 13 országból érkezett, így az elemzést ezen partnersoportra szűkítette a szerző. A bilaterális magyar FDI-forgalom (a ki- és beáramlást tekintve egyaránt) aciklikusan viselkedik, azaz sem a befektető ország, sem Magyarország gazdasági ciklusaival nem mozog együtt. Ugyanez a megállapítás igaz nemcsak a teljes (aggregált) FDI-forgalomra, hanem a részesedés és adósság típusú működőtőke-forgalomra is.

TÁRGYSZÓ:

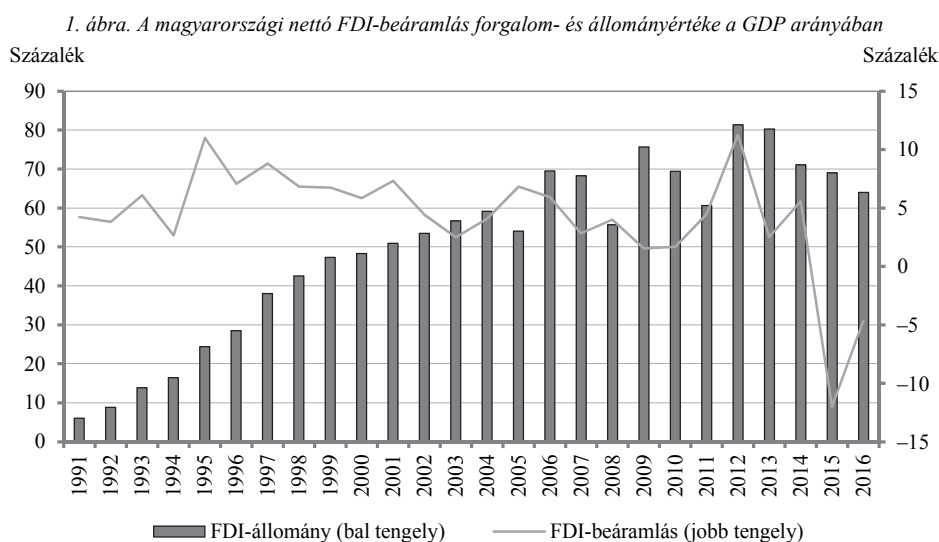
Külföldi működőtőke-beruházás (FDI).

Ciklikusság.

Stilizált tény.

DOI: 10.20311/stat2019.4.hu0387

Magyarországra a rendszerváltozás óta jelentős (m)értékű FDI érkezik. Az 1. ábra az 1991 és 2016 közötti időszak nettó FDI-beáramlásának forgalom- és állományértékét mutatja a GDP (gross domestic product – bruttó hazai termék) arányában. A megfigyelt időszakban a nettó FDI-beáramlás (az ábrán fekete fonallal, a jobb oldali skálán mérve) forgalomértéke – 2015-öt és 2016-ot leszámítva – pozitív, átlagosan az adott évi folyó áras GDP 4,3 százalékaival megegyező volt.



Forrás: Saját számítások az UNCTAD és a Világbank adatai alapján.

Az FDI fontos szerepe tükröződik az állományadatokról (az ábrán szürke oszlopokkal, a bal oldali tengelyen mérve): egészen a 2008-as válságig jelentős növekedés figyelhető meg, 2007-ben értéke elérte a GDP majdnem 70 százalékát. A válság megállította az FDI-állomány addigi trendszerű növekedését, de ma is jelentős állományok működnek az országban. Az FDI-beáramlás nemzetközi összehasonlításban is jelentős, 2016-ban az OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development – Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet) adatai szerint a GDP-arányos FDI-állomány az Európai Unió tagországaiban átlagosan 52 százalék volt, a visegrádi országok Magyarország nélküli átlaga pedig 51,7 százalék, mindkét arány jelentősen elmaradt a magyarországi 64 százaléktól. Az FDI magyarországi jelenléte tehát hangsúlyos, így fontos annak működését leírni.

Vizsgálatom rövid távra fókuszál, azt kutatom, hogy van-e valamilyen együttmozgás a Magyarországra érkező bilaterális FDI és a rövid távú gazdasági ingadozások között: mutat-e ciklikusságot a Magyarországra érkező FDI akár a beáramlást, akár kiáramlást tekintve.

Célom olyan stilizált tények megfogalmazása a rendelkezésre álló adatok alapján, amelyeket figyelembe véve – esetleges későbbi kutatások keretei között – az FDI és a gazdasági ciklusok közötti kapcsolatok leírására szolgáló modell építhető fel. Az itt feltárt stilizált tények alkalmasak arra, hogy későbbi kutatások keretében különböző, az FDI rövid távú viselkedését leíró modellek számára empirikus viszonyítási pontként funkcionáljanak.

A Magyarország szempontjából releváns FDI gazdasági ciklusokkal való kapcsolatának elemzése korábban – legjobb tudomásom szerint – nem történt meg. Jelen dolgozat ezen hiány pótlására vállalkozik: a Magyarországra érkező FDI ciklikus viselkedését elemzi. A tanulmány további felépítése a következő: az 1. fejezetben röviden bemutatom a kapcsolódó irodalom releváns részeit, a 2. fejezetben ismertetem az adatok körét, az FDI definícióját és főbb kategorizálási elveit, valamint Magyarország FDI szempontjából legfontosabb partnerországait. A 3. fejezet a legfontosabb stilizált tények bemutatását tartalmazza, a 4. fejezetben ökonometriai eszközökkel vizsgálom az FDI ciklikus viselkedését, az 5. fejezetben pedig az eredményeket foglalom össze.

1. Irodalmi áttekintés

Az FDI és a makrogazdaság kapcsolatának irodalma jelentős, melynek (a jelen dolgozat szempontjából releváns csoportosítási elv alapján) két fő iránya van: az FDI makrogazdasági hatásait leíró, valamint az áramlását meghatározó tényezőkre fókuszáló tanulmányok. Jelen kutatás témája az utóbbi irányhoz sorolható, fő kérdése, hogy van-e együttmozgás a Magyarországra irányuló bilaterális FDI-forgalom és a befektető ország vagy Magyarország rövid távú gazdasági ingadozásai között.

A különböző makrogazdasági változók ciklikus viselkedését, az ún. rövid távú stilizált tényeket több tanulmány is tárgyalja. Lásd például *Stock–Watson* [1999] úttörő munkáját, *Benczúr–Rátfai* [2010] írását a kelet-közép-európai országokról, vagy *Tőkés* [2017] dolgozatát, amelyben a szerző a magyar üzleti ciklusok stilizált tényeinek bemutatását végzi. Ezen tanulmányok a beruházás prociklikus viselkedéséről számolnak be. Mivel az FDI tekinthető egyfajta beruházásnak, így kézenfekvő azt gondolni, hogy a külföldi működő tőke beáramlása is együtt mozog a rövid távú ingadozásokkal, azaz azt várhatjuk, hogy az FDI prociklikusan viselkedik, akárcsak a hazai beruházások

A választ nem csak az üzleti ciklusok irodalmában kereshetjük, számos tanulmány foglalkozik kifejezetten a működő tőke áramlását meghatározó tényezőkkel. Azonban ezek a kutatások leginkább különböző perzisztensnek, hosszabb távon állandónak tekinthető tényezők szerepét kutatják, mint például az adórendszer, a különböző intézmények, kereskedelmi korlátok vagy éppen a kulturális különbségek, illetve a földrajzi távolság hatását (lásd például *Blonigen* [2005], *Blonigen–Piger* [2011] összegző cikkeit). A legtöbb írás a rövid távú kilengések, a ciklusok szerepét figyelmen kívül hagyja. Különböző elméleti megfontolások alapján ugyanakkor feltételezhető, hogy a rövid távú gazdasági ingadozások és a működőtőke-áramlás között van összefüggés. Az elméleti modellek egy része prociklikus kapcsolatot sugall. Például a *Bernanke–Gertler–Gilchrist* [1999] által leírt pénzügyi akcelerátor modell, illetve annak különböző, nyitott gazdaságokra kiterjesztett verziói – például *Faia* [2010] – is a beruházás prociklikus viselkedését állapítják meg, amelyet jellemzően a gazdasági visszaesések során megnövekvő hitelfelvételi költségekkel magyaráznak. *Cavallari* [2010] DSGE- (dynamic stochastic general equilibrium – dinamikus, sztochasztikus általános egyensúly) modell segítségével vizsgálja a termelékenység ingadozása és a monetáris politika hatását arra a döntésre vonatkozóan, hogy a vállalatok hazai vagy külföldi piacra lépjenek. Eredményei szerint a ciklikus ingadozás több csatornán keresztül is gyakorolhat hatást a külföldi beruházásra: egyrészt ösztönözheti a belépési költségek csökkentése által, másrészt gátolhatja is a profitlehetőségek csökkentése révén. Egyes elméleti modellek tehát érintik az FDI és a gazdasági ingadozás kapcsolatát, ugyanakkor, ismereteim szerint, kifejezetten az FDI ciklikus viselkedését leíró modell nincs. Egy ilyen modell felépítéséhez jó alapot szolgálhat a FDI rövid távú viselkedésének stilizált leírása.

A probléma empirikus elemzésére is kevés példát találtam. *Cavallari–D’Addona* [2013a] az Egyesült Államok FDI-kiáramlásait elemzik, és arra jutnak, hogy az szignifikáns pozitív korrelációt mutat a fogadó országok gazdasági ciklusaival. *Yeyati–Panizza–Stein* [2007] a fejlett és a fejlődő országok közötti FDI-áramlásokat vizsgálják. Eredményeik alapján az Egyesült Államokból és Európa fejlett részéből a fejlődő országokba irányuló működő tőke a befektető ország szempontjából kontraciklikusan viselkedik, míg a Japánból a fejlődő országokba áramló működő tőke gyengén prociklikus.

Kutatások egy másik, szorosan kapcsolódó irányzata nem az FDI és a gazdasági ciklusok együttmozgását elemzi, hanem azt, hogy a gazdaság kilengéseinek „nagysága” milyen hatást gyakorol az FDI-re. *Cavallari–D’Addona* [2013b] OECD-országok bilaterális FDI-forgalmát vizsgálva mutatják be, hogy a befektető ország kibocsátásában megfigyelhető volatilitás növekedése szignifikáns negatív hatást gyakorol a működő tőke kiáramlására. *Wang–Wong* [2007] 45 országot tartalmazó panelmintát elemezve arra mutattak rá, hogy adott ország gazdasági kilengéseinek nagysága negatívan korrelál az ország FDI-kiáramlásával, azaz minél nagyobbak a

gazdasági ingadozások, annál kevesebb lesz a kiáramló FDI. *Chenaf-Nicet–Rougier* [2016] gravitációs modell segítségével vizsgálja az Európából és a mediterrán régióból beáramló FDI viselkedését a 4 legnagyobb volumenű közel-keleti és észak-afrikai térség országaiba (Egyiptomba, Marokkóba, Tunéziába és Törökországba). A szerzőpáros azt találja, hogy az FDI-áramlások annál nagyobbak, minél nagyobb a befektető ország GDP-jének volatilitása és/vagy minél kisebb a fogadó ország GDP-jének változékonysága.

Érdeemes az irodalomnak még egy – lazábban kapcsolódó – szeletét megemlíteni: többen azt is vizsgálják, hogy milyen hosszú távú kapcsolat van az FDI és a GDP között, azaz jellemzően az FDI gazdasági növekedésre gyakorolt hatását elemzik. Általánosan elfogadott, hogy az FDI serkenti a gazdasági növekedést (*Borensztein–De Gregorio–Lee* [1998], *De Mello* [1999], *Il Choe* [2003]). Az eredmények persze heterogének (lásd például *Nair-Reicher–Weinhold* [2001] kritikáit), valamint újabb kutatások alapján a hatások a fogadó ország jellemző vonásaitól is függenek, például a humán tőke szintjétől (*Li–Liu* [2005]), a pénzügyi piacok fejlettségétől (*Azman-Saini–Law–Ahmad* [2010]), az adott ország gazdagságától (*Blomström–Lipsey–Zejan* [1992]), illetve a külkereskedelem nyitottságától (*Balasubramanyam–Salisu–Sapsford* [1996]). A pozitív hatást találó tanulmányok jellemzően két fontos transzmissziós csoportot említenek. Az FDI pozitív hatása egyrészt közvetlen módon, a fogadó ország tőkeállományának – azaz, az egyik legfontosabb termelési tényezőjének – a növekedésén keresztül jelentkezik, ugyanakkor, az igazán jelentős hatás a fejlett külföldi technológia és egyéb (munkavállalói, menedzseri, szervezés) tudás importján, megtanulásán, alkalmazásán és tovaggyűrésén alapszik. A fogadó ország tehát termelékenységét, termelési hatékonyságát tudja növelni az importált termelési technológiák, menedzsmentpraktikák, know-how-k elsajátítása révén, azonban ez a pozitív hatás jellemzően késleltetve jelentkezik, hiszen az adaptációhoz, a tovaggyűréshez idő kell.

Vizsgálatom több szempontból is túl kíván lépni az idézett cikkeken: egyrészt magyar adatok elemzése korábban nem történt meg; másrészt jelen dolgozatban egyszerre elemzem a fogadó és a befektető ország ciklusainak relevanciáját; harmadrészt, szemben a korábbi munkákkal, jelen dolgozat a FDI-beáramlás viselkedését elemzi.

2. Adatok

Tanulmányomban éves frekvenciájú adatokat elemzek, és a vizsgált időszak a 2001 és 2016 közötti, tizenhat év hosszúságú periódus. Az adatok fő forrásai: az MNB¹ (Magyar Nemzeti Bank), a Világbank, a Nemzetközi Valutaalap, a KSH

¹ Az FDI-áramlással kapcsolatos részletes adatokat az MNB 2001-ig visszamenőleg publikálja.

(Központi Statisztikai Hivatal) és az UNCTAD (United Nations Conference on Trade and Development – ENSZ Kereskedelmi és Fejlesztési Konferencia). Az adatok pontos forrása a Függelékben (F2.) olvasható.

2.1. Az FDI-re vonatkozó adatok bemutatása

Az UNCTAD [2017a] definíciója alapján az FDI olyan beruházástípus, amely egy nem rezidens vállalat rezidens vállalatban szerzett tartós érdekeltségét és irányítási jogát reprezentálja. Az FDI meghatározásakor alapvetően két dimenziót érdemes vizsgálni: az áramlás irányát és időbeliségét. Ezek alapján megkülönböztetjük 1. az adott országba beáramló (inward) és az adott országból kiáramló (outward) működő tőkét, valamint 2. az adott idő alatt megfigyelhető forgalmat (flow) és adott időpontban meglévő állományt (stock). A statisztikai adatszolgáltatók az FDI-forgalmakat és -állományokat jellemzően nettósítva, azaz a tartozások és követelések különbségeként közlik. Tehát előfordulhatnak (és elő is fordulnak) negatív értékek. Ha az FDI-forgalomnál negatív érték szerepel, az azt jelenti, hogy a nemrezidens szereplők nettó értelemben tőkét vontak ki.

Dolgozatomban az FDI-adatok forrása alapvetően az MNB online adatbázisa. Az idősorok Magyarország (mint fogadó ország) és a befektető ország közötti nettó forgalmat mutatják folyó áron, millió forintban. A két vizsgált kulcsidősor – a GDP és az FDI – között elméleti inkonzisztencia van: az előbbi reál-, míg az utóbbi nominális idősor, ami nominális ciklusok jelenlétében az eredmények torzítottságához vezet. Mivel az irodalomban az üzleti ciklusok mérése, a makrogazdasági teljesítmény leírása a reál GDP idősoraival történik, így az FDI-adatokat is „reálosítottam”. Érdemes megjegyezni, hogy nincs olyan árindex, amely tökéletesen megfelelő lenne e célra, ezért kétféle deflátor segítségével teszteltem az eredmények robusztusságát (a KSH beruházásiár-indexével és a GDP-deflátorral), és hasonló eredményre jutottam.

Az FDI-idősorokat az MNB által publikált „Fizetési mérleg és külfölddel szembeni befektetési pozíció” című kézikönyv (6. kiadás [BPM6])² alapján állítottam össze, és SCV (speciális célú vállalatok)³ nélküli, továbbá átfolyó tőkéből⁴ és eszközportfólió-átrendezéstől⁵ megtisztított adatokat tartalmaznak. Az MNB az FDI-t alap-

² A módszertan összefoglalását lásd az MNB [2014a] tájékoztatójában.

³ Az SCV-k definícióját és a működésük okozta statisztikai torzítások leírását lásd például Antalóczy–Sass [2014] vagy Koroknai–Lénárt–Odorán [2011], makrogazdasági kapcsolatát pedig Tőkés [2018] cikkében.

⁴ Átfolyó tőkének nevezzük a nem SCV-csoporton belüli olyan tranzakciókat, amelyek valós hatás gyakorlása nélkül áramolnak át a gazdaságon, így jelen dolgozat szempontjából nem relevánsak. A jelenség részletes bemutatását lásd: MNB [2014b].

⁵ A multinacionális vállalatok eszközportfólió-átrendezései, amelyek nem jelentenek ténylegesen sem új forrást, sem forráskiáramlást, szintén irrelevánsak. A jelenség részletes bemutatását lásd: MNB [2014b].

vetően 2 kategóriára bontja: egyrészt *részesedésekre*, amely a részvény és egyéb részesedéseket, valamint az újrabefektetett jövedelmeket tartalmazza; másrészt pedig *adósság típusú instrumentumokra*, amelybe jellemzően a vállalatcsoporton belüli hitelek tartoznak, de itt jelennek meg az osztalékfizetéshez kapcsolódó tartozások és követelések, elszámolási és cash-pool számlák, továbbá egyéb, vállalatcsoporton belüli hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok is.⁶ A két kategória összessége alkotja a teljes FDI-t. Dolgozatomban ezen aggregált kategóriát (amelyre teljes FDI-ként fogok hivatkozni), az adósság típusú instrumentumokat, illetve a részesedések kategóriáját külön-külön is vizsgálom. Mivel utóbbi testesíti meg az adott rezidens vállalatban szerzett érdekeltséget és irányítási, felügyeleti jogot, itt valósulhat meg az 1. fejezetben bemutatott tudásimport, ettől várhatjuk igazán a különböző pozitív gazdasági hatások jelentkezését – így közgazdasági szempontból ez mindenképp egy érdekesebb kategória.

Az FDI-adatok másik forrása az UNCTAD. Ezen idősorokat csupán a 13 legfontosabb partnerország teljes FDI-kiáramlása ciklikusságának vizsgálatánál használom. (Lásd a 2. táblázat utolsó oszlopát és a 3. táblázatot.) Ezek folyó áras,⁷ millió dollárban mért adatok és a teljes (azaz a részesedéseket és az adósság típusú instrumentumokat is tartalmazó) nettó kiáramló FDI-értékét mutatják. Az idősorok pontos tartalma eltérhet egymástól, hiszen az UNCTAD az egyes országok nemzeti bankjai és statisztikai hivatalai által gyűjtött adatokat fogja össze és publikálja. Amennyiben adott nemzeti hatóság eltérő módszertannal méri fel az FDI-forgalmat, úgy az idősorok tartalma is más lesz. Az országok idősorainak pontos leírása az *UNCTAD* [2017b] módszertani jegyzetében olvasható.

A módszertani eltérések miatt az említett két forrásból származó adatok nem hasonlíthatók össze egymással. Így tanulmányomban is tartózkodom a közvetlen összehasonlítástól. Csupán néhány helyen fordul elő az adatok összevetése, ezen esetekben azonban ismét felhívom a figyelmet a módszertani inkonzisztenciára.

A nettó forgalom elemzésekor felmerül egy fontos probléma: (ahogy azt korábban írtam) értéke negatív is lehet, amelynek nem képezhető logaritmus. A probléma kezelése érdekében, az irodalomban általánosan elterjedt megoldást – kissé módosított formában⁸ – követve, a következő transzformációt alkalmazom:

$$\log FDI = \text{előjel}(FDI) \cdot \log(|FDI|), \quad /1/$$

⁶ Részletek az *MNB* [2014b] módszertani leírásában olvashatók.

⁷ Az eredeti, nominális idősorokat a küldő ország GDP-deflátorával reálisítottam.

⁸ Lásd például *Eichengreen–Irwin* [1995], *Yeyati–Panizza–Stein* [2007] tanulmányait. Jellemzően nem az FDI abszolút értékét veszik, hanem az $(1 + FDI)$ kifejezést, amellyel a 0 értékek meglétéből fakadó, szintén a logaritmizáláshoz köthető problémát kezelik. Jelen dolgozatban ugyanakkor ez nem releváns, hiszen a vizsgált bilaterális forgalmak mindegyike eltér 0-tól.

azaz, az adott FDI-forgalom abszolút értékének logaritmusát ellátom az eredeti FDI-forgalom előjelével, és az ily módon létrehozott logaritmizált FDI szerepel elemzésében.

2.2. A GDP idősorok

A 2010-es árfolyamon rögzített, dollárban kifejezett reál-GDP mutatót Hodrick–Prescott-szűrő segítségével trend- és cikluskomponensre bontom; és utóbbit nevezem üzleti ciklusnak.

A regressziós modellek különböző specifikációiban kétféle kontrollváltozót szerepeltetek: a *valutaárfolyamot* és a *reálkamatlábát*. A dolgozatban szereplő effektív reálárfolyam a nominális effektív árfolyam fogyasztóiárindex-alapú inflációval korrigált értéke. Az árfolyammozgások különböző csatornákon keresztül akár negatív, akár pozitív irányban befolyásolhatják a működő tőke áramlását, az FDI volumenét meghatározó tényezőket kutató tanulmányok többsége vizsgálja az árfolyam szerepét (lásd például *Froot–Stein* [1991], *Blonigen* [1997], *Kyrkilis–Pantelidis* [2003], *Russ* [2007], *Georgopoulos* [2008], *Phillips–Ahmadi-Esfahani* [2008] munkáit).

A reálkamatlábát – amely szintén egy releváns magyarázó változó lehet a Fisher-féle összefüggés alapján – a nominális kamatláb és az infláció különbségeként szám-szerűsítem. A hosszú lejáratú állampapír nominális kamatlábát csökkentem a fogyasztóiárindex-alapú infláció mértékével. A fogadó országban érvényesülő kamatláb is több mechanizmuson keresztül hathat a beáramló FDI nagyságára, és befolyásolhatja azt pozitív vagy negatív irányba. Az irodalomban nincs konszenzus arról, hogy melyik mechanizmus dominál, egyesek a negatív, mások a pozitív hatásokat hangsúlyozzák, az viszont közös, hogy a legtöbb esetben találnak szignifikáns hatást (lásd például *Culem* [1988], *Billington* [1999], *Bevan–Estrin* [2004], *Jeon–Rhee* [2008], *Chowdhury–Wheeler* [2008] vagy *Boateng et al.* [2015] cikkeit).

Mivel a két említett kontrollváltozó hatásainak elemzése jelen dolgozatnak nem célja, így a hatásmechanizmusok bemutatásától eltekintek, valamint a becsült modelleknél is csupán közlöm a kapott együtthatókat, de azok értelmezését nem végzem el.

2.3. A vizsgált partnerországok köre

Magyarországra számos partnerországból érkezik működő tőke, de csupán néhány országból származik jelentős összegű FDI-beáramlás. Tanulmányomban is csak ezen országokra fókuszálok, azokra, amelyekből a nettó beáramló FDI éves átlagos reálértéke a teljes megfigyelési időszakban meghaladja a 2 milliárd forintot. A vizsgált 13 ország a következő: Egyesült Államok, Ausztria, Belgium, Dánia, Dél-Korea,

Franciaország, Hollandia, Japán, Németország, Olaszország, Spanyolország, Svájc és Svédország.⁹

Az 1. táblázat a 13 országból érkező működő tőke súlyáról ad áttekintést. Az egyes cellák az adott időszor teljes megfigyelési perióduson számolt éves átlagát tartalmazzák.

1. táblázat

Éves átlagos nettó FDI-beáramlás, 2001–2016

(milliárd forint)

Befektető ország	Teljes	Részeseadás típusú	Adósság típusú
Németország	55,0	49,8	5,2
Ausztria	32,4	32,3	0,0
Hollandia	12,1	18,2	-6,1
Belgium	11,7	3,2	8,5
Olaszország	10,9	9,1	1,8
Franciaország	7,3	8,0	-0,7
Dél-Korea	3,7	4,6	-0,9
Svájc	3,6	4,2	-0,6
Egyesült Államok	3,0	5,7	-2,6
Japán	3,0	3,7	-0,7
Spanyolország	2,8	1,9	0,8
Svédország	2,3	0,6	1,7
Dánia	2,0	2,0	0,0
<i>Összesen (Top 13)</i>	<i>149,7</i>	<i>143,1</i>	<i>6,6</i>
Összes partnerország	155,1	153,4	1,7

Megjegyzés. Az összes partnerországot figyelembe vevő teljes nettó FDI áramlások minden évben pozitívak voltak, és ugyanez igaz a részeseadás típusú FDI-ra is. Az adósság típus FDI esetén ez már nem igaz, ott több évben is negatív összegek figyelhetők meg.

Forrás: Saját számítás az MNB adatai alapján. A cellák az adott befektető országból a teljes megfigyelési időszorban érkező nettó FDI-beáramlás éves *átlagos* értékét mutatják 1990-es árakon (beruházásiár-index segítségével deflálva).

⁹ Ha a nettó helyett a bruttó FDI-beáramlás forgalmát tekintjük, a legfontosabb partnerországok köre nem változik jelentősen, a 13 ország közül tíz esetében ugyanaz. Bruttó forgalmakkal számolva Dél-Korea, Japán és Dánia kikerülne a mintából, míg Luxemburg, Írország és az Egyesült Királyság bekerülne. A fontosabb FDI-partnerek köre tehát viszonylag robusztusnak tekinthető.

3. Beáramló FDI: stilizált tények

Dolgozatom fő kérdése, hogy van-e kapcsolat a működőtőke-áramlás és a gazdasági ciklusok között. Azaz, hogy a Magyarországra érkező működő tőke mutat-e szignifikáns együttmozgást akár a befektető ország, akár Magyarország gazdasági ingadozásaival.

Ciklusnak a gazdaság rövid távú kilengéseit, illetve, precízebben – *Hodrick–Prescott* [1997] vagy *Lucas* [1977] írását követve – az adott idősor annak hosszú távú trendjétől vett eltérését nevezem. Az idősorok hosszú távú trendjét pedig az irodalomban széles körben használt Hodrick–Prescott-szűrő segítségével azonosítom. A /2/-es egyenlettel leírt szűrő lényege,¹⁰ hogy egy $\{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ idősorhoz keressük annak $\{t_1, t_2, \dots, t_T\}$ trendjét, amely /1/ a lehető leginkább illeszkedik az eredeti idősorra, illetve /2/ a lehető „legsímább”, azaz a lehető legkisebb a variabilitása. Technikailag a szűrő a következő minimumfeladatot oldja meg.¹¹

$$\min_t \left(\sum_{i=1}^T (y_i - t_i)^2 + \lambda \sum_{i=1}^{T-1} \left[(t_{i+1} - t_i) - (t_i - t_{i-1}) \right]^2 \right) \quad /2/$$

A HP-szűrőt alkalmazom az FDI esetén is: az FDI-t tekintve nem annak szintje, hanem a HP-szűrővel azonosított cikluskomponense szerepel a becsült modellekben.

A 2. táblázat a 13 elemzett befektető ország GDP- és FDI-ciklusainak szórással mért volatilitását mutatja. A táblázat alapján három fontos stilizált tény fogalmazható meg. Egyrészt, a teljes FDI-kiáramlás cikluskomponensének szórása minden esetben lényegesen nagyobb, mint az adott befektető ország GDP-ciklusában megfigyelhető ingadozás. Ez a megfigyelés teljes mértékben összecseng az üzleti ciklusok általános stilizált tényei közül azzal, hogy a beruházás sokkal volatilisabb, mint a GDP. Másrészt, az is megfigyelhető, hogy a bilaterális adatpárokat, azaz a teljes FDI idősort és a részesedések idősorát összevetve jellemzően az utóbbi ciklikuskomponens szórása az alacsonyabb. Harmadrészt pedig – az adatforrások módszertani inkonzisztenciájából fakadó korlátozott összehasonlíthatóság miatt ugyan fenntartásokkal kezelve, de az is – megfigyelhető, hogy a bilaterális forgalmak szórása minden esetben jóval nagyobb, mint az adott befektető ország teljes (azaz nem csupán a Magyarországra érkező) FDI-kiáramlásának szórása.

¹⁰ Az eljárás részletes leírását lásd *Hodrick–Prescott* [1997] munkájában.

¹¹ A λ paraméter értékének, azaz a „símóság” súlyának a *Ravn–Uhlig* [2002] által javasolt 6,25-ös értéket választottam.

2. táblázat

A GDP és az FDI cikluskomponenseinek volatilitása, 2001–2016

(százalékpont)

Befektető ország	GDP-ciklus	Teljes FDI-beáramlás	Részesedés	Teljes FDI-kiáramlás
	szórása			
Ausztria	1,184	681,034	538,495	416,912
Belgium	0,894	603,921	557,847	586,513
Dánia	1,356	430,668	454,854	398,810
Dél-Korea	0,903	459,201	318,880	16,542
Egyesült Államok	1,073	750,386	626,446	62,169
Franciaország	0,920	760,317	515,678	36,951
Hollandia	1,344	819,733	751,026	50,234
Japán	1,325	573,728	474,371	21,063
Németország	1,605	626,018	64,988	53,949
Olaszország	1,290	552,036	380,081	64,985
Spanyolország	1,471	607,327	703,030	399,752
Svájc	1,139	779,650	567,521	267,634
Svédország	1,717	554,481	557,407	38,230

Forrás: Saját számítás a Világbank, az MNB és az UNCTAD adatai alapján.

Az üzleti ciklusokkal foglalkozó irodalom (lásd a korábbi hivatkozásokat) beruházással kapcsolatos egyik fő megállapítása, hogy az a GDP leginkább volatilis komponense, a beruházások szórása ugyanakkor jellemzően csupán 10-20-szorosa a GDP szórásának. Ennek tükrében az FDI itt leírt többszörös, esetenként többszázszoros relatív szórása elsősorban meglepő lehet. Azonban, ha figyelembe vesszük, hogy az FDI-t jóval több bizonytalansági tényező övezi (beruházó számára idegen gazdasági környezet, információhiány, kulturális különbségek, jelentősebb be- és kilépési akadályok, valamint költségek, intézményi különbségek stb., továbbá az ezekből fakadó bizonytalanság), a különbségek már érthetőbbnek tűnnek. Jelen dolgozatnak nem célja az okok keresése, ugyanakkor ez egy releváns kutatási irány lehet.

4. Az FDI ciklikus viselkedése

Tekintsük először a 13 vizsgált partnerország teljes kiáramló FDI-forgalmát! A 3. táblázat a /3/-as egyenlettel becsült OLS- (ordinary least squares – legkisebb

négyszetek) regresszió eredményét mutatja, amely alapján elmondható, hogy a kimenő FDI-forgalom aciklikusan viselkedik. Azaz, ha a vizsgált országok teljes FDI-kiáramlásának és GDP-jének cikluskomponensei közötti kapcsolatot tekintjük, akkor az statisztikailag inszignifikáns (a becslt együttható bár szignifikáns, a modell magyarázó ereje a korrigált R^2 alapján gyakorlatilag nulla).

$$FDI-ciklus_{it} = c + b \cdot GDP-ciklus_{it} + e_{it}, \quad /3/$$

ahol a függő változó i ország teljes kiáramló FDI-forgalmának cikluskomponense a t -edik periódusban, c a konstans tag, a $GDP-ciklus_{it}$ az i ország GDP-jének cikluskomponense a t -edik periódusban, e pedig a hibatag. A kulcs együttható, b pozitív előjelű és statisztikailag szignifikáns ugyan, de a modell magyarázó ereje a korrigált R^2 alapján gyakorlatilag nulla.

3. táblázat

*A teljes FDI-kiáramlás ciklikussága
(a /3/-es egyenlet alapján)*

Változó	Együttható (standard hiba)
<i>GDP-ciklus</i>	20,128** (7,565)
Korrigált R^2	0,004

Megjegyzés. ** $p < 0,05$. Saját számítás az UNCTAD adatai alapján. Az FDI-adatokat GDP-deflátorral reálósítottam.

A teljes FDI-kiáramlás tehát aciklikusan viselkedik. Tekintsük most a bilaterális FDI-forgalmak tulajdonságait!¹² A 4. táblázatban a /4/-es egyenlet különböző verzióival (egy-egy kontrollváltozó bevonásával, illetve elhagyásával) becslt modellek eredményei láthatók.

$$FDI-ciklus_{iHt} = c + b_1 \cdot GDP-ciklus_{it} + b_2 \cdot GDP-ciklus_{Ht} + b_3 \cdot ER_{Ht} + b_4 \cdot rint_{Ht} + e_{it}, \quad /4/$$

ahol a függő változó az i országból Magyarországra érkező nettó FDI-forgalom cikluskomponense a t -edik periódusban, c a konstans tag, a $GDP-ciklus_{it}$ az i befektető

¹² Természetesen, a 3. táblázatban szereplő együtthatót itt sem érdemes közvetlenül összevetni a 4. táblázat megfelelő együtthatóival a dolgozat elején említett adatkülönbségek miatt.

ország GDP-jének cikluskomponense a t -edik periódusban, a $GDP\text{-ciklus}_{Ht}$ Magyarország GDP-jének cikluskomponense a t -edik periódusban, ER_{Ht} a forint effektív reálárfolyama a t -edik periódusban, $rint_{Ht}$ a magyar reálkamatláb a t -edik periódusban, e pedig a hibatag. A kulcseyütthetők tehát b_1 és b_2 : előbbi az FDI befektető ország, utóbbi pedig Magyarország gazdasági ciklusával való együttmozgását ragadja meg. A modell becslése OLS-módszerrel történt (a modelldiagnosztikai elemzések a Függelékben olvashatók), ugyanakkor az eredmények ország fix hatásokkal becsülve is teljesen hasonlóak.

Az 1. specifikáció a bilaterális FDI-kiáramlás feltétel nélküli ciklikusságát méri. A b_1 együtthető bár pozitív, de statisztikailag nem szignifikáns, így ezen specifikáció alapján a bilaterális FDI-forgalom a befektető ország szempontjából aciklikusan viselkedik. Ugyanakkor, ha a magyar gazdaság két, az FDI szempontjából elméletileg releváns strukturális tulajdonságára is kontrollálunk, azaz figyelembe vesszük a magyar valutaárfolyam és reálkamatláb alakulását – lásd a 2. specifikációt –, akkor b_1 együtthető pozitív és statisztikailag szignifikáns, de a modell magyarázó ereje ezen esetekben is elenyésző. Az eredmény a 3. specifikációban is megmarad, ahol a magyar GDP-ciklus is szerepel. A 4. és 5. specifikációk pedig az FDI magyar gazdasággal mutatott együttmozgását mérik. Ezen két specifikációban (illetve ezekkel konzisztensen, a 3. specifikációban is) a b_2 együtthető bár pozitív, de statisztikailag nem szignifikáns (és az R^2 szintén nulla közeli), azaz elmondható, hogy a Magyarországra érkező bilaterális FDI-forgalmak a magyar gazdasági ingadozásokkal nem mozognak együtt: aciklikusnak tekinthetők.

4. táblázat

A bilaterális FDI-forgalom ciklikus viselkedése, 2001–2016

Változó	1.	2.	3.	4.	5.
	specifikáció				
Befektető ország GDP-ciklusa (b_1)	53,787 (46,636)	98,947* (46,287)	78,355* (36,702)	–	–
Magyar GDP-ciklus (b_2)	–	–	20,756 (38,058)	56,800 (38,067)	47,335 (39,206)
Magyar reálkamatláb	–	0,611** (0,244)	0,578** (0,236)	0,350 (0,259)	–
Magyar valutaárfolyam	–	–0,073* (0,034)	–0,068* (0,034)	–0,040 (0,035)	–
Korrigált R^2	0,007	0,016	0,013	0,008	0,010

Megjegyzés. Zárójelben a standard hiba szerepel. * $p < 0,110$, ** $p < 0,05$. A modell klaszterizált standard hibákat tartalmaz. $N = 208$.

Összességében tehát a bilaterális FDI-forgalom Magyarország szempontjából aciklikusan viselkedik – ugyanakkor a magyar gazdaság vizsgált strukturális tényezőitől függ –, és a befektető ország szempontjából is aciklikusnak tekinthető.

Érdekes lehet a teljes FDI-forgalmat a korábban említett két kategóriára, a részesedésekre és az adósság típusú instrumentumokra felbontani, hiszen azok motivációja a befektető szempontjából eltér. Az 5. táblázatban a részesedések típusú FDI-ciklikus viselkedését vizsgálom. A különböző modellspecifikációk itt is a /4/-es egyenlettel írhatók le, azonban a függő változó jelen esetben a részesedések típusú FDI cikluskomponense. Az eredmények alapján látható, hogy mind Magyarország, mind a befektető ország szempontjából aciklikusan viselkedik a részesedés típusú FDI: a b_1 és b_2 kulcsyütthatók minden esetben statisztikailag inszignifikánsak, és a korrigált R^2 is gyakorlatilag nulla.

5. táblázat

A bilaterális, részesedés típusú FDI-forgalom ciklikus viselkedése

Változó	1.	2.	3.	4.	5.
	specifikáció				
<i>Befektető ország GDP-ciklusa (b_1)</i>	-20,605 (31,179)	-4,959 (29,501)	-12,300 (30,838)	–	–
<i>Magyar GDP-ciklus (b_2)</i>	–	–	7,400 (25,996)	1,742 (23,024)	-4,660 (24,088)
<i>Magyar reálkamatláb</i>	–	0,216 (0,156)	0,205 (0,153)	0,240 (0,177)	–
<i>Magyar valutaárfolyam</i>	–	-0,020 (0,030)	-0,019 (0,032)	-0,023 (0,033)	–
Korrigált R^2	-0,002	-0,009	-0,013	-0,009	-0,005

Megjegyzés. Zárójelben a standard hiba szerepel. A modell klaszterizált standard hibákat tartalmaz. $N = 208$.

A 6. táblázat szintén a /4/-es becslőegyenlet eredményeit tartalmazza, de csak az adósság típusú FDI-forgalmakat figyelembe véve. Látható, hogy a befektető ország ciklusához tartozó b_1 együttható mindhárom specifikációban pozitív és statisztikailag szignifikáns, és bár valamelyest emelkedik az R^2 , még mindig gyakorlatilag nulla, azaz itt is aciklikusságot tapasztalhatunk. A magyar gazdasági ciklussal pedig itt sem figyelhető meg statisztikailag szignifikáns együttmozgás, azaz az adósság típusú FDI is aciklikusan viselkedik.

6. táblázat

A bilaterális, adósság típusú FDI-forgalom ciklikus viselkedése

Változó	1.	2.	3.	4.	5.
	specifikáció				
<i>Befektető ország GDP-ciklusa (b₁)</i>	88,157* (42,705)	123,666** (46,685)	131,978** (51,972)	–	–
<i>Magyar GDP-ciklus (b₂)</i>	–	–	-8,379 (34,282)	52,332 (31,618)	49,431 (31,056)
<i>Magyar reálkamatláb</i>	–	0,456** (0,208)	0,469** (0,186)	0,085 (0,221)	–
<i>Magyar valutaárfolyam</i>	–	-0,084* (0,043)	-0,085* (0,043)	-0,038 (0,039)	–
Korrigált R ²	0,020	0,021	0,017	0,000	0,008

Megjegyzés. Zárójelben a standard hiba szerepel. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$. A modell klaszterizált standard hibákat tartalmaz. $N = 208$.

Összefoglalásképp tehát elmondható, hogy a bilaterális FDI-forgalmak, illetve annak két komponense, a részesedések és az adósság típusú instrumentumok is aciklikusan viselkednek mind a befektető ország, mind Magyarország szempontjából, azaz a gazdaságok rövid távú ingadozásai a működő tőke beáramlása szempontjából irrelevánsak, annak hátterében egyéb, vélhetően strukturális tényezők állhatnak.

5. Összefoglalás

Rendkívül gazdag az FDI makrogazdaságra gyakorolt hatásával foglalkozó szakirodalom. Magyarországra a rendszerváltozás óta nagy mennyiségű külföldi működő tőke érkezett, és napjainkban is jelentős FDI-állományok működnek, ezért e téma tanulmányozása gazdaságpolitikai szempontból is releváns. Az irodalom jellemzően a tőkeáramlással összefüggő perzisztens, hosszú távú tényezőkkel foglalkozik, a rövid távú jelenségek vizsgálata háttérbe szorul. Vizsgálatomban a rövid távra fókuszáltam.

Jelen tanulmányomban az FDI-ciklikus viselkedését elemeztem, arra kerestem a választ, hogy a beáramló működő tőke összefügg-e akár a befektető ország és Magyarország – mint fogadó ország – gazdasági ingadozásaival. A vizsgált időszakban

(2001 és 2016 között) az átlagos nettó FDI-beáramlás túlnyomó többsége 13 országból érkezett, így ezen országok bilaterális forgalmára szűkítettem az elemzést. A becslt modellek rámutattak, hogy az FDI-ki- és -beáramlások egyaránt aciklikusan viselkednek. Azaz, az FDI-forgalom sem a befektető országok gazdasági ingadozásaival, sem a magyar gazdasági ciklusokkal nem mozog együtt. Ugyanerre az eredményre jutunk akkor is, ha figyelembe vesszük, hogy a működőtőke-forgalom két fő csoportra bontható: láthatjuk, hogy a – reálgazdasági szempontból jóval fontosabbnak tekinthető – részesedések típusú és az adósság típusú FDI is aciklikusan viselkedik mind a befektető, mind a fogadó ország szempontjából, a becslt modellek magyarázó ereje minden esetben gyakorlatilag nulla.

A magyar gazdasági ciklusok tehát sem a részesedések, sem az adósság típusú instrumentumok és az azok aggregátumaként adódó teljes FDI cikluskomponensével nem korrelálnak – az FDI-beáramlás aciklikus. Ugyanez igaz a befektető ország szempontjából is. Az FDI nem mutat ciklikus viselkedést, annak áramlását tehát vélhetően strukturális tényezők mozgatják.

Függelék

F1. Modelldiagnosztika

Idősorok stacionaritásának vizsgálata

A befektető ország GDP-ciklusának, illetve a három különböző FDI-idősor ciklusainak stacionaritását *Levin–Lin–Chu* [2002], valamint *Breitung* [2001] paneladatokra felírt egységgyöktesztjével mértem. Az egységgyök nullhipotézise minden szokásos szignifikanciaszint mellett elvethető a stacionaritás alternatív hipotézisével szemben. A magyar GDP-ciklust, a reálkamatláb, illetve az árfolyam idősorait pedig az ADF- (augmented Dickey–Fuller – kiterjesztett Dickey–Fuller) és PP- (Phillips–Perron) tesztek segítségével teszteltem. A tesztek alapján a magyar ciklus stacionáriusnak tekinthető, akárcsak a reálárfolyam. A reálkamatláb esetén a két teszt elentmondásos eredményt adott (az ADF alapján az idősor egységgyökfolyamat, míg a PP-teszt alapján stacionárius), ezért egy harmadik teszt, a KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin) segítségével döntöttem, amely alapján a reálkamatláb idősor stacionárius. Az egységgyöktesztek alapján tehát nem volt szükség az idősorok átalakítására, minden idősort az eredeti formájában használtam.

Homoszkedaszticitás

A becslt modelleknél klaszterizált standard hibákat számolok, amely az esetlegesen fellépő autokorrelációt és heteroszkedaszticitást kezel, lásd például *Vogelsang* [2012] írását.

Reziduum normalitása

A reziduumok normalitását a Shapiro–Wilk és a Shapiro–Francia normalitási tesztekkel vizsgáltam (Royston [1992]). Az eredmény alapján a teljes FDI-re és a részesedés típusú FDI-re becsült modell egyike esetén sem normális eloszlásúak a reziduumok, azonban Lumley *et al.* [2002] eredményei alapján ez nagyobb minta esetén nem veszélyezteti a *t*-tesztek validitását. A „nagyobb minta” persze egy rugalmas megfogalmazás, a 208 elem nem feltétlenül nevezhető nagyobb mintának. Ezért a közölt becsléseket jackknife módszerrel is elvégeztem, az így kapott standard hibák minimálisan különböznek a közölt értékektől, az együttthatók szignifikanciája nem változik. Az adósság típusú FDI esetén a reziduumok normalitásának nullhipotézise az alkalmazott tesztek alapján nem vethető el.

Endogenitás

Az irodalmi áttekintésben bemutattam, hogy a tanulmányok jellemzően a tudástranszfer szerepét hangsúlyozzák: a fogadó ország a külföldi működő tőke segítségével „importált” technológia és egyéb tudás felhasználásával lehet képes javítani termelékenységét és így kibocsátását, GDP-jét. Ezen új tudás „befogadása” és alkalmazása azonban vélhetően igényel némi tanulási időt, azaz, a külföldi működő tőke GDP-növelő hatása csak késleltetve jelentkezik. Ugyanakkor, ha nincs késleltető hatás, akkor az OLS-becslések, amelyek az FDI-ciklikus ingadozását a magyar GDP ingadozásával magyarázzák, a kétirányú oksági kapcsolat miatt endogének lehetnek, hiszen, ha a működő tőkével érkező technológia már az adott évben kifejti termelékenységjavító hatását, akkor az hathat a magyar GDP-re, annak ciklusára. (A csupán külföldi ciklusokat tartalmazó specifikációknál ez a probléma irreleváns, hiszen nincs okunk azt feltételezni, hogy a Magyarországra érkező FDI visszahat a befektető ország GDP-ciklusaira – különösképpen, ha figyelembe vesszük, hogy a befektető országok Magyarországra érkező működő tőkéje csupán kis része azok teljes FDI-kiáramlásának.) A potenciális endogenitási problémát kezelendő 2SLS-modellt is becsültem úgy, hogy a magyar GDP-ciklust a világ GDP-ciklusával instrumentáltam. Itt a fordított okság kizárható: a Magyarországra érkező bilaterális FDI-forgalmak ciklikus ingadozása bizonyosan nem hat a világ aggregált GDP-jének ciklikusságára. Ugyanakkor az instrumentált változó és az instrumentum között szignifikáns és erős korreláció van (a korrelációs együttható értéke: 0,799, és minden szokásos szignifikancia szinten szignifikáns). A becslések után a 2SLS-módszer használatának szükségességét Wooldridge [1995] endogenitási tesztjével ellenőriztem. A teszt alapján minden specifikáció esetén elvethető az endogenitás nullhipotézise, azaz, az endogénnek feltételezett magyar GDP-ciklus változó valójában tekinthető exogénnek minden ellenőrzött specifikációban, azaz a 2SLS módszer használata nem indokolt. Az eredményeket mégis közlöm a következő táblázatban.

Modellbecslések 2SLS módszerrel

Változó	Teljes			Részeseződés típusú			Adósság típusú		
	FDI								
	3.	4.	5.	3.	4.	5.	3.	4.	5.
	specifikáció								
<i>Befektető ország GDP-ciklusa (b₁)</i>	109,161*** (42,012)	–	–	–8,316 (42,464)	–	–	118,768* (62,216)	–	–
<i>Magyar GDP-ciklus (b₂)</i>	–10,296 (49,505)	55,939 (43,009)	29,734 (49,355)	3,384 (39,240)	–1,662 (25,575)	–18,556 (32,724)	4,937 (52,649)	77,000** (38,990)	62,390 (39,375)
<i>Magyar reálkamatláb</i>	0,628*** (0,242)	0,348 (0,233)	–	0,211 (0,182)	0,232 (0,148)	–	0,448** (0,186)	0,144 (0,207)	–
<i>Magyar valuta-árfolyam</i>	–0,075** (0,035)	–0,040 (0,031)	–	–0,020 (0,031)	–0,022 (0,031)	–	–0,083** (0,041)	–0,045 (0,038)	–
Korrigált R ²	0,010	0,008	0,008	–0,014	–0,009	,	0,016	–0,003	0,007

Megjegyzés. Zárójelben a standard hiba szerepel. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. A modell klaszterizált standard hibákat tartalmaz. $N = 208$.

F2. Az adatok forrása

Bilaterális FDI-forgalmak: Magyar Nemzeti Bank online adatbázisa: VIII. Fizetési mérleg, közvetlen tőkebefektetések, külfölddel szembeni állományok / Közvetlentőke-befektetések / BPM6 módszertan szerinti adatok / Éves idősoros adatok / Speciális célú vállalatok nélkül / Átfolyó tőké-től és eszközportfólió-átrendezéstől megtisztított forgalmak ország- és ágazati bontásban: Közvetlentőke-befektetések Magyarországon. Letöltés: 2018. június 10. (<http://www.mnb.hu/letoltes/aifdiflowexclcithufhu.xlsx>)

Teljes nettó FDI-beáramlás: UNCTAD World Investment Report: Annex Tables / FDI outflows, by region and economy, 1990–2017. Letöltés: 2018. június 10. (http://unctad.org/Sections/dite_dir/docs/WIR2018/WIR18_tab02.xlsx)

GDP (a modellekben használt reáladatok): World Bank Data: GDP (constant 2010 US\$). Letöltés: 2018. június 10. (<http://api.worldbank.org/v2/en/indicator/NY.GDP.MKTP.KD?downloadformat=excel>)

GDP (az 1. ábránál használt nominális GDP-adat): World Bank Data: GDP (current US\$). Letöltés: 2018. június 10. (<http://api.worldbank.org/v2/en/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?downloadformat=excel>)

Effektív reálárfolyam: IMF International Financial Statistics / Exchange Rates selected indicators / Real Effective Exchange Rate, Consumer Price Index. Letöltés: 2018. június 10. (<http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545862>)

Nominális kamatláb: IMF International Financial Statistics / Interest Rates selected indicators / Financial, Interest Rates, Government Securities, Government Bonds, Percent per annum. Letöltés: 2018. június 10. (<http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545867>)

Fogyasztóiár-index: IMF International Financial Statistics / Prices, Production and Labor selected indicators / Prices, Consumer Price Index, All items, Index. Letöltés: 2018. június 10. (<http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545861>)

Beruházásiár-index: KSH STADAT Táblák: 3.6.23-as táblázat. Letöltés: 2018. szeptember 20. (http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qse004.html)

GDP-deflátor: World Bank Data: GDP deflator. Letöltés: 2018. szeptember 22. (<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.DEFL.ZS>)

Irodalom

- ANTALÓCZY K. – SASS, M. [2014]: Tükör által homályosan. A külföldi közvetlentőke-befektetések statisztikai adatainak tartalmáról. *Külgazdaság*. 58. évf. 7–8. sz. 30–57. old.
- AZMAN-SAINI, W. N. W. – LAW, S. H. – AHMAD, A. H. [2010]: FDI and economic growth: new evidence on the role of financial markets. *Economics Letters*. Vol. 107. No. 2. pp. 211–213. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2010.01.027>
- BALASUBRAMANYAM, V. N. – SALISU, M. – SAPSFORD, D. [1996]: Foreign direct investment and growth in EP and IS countries. *Economic Journal*. Vol. 106. No. 434. pp. 92–105. <http://dx.doi.org/10.2307/2234933>
- BENCZÚR, P. – RÁTFAI, A. [2010]: Economic fluctuations in Central and Eastern Europe: the facts. *Applied Economics*. Vol. 42. No. 25. pp. 3279–3292. <https://doi.org/10.1080/00036840802112380>
- BERNANKE, B. – GERTLER, M. – GILCHRIST, S. [1999]: The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 1. Part C. pp. 1341–1393. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)
- BEVAN, A. A. – ESTRIN, S. [2004]: The determinants of foreign direct investment into European transition economies. *Journal of Comparative Economics*. Vol. 32. Issue 4. pp. 775–787. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2004.08.006>
- BILLINGTON, N. [1999]: The location of foreign direct investment: an empirical analysis. *Applied Economics*. Vol. 31. No. 1. pp. 65–76. <http://dx.doi.org/10.1080/000368499324561>
- BLOMSTRÖM, M. – LIPSEY, R. E. – ZEJAN, M. [1992]: *What Explains Developing Country Growth?* Working Paper. No. 4132. National Bureau of Economic Research. Cambridge. <https://www.nber.org/papers/w4132.pdf>
- BLONIGEN, B. A. [1997]: Firm-specific assets and the link between exchange rates and foreign direct investment. *American Economic Review*. Vol. 87. No. 3. pp. 447–465.
- BLONIGEN, B. A. [2005]: A review of the empirical literature on FDI determinants. *Atlantic Economic Journal*. Vol. 33. Issue 4. pp. 383–403. <http://dx.doi.org/10.1007/s11293-005-2868-9>
- BLONIGEN, B. A. – PIGER, J. [2011]: *Determinant of Foreign Direct Investment*. Working Paper. No. 16704. National Bureau of Economic Research. Cambridge. <https://www.nber.org/papers/w16704.pdf>

- BOATENG, A. – HUA, X. – NISAR, S. – WU, J. [2015]: Examining the determinants of inward FDI: evidence from Norway. *Economic Modelling*. Vol. 47. June. pp. 118–127. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2015.02.018>
- BORENSZTEIN, E. – DE GREGORIO, J. – LEE, J.-W. [1998]: How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*. Vol. 45. No. 1. pp. 115–135. [http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00033-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0)
- BREITUNG, J. [2001], The local power of some unit root tests for panel data. In: *Baltagi, B. H. – Fomby, T. B. – Hill, R. C. (eds.): Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels – Advances in Econometrics, Volume 15*. pp. 161–177. [http://dx.doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- CAVALLARI, L. [2010]: Exports and FDI in an endogenous-entry model with nominal and real uncertainty. *Journal of Macroeconomics*. Vol. 32. Issue 1. pp. 300–313.
- CAVALLARI, L. – D’ADDONA, S. [2013a]: Business cycle determinants of US foreign direct investment. *Applied Economics Letters*. Vol. 20. Issue 10. pp. 966–970. <http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2013.767971>
- CAVALLARI, L. – D’ADDONA, S. [2013b]: Nominal and real volatility as determinants of FDI. *Applied Economics*. Vol. 45. No. 18. pp. 2603–2610. <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2012.674206>
- CHENAF-NICET, D. – ROUGIER, E. [2016]: The effect of macroeconomic instability on FDI flows: a gravity estimation of the impact of regional integration in the case of Euro-Mediterranean agreements. *International Economics*. Vol. 145. May. pp. 66–91. <http://dx.doi.org/10.1016/j.inteco.2015.10.002>
- CHOWDHURY, A. R. – WHEELER, M. [2008]: Does real exchange rate volatility affect foreign direct investment? Evidence from four developed economies. *The International Trade Journal*. Vol. 22. Issue 2. pp. 218–245. <http://dx.doi.org/10.1080/08853900801970601>
- CULEM, C. [1988]: The locational determinants of direct investments among industrialized countries. *European Economic Review*. Vol. 32. Issue 4. pp. 885–904. [http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921\(88\)90051-7](http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921(88)90051-7)
- DE MELLO, L. R. [1999]: Foreign direct investment-led growth: evidence from time series and panel data. *Oxford Economic Papers*. Vol. 51. Issue 1. pp. 133–151. <http://dx.doi.org/10.1093/oep/51.1.133>
- EICHENGREEN, B. – IRWIN, D. A. [1995]: Trade blocs, currency blocs and reorientation of world trade in the 1930s. *Journal of International Economics*. Vol. 38. Issues 1–2. pp. 1–24. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(95\)92754-P](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(95)92754-P)
- FAIA, E. [2010]: Financial frictions and the choice of exchange rate regimes. *Economic Inquiry*. Vol. 48. Issue 4. pp. 965–982. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1465-7295.2009.00231.x>
- FROOT, K. A. – STEIN, J. C. [1991]: Exchange rates and foreign direct investment: an imperfect capital markets approach. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 106. Issue 4. pp. 1191–1217. <http://dx.doi.org/10.2307/2937961>
- GEORGOPOULOS, G. J. [2008]: Cross-border mergers and acquisitions: Does the exchange rate matter? Some evidence for Canada. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 41. No. 2. pp. 450–474.
- HODRICK, R. J. – PRESCOTT, E. C. [1997]: Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 29. No. 1. pp. 1–16.

- IL CHOE, J. [2003]: Do foreign direct investment and gross domestic investment promote economic growth? *Review of Development Economics*. Vol. 7. No. 1. pp. 44–57. <https://doi.org/10.1111/1467-9361.00174>
- JEON, B. N. – RHEE, S. S. [2008]: The determinants of Korea's foreign direct investment from the United States, 1980–2001: an empirical investigation of firm-level data. *Contemporary Economic Policy*. Vol. 26. Issue 1. pp. 118–131. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2007.00061.x>
- KOROKNAI P. – LÉNÁRT-ODORÁN R. [2011]: A speciális célú vállalatok szerepe a hazai gazdaságban és statisztikákban. *MNB-szemle*. 6. évf. 3. sz. 51–60. old.
- KYRKILIS, D. – PANTELIDIS, P. [2003]: Macroeconomic determinants of outward foreign direct investment. *International Journal of Social Economics*. Vol. 30. Issue 7. pp. 827–836. <http://dx.doi.org/10.1108/03068290310478766>
- LEVIN, A. – LIN, C.-F. – CHU, C.-S. J. [2002]: Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*. Vol. 108. Issue 1. pp. 1–24. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- LI, X. – LIU, X. [2005]: Foreign direct investment and economic growth: an increasingly endogenous relationship. *World Development*. Vol. 33. Issue 3. pp. 393–407. <http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.11.001>
- LUCAS, R. E. [1977]: Understanding business cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 5. pp. 7–29. [http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231\(77\)90002-1](http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231(77)90002-1)
- LUMLEY, T. – DIEHR, P. – EMERSON, S. – CHEN, L. [2002]: The importance of the normality assumption in large public health data sets. *Annual Review of Public Health*. Vol. 23. pp. 151–169. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.publhealth.23.100901.140546>
- MNB (MAGYAR NEMZETI BANK) [2014a]: *Tájékoztató: Változások a fizetésimérleg-statisztikákban: Az új nemzetközi módszertan (BPM6) bevezetése*. Budapest. <https://www3.mnb.hu/letoltes/valtozasok-a-fizetesimerleg-statisztikakban-a-bpm6-modszertan-bevezetese.pdf>
- MNB [2014b]: *Magyarország fizetésimérleg- és külfölddel szembeni befektetéspozíció-statisztikái*. Budapest.
- NAIR-REICHER, U. – WEINHOLD, D. [2001]: Causality tests for cross-country panels: a new look at FDI and economic growth in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 63. Issue 2. pp. 153–171. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00214>
- PHILLIPS, S. – AHMADI-ESFAHANI, F. Z. [2008]: Exchange rates and foreign direct investment: theoretical models and empirical evidence. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. Vol. 52. Issue 4. pp. 505–525. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8489.2008.00431.x>
- RAVN, M. – UHLIG, H. [2002]: On adjusting the Hodrick–Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 84. Issue 2. pp. 371–375. <http://dx.doi.org/10.1162/003465302317411604>
- ROYSTON, P. [1992]: Shapiro-Wilk and Shapiro-Francia tests. *Stata Technical Bulletin*. Vol. 1. No. 3. pp. 19–20.
- RUSS, K. N. [2007]: The endogeneity of the exchange rate as a determinant of FDI: a model of entry and multinational firms. *Journal of International Economics*. Vol. 71. Issue 2. pp. 344–372. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2006.04.004>

- STOCK, J. H. – WATSON, M. W. [1999]: Business cycle fluctuations in us macroeconomic time series. *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 1. Part A. pp. 3–64. [http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)01004-6](http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0048(99)01004-6)
- TŐKÉS L. [2017]: Stilizált tények a magyar üzleti ciklusokról. *Statisztikai Szemle*. 95. évf. 3. sz. 229–255. old. <http://dx.doi.org/10.20311/stat2017.03.hu0229>
- TŐKÉS, L. [2018]: Relationship between foreign direct investment and economic growth – A critique: the role of special purpose entities. *The Empirical Economics Letters*. Vol. 17. No. 12. pp. 1483–1488.
- UNCTAD (UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT) [2017a]: *Handbook of Statistics 2017*. New York.
- UNCTAD [2017b]: *World Investment Report 2017: Methodological Note*. New York.
- VOGELSANG, T. [2012]: Heteroskedasticity, autocorrelation, and spatial correlation robust inference in linear panel models with fixed-effects. *Journal of Econometrics*. Vol. 166. Issue 2. pp. 303–319. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.10.001>
- YEYATI, E. L. – PANIZZA, U. – STEIN, E. [2007]: The cyclical nature of North–South FDI flows. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 26. Issue 1. pp. 104–130. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.10.012>
- WANG, M. – WONG, M. C. S. [2007]: Foreign direct investment outflows and business-cycle fluctuations. *Review of International Economics*. Vol. 15. Issue 1. pp. 146–163. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9396.2007.00649.x>
- WOOLDRIDGE, J. M. [1995]: Score diagnostics for linear models estimated by two stage least squares. In: *Maddala, G. S. – Srinivasan, T. N. – Phillips, P. C. B. (eds.): Advances in Econometrics and Quantitative Economics: Essays in Honor of Professor C. R. Rao*. Blackwell. Oxford. pp. 66–87.

Summary

This paper analyses the cyclical behaviour of net inward FDI (foreign direct investment) flows to Hungary between 2001 and 2016. The analysis concentrates on thirteen countries from where Hungary receives most FDI flows. Based on the results, outward and inward bilateral Hungarian FDI flows are acyclical, that is, FDI fluctuations are insignificantly correlated with the GDP fluctuations of both the source country and Hungary. These results are not only true for the total (aggregated) FDI flows but also for the debt-type and equity-type FDI flows.