

Szabó Andrea

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat tesztelése

A monetáris árfolyammodelleknek és azok egyik fundamentális építőelemének, a vásárlóerő-paritásnak az idősoros tesztelése a legtöbb esetben nem támasztotta alá az elméleti modellek feltevéseit. Így az irodalom egyre inkább a paneltechnikák alkalmazása felé fordult mindkét modell tesztelése során, mivel a panel kointegrációs teszteknek nagyobb az erejük, mint az idősoros kointegrációs teszteknek. A következőkben panel kointegrációs teszttel vizsgáljuk meg a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás érvényességét 15 OECD-ország dollárárfolyamán keresztül az 1996. I. negyedév és a 2011. IV. negyedév közötti periódusban. Az eredmények mérsékelten igazolják a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás érvényességét is.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: F31, F41, C33

Kulcsszavak: monetáris árfolyammodellek, vásárlóerő-paritás, empirikus tesztelés, OECD-országok, panel kointegrációs teszt

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a monetáris árfolyammodellek írják le. Ezek a modellek a nemzetközi közgazdaságtan alapvető eszközei, ennek ellenére az elméleti modellek empirikus alátámasztása nem túl meggyőző; az elemzések többsége nem igazolja az érvényességüket. A hetvenes, nyolcvanas években és a kilencvenes évek első felében elsősorban sima idősoros teszteléseket végeztek, tehát az egyes országpárok bilaterális árfolyamait tesztelték. Az eredmények általában nem mutattak kointegrációt a nominális árfolyam és a fundamentumok között.

Például *Frankel (1984)* a ragadós árak monetáris modelljét tesztelte idősoros technikával, de a becsült paraméterei szinte sohasem voltak összhangban az elméleti modell együttműködésével. Őt árfolyamot vizsgált meg: a márka, a font, a frank, a jen és a kanadai dollár dollárárfolyamait. *Meese (1986)* sem tudott kointegrációt kimutatni a nominális árfolyam és a fundamentumok között (pénzkiáramlás, jövedelem) a dollár-márka és a dollár-font árfolyamokat vizsgálva az 1972-től 1983-ig tartó periódusban. Széles áttekintést ad a vonatkozó irodalomról *MacDonald és Taylor (1992)* tanulmánya. Ez két csoportba sorolja

Szabó Andrea egyetemi tanársegéd a Debreceni Egyetem Gazdaságtudományi Karán. E-mail: andrea.szabo@econ.unideb.hu.

A szerző ezúton is szeretné köszönetét kifejezni témavezetőjének, Dr. Földvári Péternek útmutatásaiért, segítőkészségéért.

a monetáris árfolyammodelleket tesztelő irodalmat: az egyikbe a két világháború közötti időszakot, illetve a lebegtetés kezdetétől körülbelül 1978-ig tartó periódust, míg a másikba a hetvenes évek végét, illetve a nyolcvanas éveket vizsgáló tanulmányok tartoznak. A két világháború között és a hetvenes években a vizsgálatok többnyire alátámasztják a monetáris árfolyammodelleket, de ez nem mondható el a nyolcvanas évek időszakára. *Sarantis (1994)* fontárfolyamokat vizsgált a dollár, a márka, a jen és a frank esetében 1973 és 1990 között, de nem tudott kointegrációt kimutatni az árfolyam és a fundamentumok között. *Rapach és Wohar (2002)* is folytatott idősoros vizsgálatokat; éves adatokat használva 18 iparosodott országot tekintettek át 1980 és 1995 között. Az eredmény nem lett átütő, 8 országnál találtak kointegrációt, 6-nál viszont nem.

Az eddigi eredmények azonban nem feltétlenül jelentik azt, hogy az elméleti modellekben van a hiba. Többek között *Groen (2000)* és *Rapach–Wohar (2004)* is az adatok hiánya miatti rövid idősoroknak tulajdonították a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az ereje ahhoz, hogy elutasítsa a nullhipotézist: nincs kointegráció a változók között. Több szerző is megmutatta, hogy az egységgyök és kointegrációs tesztek erejét a minta hossza befolyásolja, és nem az adatok frekvenciája (*Shiller–Perron 1985; Otero–Smith 2000*). A nagyobb megfigyelésszám nem csak hosszabb idősorok tesztelésével érhető el. Az adatokat panelbe rendezve egyszerre több idősor vizsgálható, ami szintén növeli a megfigyelésszámot, ezáltal pedig nő a tesztek ereje, ami javítja az egységgyök tesztek és a kointegrációs tesztek pontosságát (*Taylor–Taylor 2004*).

Mivel az idősoros kointegrációs teszteknek kisebb az erejük, mint a panel kointegrációs teszteknek, az irodalom egyre inkább a paneltechnikák alkalmazása felé fordult az árfolyammodellek tesztelése során. A korai elemzéseknek egyike *Groen (2000)* tanulmánya, amely – az 1973-tól 1994-ig terjedő időszakban negyedéves adatokat vizsgálva – alátámasztotta a monetáris árfolyammodellek érvényességét. Tizennégy ország dollár- és márkaárfolyamait vizsgálta, amelyekből alpaneleket is képzett. A legjobb eredményt a teljes panel esetén kapta, az alpanelek közül pedig az EMS országok paneljének eredménye volt a legkedvezőbb. További sikereket értek el a nominális árfolyam és a fundamentumok közötti kointegráció kimutatásában *Mark és Sul (2001)*, *Rapach és Wohar (2004)*, *Basher és Westerlund (2009)*.

A vásárlóerő-paritás (*purchasing power parity* – PPP) az egyik fundamentális építőeleme a monetáris árfolyammodelleknek. Ez volt az első modell, amely a nominális árfolyamok viselkedését magyarázta; az 1920-as évek végén látott napvilágot, Gustav Cassel¹ munkássága nyomán. Az irodalomban talán még nagyobb pályát futott be a PPP tesztelése, mint a monetáris árfolyammodellek vizsgálata, az eredmények azonban nagyon hasonlóak. Az idősoros tesztelések eredményei sok esetben nem támasztották alá a modell állítását² (*Krugman 1978; Frenkel 1981; Meese–Rogoff 1983*), ellenben a panelmódszer alkalmazása e modell empirikus igazolásában is több pozitív eredményt hozott (*Papell 2002; Im és szerzőtársai 2005; Pedroni 2004*).

¹ Cassel, G. (1928): *Post-war monetary stabilization*. Columbia University Press, New York.

² Az alkalmazott módszertanon kívül egyéb okai is vannak, hogy a PPP empirikus igazolása nehézségekbe ütközik, a jelen tanulmányban ezeket nem részletezzük. Az egyik ilyen tanulmány, mely összefoglalja ezeket az okokat: *Rogoff (1996)*.

A monetáris modellek és a vásárlóerő-paritás napjainkban is élen kutatott témák az irodalomban. Tesztelésük relevanciája talán abban rejlik, hogy az elmúlt évtizedekben új ökonometriai módszerek fejlődtek ki, melyek új lehetőségeket nyitnak meg e modellek tesztelésében. Illetve az irodalomban a tesztelések kudarcaként gyakran említett rövid idősorok problémája azóta enyhült. A Bretton Woods-i rögzített árfolyamrendszer felbomlása óta több mint negyven év telt el, ami szintén újabb motivációt jelent az irodalom számára a modellek újratesteléséhez. Minket is elsősorban ezek a tényezők sarkalltak arra, hogy e gyakran vizsgált modelleket újratesteljünk. Az eredmények alapján a panelemzések sikeresebbek, mint az országpáronkénti elemzések, ezért egy nemrég kifejlesztett panelemzővel teszteljük újra a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás empirikus érvényességét az 1996. I. negyedéve (Q1) és 2011. IV. negyedéve (Q4) közötti időszakban.

Módszer

A következő fejezetben bemutatjuk a monetáris modellek főbb jellemzőit, és azok redukált formáját, mely a becslésünk alapjául szolgált. Majd felvázoljuk a vásárlóerő-paritás modelljét. Ezt követően megfogalmazzunk egy tesztelési stratégiát, melynek során a monetáris modellek három modellspecifikációját mutatjuk be. Végül röviden összefoglaljuk a tesztelés menetét.

A modell

A monetáris modelleknek három fajtáját különböztetjük meg: 1) a rugalmas árk monetáris modelljét (Frenkel 1976; Bilson 1978); 2) a ragadós árk monetáris modelljét (Dornbush 1976); és 3) a reálkamat-különbségek modelljét (Frankel 1979). Ezek a modellek a pénzkereslet és pénzkínálat szerepét hangsúlyozzák az árfolyam meghatározásában, illetve egyaránt feltételezik a fedezetlen kamatparitás fennállását. Központi állításuk, hogy a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között hosszú távú egyensúlyi kapcsolat van.

Az irodalomban többnyire a monetáris modellek redukált formáját szokták megbecsülni (árfolyam, pénzkínálat, reáljövedelem), melyet Groen (2000) és Basher–Westerlund (2009) alapján a következőképpen kapunk meg: induljunk ki a pénzpiac egyensúlyából, ekkor a reál-pénzkínálat egyenlő a reál-pénzkereslettel:

$$m - p = \phi y - \lambda i, \quad (1)$$

ugyanaz az egyensúly külföldön is fennáll:

$$m^* - p^* = \phi y^* - \lambda i^*, \quad (2)$$

ahol m és m^* a hazai és a külföldi pénzkínálat logaritmusai, p és p^* a hazai és a külföldi árszínvonal logaritmusai, y és y^* a hazai és a külföldi reáljövedelem logaritmusai, i és i^* pedig a hazai és a külföldi kamatlábat jelölik. Feltételezzük, hogy a PPP teljesül a piacokon:

$$e = p - p^*, \quad (3)$$

ahol e a spot árfolyam logaritmus (a külföldi valuta ára hazai valutában kifejezve). Az (1) és a (2) egyenletről fejezzük ki az árszínvonalat, és helyettesítsük be a PPP-be, (3)-ba, így megkapjuk az árfolyam egyensúlyi értékét:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*). \quad (4)$$

Továbbá feltételezzük, hogy a kötvények egymás tökéletes helyettesítői, így érvényesül a fedezetlen kamatparitás:

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^*, \quad (5)$$

ahol E_t a feltételes várható érték operátora a t -edik időpontban rendelkezésre álló információk alapján, $E_t(e_{t+1}) - e_t$ pedig a várható leértékelődési ráta. Ezt (5) helyettesítsük be a fenti egyenletbe, (4)-be:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(E_t(e_{t+1}) - e_t). \quad (6)$$

Hosszú távon az árfolyam konvergál a hosszú távú egyensúlyi szintjéhez ($e_t = e_{t+1} = \bar{e}$), így a leértékelődési ráta nulla lesz: $E_t(e_{t+1}) - e_t = \bar{e} - \bar{e} = 0$. Ekkor megkapjuk a monetáris modellek redukált formáját:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*). \quad (7)$$

Jól látható, hogy a monetáris árfolyammodellek feltételezik a vásárlóerő-paritás teljesülését. A PPP sem mentes a kiinduló feltételektől, megkívánja, hogy a piacokon ne legyenek tranzakciós költségek (például szállítási költségek, adók, vámok, illetékek). Továbbá az egységes ár elvénél (Law of One Price – LOP) teljesülését, mely szerint ugyanannak az árunak ugyanaz az ára a különböző országokban, ha azonos valutában fejezzük ki azokat, mivel ha arbitrázs lehetőség lenne a piacokon, akkor azt a piaci szereplők kihasználnák, ezáltal pedig az árak kiegyenlítődnének. Végül a kereskedett áruk és szolgáltatások homogének, azaz nincs közöttük minőségi eltérés. Ha a fentiek az áruk elég széles körére teljesülnek,³ akkor azonos valutában kifejezve a megfelelő országok árszínvonalai egyenlők, vagy másképp, a nominális árfolyam meghatározható a megfelelő két ország árszínvonalának hányadosaként (abszolút vásárlóerő-paritás). Emellett, kevesebb feltétel teljesülése esetén beszélhetünk relatív vásárlóerő-paritásról is (Rogoff 1996). Az abszolút PPP a következőképpen írható fel (a kis betűk továbbra is a változók logaritmusait jelölik):

$$e = p - p^*. \quad (8)$$

Ezzel szemben a relatív PPP a nominális árfolyam változását magyarázza a megfelelő országok árszínvonal-változásának (inflációjának) különbségével:

³ Emiatt a tesztelés során olyan árindekszel kellene dolgozni, amelyek ugyanannak az árukosárnak az árát mérik a különböző országokban. Például a fogyasztói árindeksznél (a korai tesztelések kedvelt indikátora) ez gyakran nem teljesült, hiszen az egyes országokban eltérőek a fogyasztói szokások, így a különböző országok árindekszeiben felmért áruk és azok súlya is eltérhet egymástól.

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* . \quad (9)$$

Tesztelési stratégia

A monetáris árfolyammodellek a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot tételeznek fel, ez pedig a kointegrációval reprezentálható. Így a változók közötti kointegrációs kapcsolat meglétének vizsgálatával a monetáris árfolyammodellek tesztelhetők. Az általunk tesztelt empirikus modell a monetáris modellek redukált formája:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1(m_{it} - m_t^*) + \beta_2(y_{it} - y_t^*) + u_{it} ,$$

ahol e_{it} az i -edik ország nominális árfolyamának logaritmusza a t -edik időpontban, m_{it} az i -edik ország pénzkínálatának logaritmusza a t -edik időpontban, y_{it} az i -edik ország reáljövedelmének logaritmusza a t -edik időpontban, u_{it} pedig fehér zaj folyamat. A csillag a külföldi országot jelöli, mely minden esetben az Egyesült Államok, így csak t indexszel rendelkeznek a külföldi ország változói. Az irodalom általában ezt a korlátozott modellt teszteli, amelyben a restriktció a hazai és a külföldi változók együtthatójának egyenlősége. Továbbá elvárjuk, hogy az arányossági hipotézis teljesüljön, tehát a pénzkínálat változása (esetünkben a pénzkínálatok különbségeinek változása) egy az egyben jelenjen meg a nominális árfolyam változásában, azaz $\beta_1 = +1$. Ugyanez a helyzet a reáljövedelmek különbségeinek esetén, azaz $\beta_2 = -1$. Ebben a tanulmányban nem becsüljük meg a modellt, csak a kointegráció létezését kívánjuk tesztelni a változók között, de a változók paramétereire tett restriktciók ebben az esetben is fontosak. Ezen a specifikáción kívül még kettőt tesztelünk. Az egyik egy még szigorúbb megkötést tartalmazó modell, amely a monetáris makrogazdasági fundamentumokat egyetlen változóként kezeli:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left[(m_{it} - m_t^*) - (y_{it} - y_t^*) \right] + u_{it} ;$$

ekkor az irodalom azt várja, hogy $\beta_1 = +1$ legyen. Ezt a tesztelési módszert *Rapach és Wohar (2002)* cikkéből vettük át. A harmadik specifikáció pedig egy korlátlan modell, amely eltekint az eddigi restriktióktól, azaz nem feltételezzük, hogy a hazai és a külföldi változók ugyanolyan mértékben befolyásolják a nominális árfolyamot:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1 m_{it} + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_{it} + \beta_4 y_t^* + u_{it} .$$

Mint fentebb említettük, a monetáris árfolyammodellek egyik alap építőköve a vásárlóerő-paritás. Ezért a vásárlóerő-paritás teljesülését is megvizsgáljuk a kiválasztott mintán, mivel az esetleges negatív eredményeket okozhatja a PPP instabilitása is. A tesztelt empirikus modell a következő:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1 p_{it} + \beta_2 p_t^* + u_{it} ,$$

ahol p_{it} az i -edik ország árszínvonalának logaritmusza a t -edik időpontban, p_t^* pedig az USA árszínvonalának logaritmusza a t -edik időpontban, míg u_{it} fehér zaj folyamat. A PPP erős változata megkívánja, hogy $\beta_1 = 1$ és $\beta_2 = -1$, azaz feltételezi az egységnyi ár rugalmasságot mind a hazai, mind a külföldi árindex esetén, tehát egyfajta szimmetria áll

fenn. Esetünkben megelégszünk a PPP gyenge verziójának tesztelésével, amely csupán az együttthatók megfelelő előjeleit kívánja meg.

A tesztelés menete

A vizsgált változók közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a kointegrációval ragadható meg. A változók kointegráltak, ha létezik olyan lineáris kombinációjuk, amely stacioner. A kointegrált folyamatok hosszú távon nem szakadnak el egymástól, mert bizonyos befolyásoló tényezők, egyensúlyi mechanizmusok közös egyensúlyi pályán tartják azokat. Lehetséges, hogy ez a kapcsolat rövidtávon nem áll fenn, de a kointegrált folyamatok hosszú távon időben együtt mozognak (*Hendry–Juselius 2000*). Ebben a tanulmányban a kointegráció létezését teszteljük a nominális árfolyam és a vizsgált makrogazdasági fundamentumok között panel kointegrációs teszttel. Utóbbiaknak nagyobb az erejük, mint a sima idősoros kointegrációs teszteknek. Így ritkábban fogadják el helytelenül a nullhipotézist, hogy nincs kointegráció a változók között. A paneltesztek többsége *Engle–Granger (1987)* tesztjének elgondolásán alapszik, azaz reziduum alapú. E tesztek hátránya az a feltételezés, hogy a rövid és a hosszú távú hatásokat megragadó együttthatók egyenlők, ez pedig nagymértékben csökkentheti az erejüket (*Westerlund 2007*). Így a reziduum alapú tesztek helyett *Westerlund (2007)* tesztjeit alkalmazzuk.

Ezeknek a teszteknek is az a nullhipotézise, hogy nincs kointegráció a változók között. Kiinduló pontjuk egy feltételes panel hibakorrekciós modell, amelyben a tesztek azt vizsgálják meg, hogy az alkalmazkodási paraméter nulla-e, vagy sem. Ha nulla, akkor nincs kointegráció a változók között; ha kisebb, mint nulla, akkor a változók kointegráltak. A teszt nem csak a rövid távú hatások heterogenitását engedi meg, de alkalmazható keresztmetszeti függőség jelenléte esetén is. *Westerlund (2007)* négyféle tesztet konstruált, amelyeket két csoportba lehet osztani aszerint, hogy a nullhipotézissel szemben milyen alternatív hipotézist állítanak fel. Két teszt (P_τ , P_α) azt vizsgálja, hogy a teljes panel kointegrált-e, míg a másik kettő (G_α , G_τ) alternatív hipotézise az, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált.

A kointegráció azonban csak nem stacioner folyamatok között értelmezhető, ezért a tesztelés előtt meg kell vizsgálnunk a változóink integráltságának fokát. Mivel az egységgyök tesztek általában nagyon érzékenyek, ezért az eredmények robusztusságának ellenőrzésére több tesztet is alkalmaztunk: Im, Pesaran, Shin (IPS), Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri tesztet (*Im és szerzőtársai 2003; Maddala–Wu 1999; Hadri 2000*). A Hadri teszt az egyedüli, amelynek nullhipotézise a stacionaritás (alternatív hipotézise, hogy néhány egyed a panelben egységgyököt tartalmaz), a másik három teszt panel egységgyök teszt. Az IPS t -statisztika az átlaga az egyedi ADF teszteknek, a nullhipotézise az, hogy minden egyes idősor a panelben egységgyököt tartalmaz, az alternatív hipotézis pedig az, hogy csak néhány idősor – azaz nem mindegyik – tartalmaz egységgyököt (*Im és szerzőtársai 2003*). A Fisher-féle tesztek kombinálják az i -edik keresztmetszeti egységre vonatkozó egységgyök teszt p -értékeit, így tesztelik, van-e egységgyök a paneladatokban. Nullhipotézisük szintén az egységgyök feltételezése az idősorokban (*Maddala–Wu 1999; Baltagi 2008*). Az IPS tesztnél és a Fisher-ADF tesztnél a segéd regresszióban lévő késleltetések számát automatikus módszerrel, Schwarz információs kritérium alapján határoztuk meg, a Fisher-PP és a Hadri tesztnél pedig Bartlett kernelt alkalmaztunk a lehetséges autokorreláció korrigálására. Valamennyi modellezési lehetőséget megvizsgáltuk [a) az idősorok egyedi tengelymetszetet tartalmaznak; b) egyedi tengelymetszetet és trendet is tartalmaznak; c) egyiket sem tartalmaznak] annak

érdekében, hogy lássuk, mennyire robusztusak az eredmények. A tesztek kiválasztását azok feltételei befolyásolták. A tesztek egy csoportja azonos autoregresszív struktúrát feltételez az egyes keresztmetszeti egyedek esetén, ami a valóságtól elég távol álló feltételezés. Az általunk választott tesztek ezt nem feltételezik, megengedik az idősorok eltérő autoregresszív struktúráját, kivéve a Hadri tesztet (de jelenleg csak ez az egy szoftvercsomagok által támogatott panel stacionaritás teszt áll rendelkezésre).

Korábban a panelelemzések esetén tipikus volt a hibák keresztmetszeti függetlenségének feltételezése, de számos esetben ez nem teljesül. Ez elsősorban nagyszámú (10-nél több) keresztmetszeti egyednél lehet igaz (Pesaran 2004). Esetünkben nemcsak a keresztmetszeti egyedek viszonylag alacsony száma lehet a keresztmetszeti függőség forrása, hanem az amerikai dollár „horgonyvalutaként” való alkalmazása is. A vizsgált árfolyamaink mind dollárárfolyamok, tehát az USA változói minden egyenletben szerepelnek. Ez pedig okozhat keresztmetszeti függőséget az egyes egyedek reziduumaik között. Az árfolyamokban két közös komponens is megjelenhet, az egyik a dollár értékében bekövetkezett ingadozás, a másik az amerikai árindexekben bekövetkező ingadozás, ami a vásárlóerő-paritáson keresztül megjelenik a monetáris árfolyammodellekben is. Ez a két közös komponens két közös sokként is értelmezhető, amely a panelben lévő összes árfolyamot befolyásolja. Ezen kívül egyéb közös sokk (például egy adott régiót érintő konjunkturális változás) is okozhatnak keresztmetszeti függőséget (O’Connell 1998). Emiatt megvizsgáltuk a lehetséges keresztmetszeti függőség mértékét a reziduumok és az egyes változók között is. A teszteléshez Pesaran (2004) CD tesztjét alkalmaztuk, mely a páronkénti korrelációs együtthatók átlagán alapul. A reziduumokat a panel összevont csoportátlag becsléséből (Pooled Mean-group Estimation – PMG)⁴ kaptuk meg, amely mára egy bevett becslési módszer a kointegrált panelek esetén; aszimptotikusan torzítatlan és normális eloszlású paraméterbecsléseket eredményez (Pesaran és szerzőtársai 1999). Keresztmetszeti függőség jelenléte esetén megváltozik a Westerlund tesztek eloszlása, ezért ismét futtatva a teszteket a bootstrap eljárással újraszámolt *p*-értékeket is jeleljük, s ez alapján értékeljük a panel kointegrációs tesztek eredményeit.

Eredmények

A következő fejezetben bemutatjuk a felhasznált adatokat, illetve az egyes tesztek eredményeit: a panel egységgyök tesztek, a panel kointegrációs tesztek és Pedroni CD tesztjének eredményeit a keresztmetszeti függőségre.

Adatok

A paneladatok összeállításánál az OECD Statistics (Main Economic Indicators – MEI) adatbázisát használtuk fel. Összesen 15 OECD-ország (egészen pontosan: 14 ország, illetve az euró-zóna) dollárárfolyamait vizsgáltuk meg negyedéves bontásban, az 1996Q1 és 2011Q4 közötti időszakban: Ausztrália, Csehország, Dánia, euró-zóna, Egyesült Királyság, Japán, Kanada, Korea, Lengyelország, Magyarország, Mexikó, Norvégia, Svédország, Svájc, Törökország. Az országok árfolyam-politikáját a mintavétel időszakára döntően a lebegtetés jellemzi. Az eredeti adatok havi bontásúak, de ebben a tanulmányban negyedéves számokkal

⁴ Mivel az elmélet szerint a vizsgált panel kointegrált, illetve az előzetes tesztek is kimutatták a kointegrációt, egy olyan becslési módszert választottunk, amelyet kifejezetten kointegrált panelek esetén alkalmaznak.

dolgozunk. Ennek két oka is van. Az egyik, hogy így két keresztmetszeti egyeddel többet tesztelhetünk, mert Svájcnak a termelési indexe, illetve Ausztráliának a fogyasztói árindexe és a termelési indexe is csak negyedéves bontásban volt elérhető. A másik ok, hogy számos pozitív eredményt elérő tanulmány negyedéves adatokat alkalmaz. Az adatokat átlagolással kaptuk meg. A monetáris modellek redukált formáját, illetve annak az egyik legfontosabb építőelemét, a vásárlóerő-paritást teszteltük, így a változóink a nominális árfolyam, a nominális széles pénzkínálat, a termelési index és fogyasztói árindex (Consumer Price Index – CPI) voltak. A nominális árfolyam átlagos időszaki érték, tehát a havi átlagos értékekből számoltunk negyedéves átlagot. A nominális pénzkínálatok többnyire hó végi adatok, szezonálisan kiigazított és kiigazítatlan adatokat egyaránt tartalmaznak. Dánia, Lengyelország, Mexikó, Norvégia, Svájc, Svédország és Törökország esetén a nominális pénzkínálat szezonálisan nincs kiigazítva. A legtöbb esetben M3-as adatokról van szó, viszont Csehország, Kanada, Lengyelország, Norvégia esetén M2, Japán, Nagy-Britannia és Törökország esetén pedig M4 adatokat tartalmaz a mutató. A termelési index minden ország esetén szezonálisan kiigazított. A változók megválasztását az adatok elérhetősége befolyásolta. Mivel a reál GDP sokkal rövidebb idősorban állt rendelkezésre, mint az ipari termelési index, ezért mi is – mint a tanulmányok többsége – az utóbbit használjuk a vizsgálat során. Ugyanez a helyzet az árindex megválasztásával: a leghosszabb időtávra és a legtöbb országra a fogyasztói árindex állt rendelkezésre. A CPI szezonálisan nincs kiigazítva, mert az OECD, megfigyelései alapján, úgy ítéli meg: a szezonális hatások nem annyira szignifikánsak, hogy azokat érdemben kezelni kellene, így a szezonális kiigazítástól mi is eltekintünk. A fogyasztói árindex bázis éve 2005, és a felkínált árukosár-kategóriák közül a „minden tételt tartalmazó” kategóriát alkalmaztuk.

Panel egységgyök tesztek eredményei

A változóink integráltságának fokát négy teszttel teszteltük: IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri teszttel. Az eredmények robusztusságának vizsgálata érdekében valamennyi modellezési lehetőségre lefuttattuk a teszteket. Az IPS és a Fisher-ADF tesztnél a segéd regresszióban lévő késleltetések számát automatikus módszerrel, Schwarz információs kritérium alapján határoztuk meg, a Fisher-PP és a Hadri tesztnél pedig Bartlett kernelt alkalmaztunk a lehetséges autokorreláció korrigálására. Az eredményeket az 1. és a 2. táblázat szemlélteti.

A tesztek eredményei sok esetben nem egyértelműek, ezért a változók idősorainak ábráit is figyelembe vettük a változók integráltsági fokának meghatározásakor, melyek az 1. mellékletben találhatók. Az USA változói idősoros egységgyök tesztekkel is tesztelhetők, hiszen az egyes egyenletekben ugyanazok az idősorok szerepelnek. Végül elsősorban a kiválasztott négy paneltesztet alkalmaztuk ebben az esetben is, hogy valamennyi változó integráltsági fokának tesztelése azonos módszertannal történjen. De idősoros egységgyök teszteket is futtattunk a nem egyértelmű eredmények pontosabb értékeléséhez: Augmented Dickey Fuller (ADF) és Ng–Perron egységgyök tesztet, illetve Kwiatkowski–Phillips–Shmidt–Shin (KPSS) stacionaritás tesztet, melyek eredményei a 2. mellékletben megtalálhatók⁵ (Dickey–Fuller 1979; Ng–Perron 2001; Kwiatkowski és szerzőtársai 1992). Az USA pénzkínálata a paneltesztet és az idősoros tesztek alapján is egyértelműen egységgyök

⁵ Az idősoros egységgyök tesztekkel hosszabb idősoron teszteltük az USA változóit, mert az idősoros teszteknek kisebb az ereje, amely több megfigyelés tesztelésével növelhető (Rapach–Wohar 2002).

folyamat. A reáljövedelem vagy első fokon integrált vagy stationer, de a Hadri tesztnél még a másod fokú integráltság is felmerül. A reáljövedelem első differenciájának ábráján jól látszik, hogy 2009 első vagy második negyedében egy kiugró érték (outlier) figyelhető meg (a világgazdasági válság hatására a reáljövedelem visszaesett). Valószínűleg ez okozza a Hadri teszt bizonytalankodását. A paneltesztek bizonytalankodása ellenére az idősoros tesztek egyértelműen első fokon integráltak mutatják az amerikai reáljövedelmet. Stationer nem lehet, hisz az idősor ábrája alapján úgy tűnik, a folyamatnak trendje van. Az amerikai árszínvonalról sem lehet teljesen egyértelműen dönteni a tesztek eredményei alapján. Az IPS és a Fisher-ADF teszt szerint egységgyök folyamat, a Fisher-PP teszt alapján vagy $I(0)$, vagy $I(1)$, a Hadri teszt pedig teljesen bizonytalan. Ha megnézzük az amerikai árszínvonal első differenciáját, akkor két kiugró érték is detektálható, erre ismételten érzékeny lehet a Hadri teszt, illetve $I(0)$ sem lehet, mert a folyamatnak trendje van. Az idősoros tesztek közül az Ng-Perron teszt szintén érzékeny lehet a kiugró értékekre. Mindent egybevetve egységgyök folyamatnak ítéljük az amerikai árszínvonalat.

1. táblázat

Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei

| Változók | IPS teszt | | Fisher-ADF teszt | | |
|---|------------|------------|------------------|------------|------------|
| | A | B | A | B | C |
| <i>USA változói 1996Q1-2011Q4</i> | | | | | |
| m_t^* | 5.775 | -1.070 | 2.159 | 29.279 | 0.000 |
| Δm_t^* | -17.650*** | -15.942*** | 324.396*** | 258.702*** | 23.213 |
| y_t^* | -6.156*** | -5.664*** | 89.212*** | 80.431*** | 3.005 |
| Δy_t^* | 9.524*** | -7.779*** | 149.323*** | 111.733*** | 221.771*** |
| p_t^* | 5.255 | 1.201 | 2.496 | 13.112 | 0.000 |
| Δp_t^* | -31.357*** | -30.805*** | 645.204*** | 572.238*** | 108.601*** |
| <i>OECD-országok változói 1996Q1-2011Q4</i> | | | | | |
| e_{it} | -0.211 | -2.643*** | 33.298 | 47.306** | 31.274 |
| Δe_{it} | -18.199*** | -17.273*** | 342.912*** | 292.416*** | 488.164*** |
| m_{it} | -0.446 | -0.394 | 93.110*** | 46.102** | 0.146 |
| Δm_{it} | -12.177*** | -11.853*** | 215.837*** | 198.698*** | 91.979*** |
| y_{it} | -0.099 | -2.495*** | 36.660 | 50.798** | 7.378 |
| Δy_{it} | -20.908*** | -20.258*** | 378.870*** | 324.774*** | 867.538*** |
| p_{it} | 1.247 | -2.155** | 66.808*** | 56.652*** | 2.042 |
| Δp_{it} | -14.051*** | -13.840*** | 276.651*** | 246.490*** | 285.914*** |

Megjegyzések:

1) A) egyedi tengelymetszetet tartalmaz; B) egyedi tengelymetszetet és trendet is tartalmaz; C) egyiket sem tartalmaz.

2) A csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t, * 10%, ** 5%, *** 1%.

3) a Fisher-ADF és a Fisher-PP teszt esetén is a χ^2 (Khí négyzet) tesztet, a Hadri teszt esetén a heteroskedasztikus konzisztens Z statisztikát használtuk.

2. táblázat

A Fisher-PP és a Hadri egységgyök tesztek eredményei

| Változók | Fisher-PP teszt | | | Hadri teszt | |
|---|-----------------|------------|------------|-------------|-----------|
| | A | B | C | A | B |
| <i>USA változói 1996Q1–2011Q4</i> | | | | | |
| m_t^* | 1.745 | 17.118 | 0.000 | 22.167*** | 10.246*** |
| Δm_t^* | 328.176*** | 262.335*** | 88.701*** | -2.704 | -0.320 |
| y_t^* | 83.622*** | 31.108 | 1.777 | 11.091*** | 9.555*** |
| Δy_t^* | 100.963*** | 61.457*** | 171.216*** | 1.691** | 0.002 |
| $\Delta^2 y_t^*$ | – | – | – | -2.868 | -3.176 |
| p_t^* | 3.816 | 42.386* | 0.000 | 22.202*** | 2.350*** |
| Δp_t^* | 757.711*** | 683.479*** | 300.201*** | -0.059 | 8.151*** |
| $\Delta^2 p_t^*$ | – | – | – | -0.109 | 8.215*** |
| <i>OECD-országok változói 1996Q1–2011Q4</i> | | | | | |
| e_{it} | 43.237 | 30.525*** | 38.954 | 10.108*** | 8.716*** |
| Δe_{it} | 310.789*** | 252.381*** | 444.651*** | 2.264** | 3.761*** |
| $\Delta^2 e_{it}$ | – | – | – | 3.480*** | 17.343*** |
| m_{it} | 110.402*** | 41.010* | 0.000 | 21.537*** | 9.652*** |
| Δm_{it} | 248.988*** | 232.567*** | 152.661*** | 5.762*** | 7.199*** |
| $\Delta^2 m_{it}$ | – | – | – | 1.742** | 10.486*** |
| y_{it} | 28.806 | 27.426 | 6.957 | 14.499*** | 7.405*** |
| Δy_{it} | 389.091*** | 338.235*** | 873.100*** | -0.135 | -1.468 |
| p_{it} | 163.522*** | 151.253*** | 1.118 | 20.840*** | 8.610*** |
| Δp_{it} | 555.328*** | 538.776*** | 760.148*** | 6.754*** | 11.269*** |
| $\Delta^2 p_{it}$ | – | – | – | 1.259 | 7.529*** |

Megjegyzések:

1) A) egyedi tengelymetszetet tartalmaz; B) egyedi tengelymetszetet és trendet is tartalmaz; C) egyiket sem tartalmaz.

2) a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikanciáig szinten lehet elutasítani H_0 -t, * 10%, ** 5%, *** 1%.

3) a Fisher-ADF és a Fisher-PP teszt esetén is a χ^2 (Khí négyzet) tesztet, a Hadri teszt esetén a heteroszkedasztikus konzisztens Z statisztikát használtuk.

Az OECD-országok árfolyamai az IPS és a Fisher tesztek alapján $I(1)$ -es vagy $I(0)$ -ás folyamatok, a Hadri teszt pedig $I(3)$ -at mutat, de az idősorok ábráján jól kivehető, hogy a folyamatokban több kiugró érték is jelen van. Nem valószínű, hogy ezek a folyamatok stacionerek lennének, mert a legtöbb vizsgált árfolyamnak trendje van, így $I(1)$ -nek feltételezzük a vizsgált nominális árfolyamokat. Az OECD-országok pénzkínálata az IPS teszt szerint első fokon integrált, a Fisher tesztek szerint stacioner, a Hadri teszt pedig megint $I(3)$ -at mutat. Kiugró értékektől most sem mentesek a folyamatok, ez a pénzkínálatok első differenciáján látszik. A változók szintjének ábráin pedig jól kivehető, hogy valamennyi pénzkínálatnak trendje van, tehát nem lehet stacioner, ezért ebben az esetben is $I(1)$

-es adatgeneráló folyamatokat feltételezünk. Az OECD-országok reáljövedelme ennél kedvezőbb képet mutat. Az IPS és a Fisher-ADF teszt bizonytalankodik kicsit, $I(1)$ -es vagy (0) -ás folyamatokat mutat, viszont a Fisher-PP és a Hadri teszt egyértelműen egységgyök folyamatoknak ítéli a reáljövedelmeket. Így mi is egységgyök folyamatoknak feltételezzük ezeket a változókat (a legtöbb folyamatnak, úgy tűnik, trendje van). Az OECD-országok árszínvonalainak teszt eredményei szintén nincsenek egyértelmű összhangban azzal, amit az idősorok ábráin látunk. Az IPS teszt $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -át, a Fisher tesztek $I(0)$ -át, a Hadri teszt pedig $I(2)$ -öt vagy $I(3)$ -at mutat. Az idősorok ábráiból úgy tűnik, a legtöbb vizsgált árszínvonalnak trendje van, így a stacionaritást kizárjuk. Ezen idősorok első differenciájának ábráin nem csak kiugró értékek figyelhetők meg, de néhány esetben töréspontra is gyanakodhatunk (Lengyelország, Mexikó, Törökország). Ez okozhatja, hogy a Hadri teszt kissé irreális értéket is mutat. Ebben az esetben is $I(1)$ -nek feltételezzük a folyamatokat, de ezt statisztikailag csak az IPS teszt eredménye bizonyítja.

Bár a legtöbb esetben nem tudtunk egyértelmű döntést hozni a változók integráltságának fokáról, a vizsgált folyamatok minden esetben lehetnek első fokon integráltak. Így a vizsgált változók között értelmezhető a kointegráció, azaz meg tudjuk vizsgálni, van-e hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a változóink között, teljesül-e a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás központi állítása.

A Westerlund panel kointegrációs teszt eredményei

A Westerlund kointegrációs tesztet mind a monetáris modellek redukált formájára, mind annak egy fundamentális építőkövére, a vásárlóerő-paritásra lefuttattuk. A monetáris árfolyammodelleket három specifikációban teszteltük, az eredményeket a 3. táblázat mutatja.

3. táblázat

Westerlund-féle panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén

| Tesztstat. | Kétváltozós modell | | Háromváltozós modell | | Ötváltozós modell | |
|--------------|--------------------|-----------------|----------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
| | érték | <i>p</i> -érték | érték | <i>p</i> -érték | érték | <i>p</i> -érték |
| G_{τ} | -2.221 | 0.028 | -2.567 | 0.013 | -3.100 | 0.004 |
| G_{α} | -8.964 | 0.097 | -11.241 | 0.096 | -6.961 | 0.999 |
| P_{τ} | -8.221 | 0.004 | -9.923 | 0.001 | -10.688 | 0.014 |
| P_{α} | -7.729 | 0.001 | -10.302 | 0.001 | -8.021 | 0.744 |

Az eredményekből jól látszik, hogy a korlátozott modellek szerepeltek jobban. A P tesztek esetén a két- és háromváltozós modellnél 1%-os szignifikancia szinten elvethető a nullhipotézis (hogy nincs kointegráció a változók között), azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy a teljes panel kointegrált. A G teszteknel a nullhipotézist mindkét korlátozott specifikációnál 5%-os és 10%-os szignifikancia szinten lehet elvetni, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy van legalább egy olyan egyed a panelben, amely kointegrált. Az ötváltozós korlátlan modell esetén a G_{α} és a P_{α} tesztnek nem tudtuk elvetni a nullhipotézist, de a G_{τ} és a P_{τ} tesztnek ez 1%-os és 5%-os szinten elvethető. Az első

teszteredmények viszonylag pozitív képet mutatnak. Még a panel teljes kointegráltságára vonatkozóan is találtunk bizonyítékot. Ezek alapján a két-, illetve háromváltozós specifikáció eredménye egyértelműen megerősíti, hogy létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között, és a korlátlan modell esetén is van erre némi bizonyíték.

Meg kell néznünk azonban, hogy a monetáris modellek redukált formájára vonatkozó eredményeink mennyire robusztusak. Mivel az amerikai dollárt „horgonyvalutaként” alkalmaztuk, azaz minden vizsgált ország árfolyama dollárban van kifejezve, ezért nagy valószínűséggel az egyes egyedek reziduumaik között keresztmetszeti függőség figyelhető meg. A függőség jelenlétét Pesaran (2004) CD tesztjével vizsgáltuk meg, nemcsak a reziduumok, de a változók között is, mindhárom specifikáció esetén. Az eredményeket a 4. táblázat szemlélteti.

4. táblázat

**CD-teszt eredmények a becsült monetáris modellek esetén
a reziduumra és a változókra vonatkozóan**

| Kétváltozós modell | | | Háromváltozós modell | | | Ötváltozós modell | | |
|--------------------|---------------|---------|----------------------|---------------|---------|-------------------|---------------|---------|
| | CD t.stat. | p-érték | | CD t.stat. | p-érték | | CD t.stat. | p-érték |
| reziduum | 5.18 | 0.000 | reziduum | 0.83 | 0.409 | reziduum | 31.22 | 0.000 |
| e_{it} | 38.56 | 0.000 | e_{it} | 38.56 | 0.000 | e_{it} | 38.56 | 0.000 |
| m_{it} | 78.99 | 0.000 | $m_{d,it}$ | 22.49 | 0.000 | f_{it} | 5.12 | 0.000 |
| m_t^* | 81.98 | 0.000 | $y_{d,it}$ | 6.17 | 0.000 | | | |
| y_{it} | 37.34 | 0.000 | | | | | | |
| y_t^* | 81.98 | 0.000 | | | | | | |

Megjegyzések: 1) $f_{it} = [(m_{it} - m_t^*) - (y_{it} - y_t^*)]$
 2) $m_{d,it} = (m_{it} - m_t^*)$
 3) $y_{d,it} = (y_{it} - y_t^*)$

A reziduumokat a panel összevont csoportátlag (PMG) becsléséből kaptuk meg. A CD teszt nullhipotézise a keresztmetszeti függetlenség. Az eredmények egyértelműek, szinte minden esetben 1%-os szignifikancia szinten elvethető, hogy az egyes reziduumok, illetve a változók függetlenek lennének egymástól az egyes keresztmetszeti egyedeknél (a vizsgált árfolyamoknál). Csak a háromváltozós specifikációnál nem tudjuk elvetni, hogy a panel összevont csoportátlag becsléséből kapott reziduumok keresztmetszetileg függetlenek egymástól.

Mivel a CD teszt eredményei erőteljes függőséget mutatnak a vizsgált panel elemei között, ezért a Westerlund tesztet újrafuttatjuk, és bootstrap eljárással új p-értékeket határozunk meg. Az eredményeket az 5. táblázat mutatja.

5. táblázat

**Westerlund-féle panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris
árfolyammodellek esetén robusztus p -értékekkel**

| tesztstat. | Kétváltozós modell | | Háromváltozós modell | | Ötváltozós modell | |
|--------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | érték | robusztus p -érték | érték | robusztus p -érték | érték | robusztus p -érték |
| G_{τ} | -2.221 | 0.109 | -2.567 | 0.068 | -3.100 | 0.044 |
| G_{α} | -8.964 | 0.095 | -11.241 | 0.090 | -6.961 | 0.859 |
| P_{τ} | -8.221 | 0.081 | -9.923 | 0.034 | -10.688 | 0.099 |
| P_{α} | -7.729 | 0.051 | -10.302 | 0.031 | -8.021 | 0.501 |

Az eredmények jól láthatóan romlottak, de a végkövetkeztetést nem befolyásolják nagymértékben. Továbbra is a két korlátozott modell teljesít jobban, azok közül is az irodalomban gyakran tesztelt háromváltozós specifikáció. A G teszteknel 10%-os, a P teszteknel 5%-os szignifikancia szinten vehető el a nullhipotézis, hogy nincs kointegráció a vizsgált változók között. A kétváltozós specifikáció esetén csak a G_{τ} teszt esetén nem tudjuk elvetni a nullhipotézist, a többi esetben ez 10%-os szignifikancia szinten elvethető. Az ötváltozós korlátlan modell hasonlóan teljesített, mint az előbb. A G_{τ} és P_{τ} tesztnél 5% és 10%-os szignifikancia szinten vehető el, hogy nincs kointegráció a vizsgált változók között, míg a G_{α} és P_{α} tesztnél nem vehető el a nullhipotézis. A korábbi állításunk a keresztmetszeti függőség figyelembe vételével sem változott meg nagymértékben: létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között, amelyre a háromváltozós korlátozott modell esetén egyértelmű bizonyítékot találtunk, a másik két specifikáció esetén pedig mérsékelt igazolást.

A Westerlund tesztet a vásárlóerő-paritásra is lefuttattuk, hogy lássuk, a monetáris modellek egyik fundamentális építőköve fennáll-e a vizsgált mintánkon. Mivel a monetáris modellek tesztelésénél a vizsgált panelről kiderült, hogy egyértelmű a keresztmetszeti függőség jelenléte mind a változók, mind a reziduumok között, ezért a vásárlóerő-paritás esetén az első lépés az volt, hogy a CD teszttel megvizsgáltuk a feltételezett keresztmetszeti függőség mértékét. Az eredményeket a 6. táblázat foglalja össze.

6. táblázat

**CD teszt eredmények a becsült vásárlóerő-paritás esetén
a reziduumra és a változókra vonatkozóan**

| | Vásárlóerő-paritás | |
|----------|---------------------|------------|
| | CD tesztstatisztika | p -érték |
| reziduum | 60.70 | 0.000 |
| e_{it} | 38.56 | 0.000 |
| p_{it} | 61.14 | 0.000 |
| p_t^* | 81.98 | 0.000 |

Feltételeztük, hogy a keresztmetszeti függőség elsődleges forrása az amerikai dollár „horgonyvalutaként” való alkalmazása, így egyáltalán nem meglepő, hogy a CD teszt eredményei e panel esetén sem változtak meg. A keresztmetszeti függetlenséget a reziduumok, a nominális árfolyamok és az árszínvonalak között is 1%-on el lehet vetni. A reziduumokat ebben az esetben is a panel összevont csoportátlag (PMG) becsléséből kaptuk meg.

Ennek ellenére a Westerlund teszt p - és robusztus p -értékeit (bootstrap eljárással újraszámolva) is lejelentjük. Ezáltal látható, mennyire érzékeny a teszt a keresztmetszeti függőség jelenlétére. Az eredményeket a 7. táblázat szemlélteti.

7. táblázat

**Westerlund-féle panel kointegrációs teszt eredmények
a vásárlóerő-paritás esetén p -értékekkel és robusztus p -értékekkel**

| tesztstat. | Vásárlóerő-paritás | | |
|--------------|--------------------|------------|----------------------|
| | érték | p -érték | robusztus p -érték |
| G_{τ} | -2.760 | 0.001 | 0.049 |
| G_{α} | -11.600 | 0.063 | 0.081 |
| P_{τ} | -10.303 | 0.000 | 0.079 |
| P_{α} | -10.273 | 0.001 | 0.071 |

Bár a p - és a robusztus p -értékek eltérnek egymástól, de annyira nem, hogy ez a következtetéseket megváltoztassa. A p -értékek alapján valamennyi teszt esetén elvethető a nullhipotézis, a G_{α} tesztnél 10%-os, a többi teszt esetén pedig 1%-os szignifikancia szinten. A robusztus p -értékek alapján ezt már csak 10%-os szignifikancia szinten tudjuk megtenni, kivéve a G_{τ} tesztet, ahol 5%-oson. Az eredmények alapján fennáll a vásárlóerő-paritás a vizsgált mintánkon, azaz kimutatható egy hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a nominális árfolyam és a megfelelő árszínvonalak között. Ez alátámasztja a monetáris árfolyammodelleknél elért eredményeket, hiszen a vásárlóerő-paritás teljesülése feltétele a monetáris árfolyammodellek érvényességének.

Konklúzió

A monetáris árfolyammodelleknek és azok egyik fundamentális építőelemének, a vásárlóerő-paritásnak az idősoros tesztelése a legtöbb esetben nem támasztotta alá az elméleti modellek feltevéseit. Így az irodalom egyre inkább a paneltechnikák alkalmazása felé fordult mindkét modell tesztelése során. A panel kointegrációs teszteknek nagyobb az erejük, mint az idősoros kointegrációs teszteknek, így ritkábban fogadják el helytelenül a nullhipotézist, hogy nincs kointegráció a változók között. A tanulmányban mi is a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat tesztelésére vállalkoztunk a nominális árfolyam és a monetáris árfolyammodellek redukált formájában, illetve a vásárlóerő-parításban szereplő makrogazdasági fundamentumok között panel kointegrációs teszt segítségével.

A leggyakrabban alkalmazott panel kointegrációs tesztek reziduum alapúak, azaz az idősoros *Engle-Granger* (1987) kointegrációs teszt logikáját alkalmazzák. De ezek a

tesztek szigorú megkötést erőltetnek a rövid és a hosszú távú együttthatókra, feltételezik, hogy azok egyenlők és ez minden keresztmetszeti egyed (minden árfolyam) estén teljesül, ez pedig csökkentheti a tesztek erejét. Ezért egy másfajta elgondoláson alapuló tesztet választottunk, *Westerlund (2007)* tesztjét, mely egy feltételes panel hibakorrekciós modell esetén az alkalmazkodási paramétert teszteli. A teszt keresztmetszeti függőség jelenlétét is tudja kezelni, melyet *Pesaran (2004)* CD tesztjével vizsgáltunk meg mind a változók, mind a reziduumok között. A monetáris árfolyammodelleket három specifikációban teszteltük: két-, három- és ötváltozós modelleket vizsgáltunk meg. A tesztelés során mind a monetáris modellek, mind a vásárlóerő-paritás vizsgálatához összeállított panelnél keresztmetszeti függőség jelenlétét mutatta ki a CD teszt a reziduumok és a változók között is. Emiatt bootstrap eljárással robusztus p -értékeket határoztunk meg. Az eredmények nem térnek el jelentősen a robusztus p -értékek figyelembe vételével sem. Mind a monetáris árfolyammodellek, mind a vásárlóerő-paritás esetén sikerült kimutatni a kointegrációt a vizsgált változók között. A monetáris árfolyammodellek esetén elmondható, hogy az irodalomban leggyakrabban tesztelt háromváltozós korlátozott modell szerepelt a legjobban.

Hivatkozások

- Baltagi, B. H. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley, Chichester.
- Basher, S. A. – Westerlund, J. (2009): *Panel cointegration and the monetary exchange rate model*. *Economic Modelling*, Vol. 26, No. 2:506–513.
- Bilson, J. (1978): *The monetary approach to the exchange rate – some empirical evidence*. *IMF Staff Papers* 25, Vol. 1:48–75.
- Dickey, D. A. – Fuller, W. A. (1979): *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366:427–431.
- Dornbush, R. (1976): *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6:1161–1176.
- Engle, R. F. – Granger, C. W. J. (1987): *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2:251–276.
- Frankel, J. A. (1979): *On the mark: a theory of floating exchange rates based on real interest rate differentials*. *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 4:610–622.
- Frankel, J. A. (1984): *Tests of monetary and portfolio balance models of exchange rate determination*. In: John F. O. Bilson – Richard C. Marston (eds.) (1984): *Exchange Rate Theory and Practice*. University of Chicago Press:239–260. http://www.nber.org/chapters/c6837.pdf?new_window=1, Letöltve: 2011. 12. 16.
- Frenkel, J. A. (1976): *A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence*. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, No. 2:169–191.
- Frenkel, J. A. (1981): *The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's*. *European Economic Review*, Vol. 16, No. 1:145–165.
- Groen, J. J. (2000): *The monetary exchange rate model as a long run phenomenon*. *Journal of International Economics*, Vol. 52, No. 2:299–319.
- Hadri, K. (2000): *Testing for stationarity in heterogeneous panel data*. *The Econometrics Journal*, Vol. 3, No. 2:148–161.
- Hendry, D. F. – Juselius, K. (2000): *Explaining cointegration analysis: Part I*. *The Energy Journal*, Vol. 21, No. 1:1–42.
- Im, K. S. – Lee, J. – Tieslau, M. (2005): *Panel LM unit-root tests with level shifts*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3:393–419.
- Im, K. S. – Pesaran, M. H. – Shin, Y. (2003): *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1:53–74.

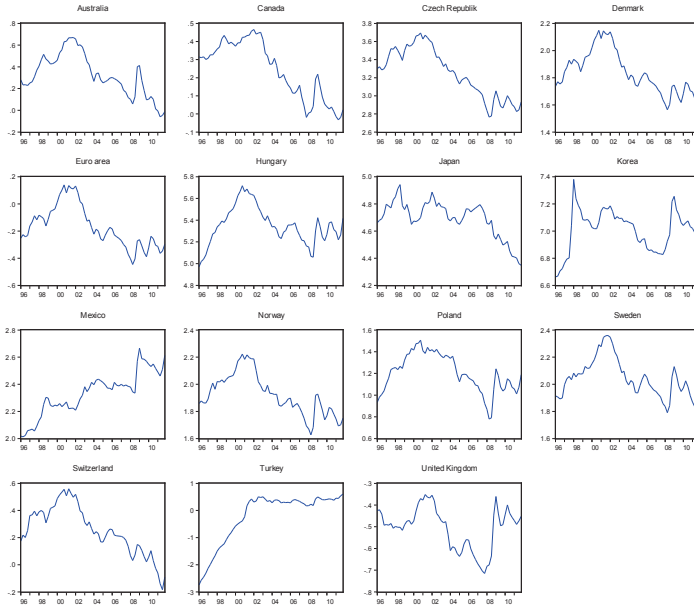
- Krugman, P. R. (1978): *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence*. Journal of International Economics, Vol. 8, Issues 3:397-407.
- Kwiatkowski, D. – Phillips, P. C. – Schmidt, P. – Shin, Y. (1992): *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?* Journal of Econometrics, Vol. 54, No. 1:159–178.
- Macdonald, R. – Taylor, M. P. (1992): *Exchange rate economics: a survey*. Staff Papers-International Monetary Fund, Vol. 39, No. 1:1–57.
- Maddala, G. S. – Wu, S. (1999): *A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 61, No. S1:631–652.
- Mark, N. C. – Sul, D. (2001): *Nominal exchange rates and monetary fundamentals. Evidence from a small post-Bretton woods panel*. Journal of International Economics, Vol. 53, No. 1:29–52.
- Meese, R. A. (1986): *Testing for bubbles in exchange markets: a case of sparkling rates*. Journal of Political Economy, Vol. 94, No. 2:345–373.
- Meese, R. A. – Rogoff, K. S. (1983): *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?* Journal of International Economics, Vol. 14, No. 1-2:3–24.
- Ng, S. – Perron, P. (2001): *Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power*. Econometrica, Vol. 69, No. 6:1519–1554.
- O'Connell, P. G. J. (1998): *The overvaluation of purchasing power parity*. Journal of International Economics, Vol. 44, No. 1:1–19.
- Otero, J. – Smith, J. (2000): *Testing for cointegration: power versus frequency of observation-further Monte Carlo results*. Economics Letters, Vol. 67, No. 1:5–9.
- Papell, D. (2002): *The great appreciation, the great depreciation, and the purchasing power parity hypothesis*. Journal of International Economics, Vol. 57, No. 1:51–82.
- Pesaran, M. H. – Shin, Y. – Smith, R. P. (1999): *Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels*. Journal of the American Statistical Association, Vol. 94, No. 446:621–634.
- Pedroni, P. (2004): *Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*. Econometric theory, Vol. 20, No. 3:597–625.
- Pesaran, M. H. (2004): *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*. CESifo Working Paper No. 1229, http://www.econstor.eu/bitstream/10419/18868/1/cesifo1_wp1229.pdf, Letöltve: 2013. 03. 18.
- Rapach, D. E. – Wohar, M. E. (2002): *Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data*. Journal of International Economics, Vol. 58, No. 2:359–385.
- Rapach, D. E. – Wohar, M. E. (2004): *Testing the monetary model of exchange rate determination: a closer look at panels*. Journal of International Money and Finance, Vol. 23, No. 6:867–895.
- Rogoff, K. (1996): *The Purchasing Power Parity Puzzle*. Journal of Economic Literature, Vol. 34, No. 2:647–668.
- Sarantis, N. (1994): *The monetary exchange rate model in the long run: an empirical investigation*. Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 130, No. 4:698–711.
- Shiller, R. J. – Perron, P. (1985): *Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation*. Economics Letters, Vol. 18, No. 4:381–386.
- Taylor, A. M. – Taylor, M. P. (2004): *The purchasing power parity debate*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No. 4:135–158.
- Westerlund, J. (2007): *Testing for error correction in panel data*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 69, No. 6:709–748.

Mellékletek

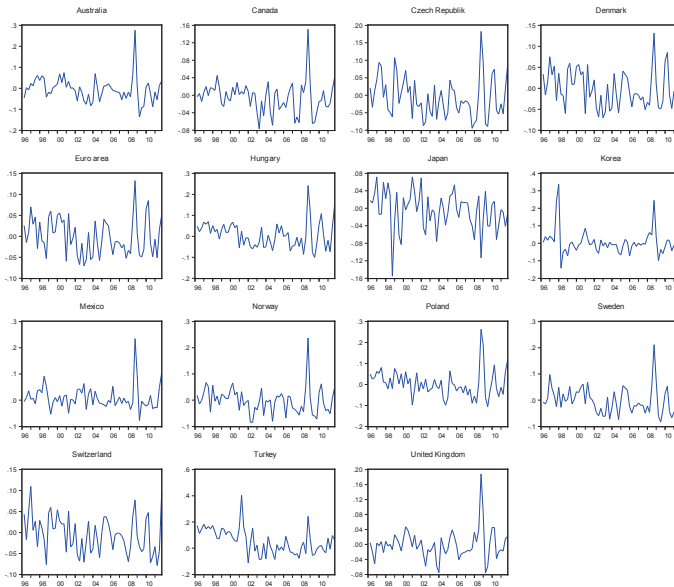
1. melléklet

Az OECD-országok panel (1996Q1–2011Q4) idősorainak ábrái

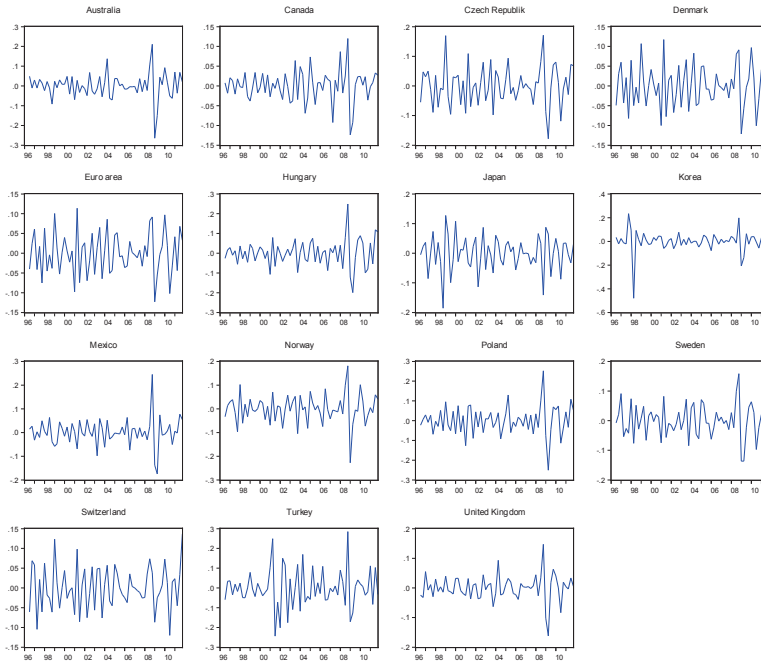
A nominális árfolyamok logaritmusai



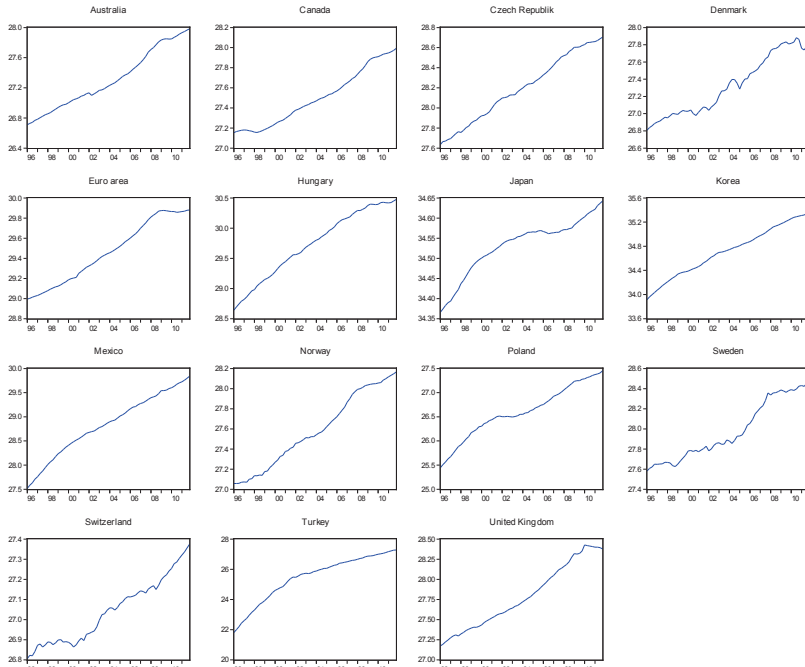
A nominális árfolyamok logaritmusainak első differenciái



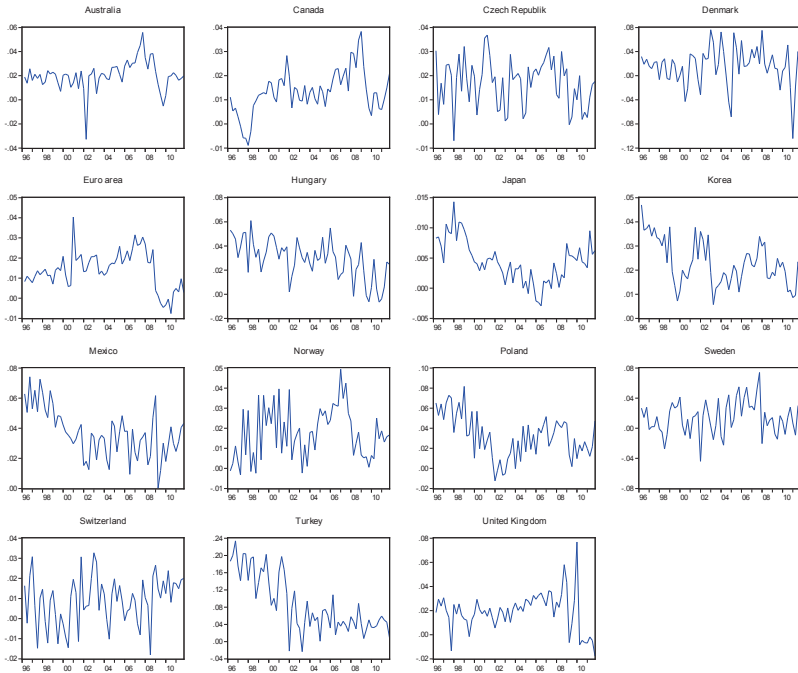
A nominális árfolyamok logaritmusainak második differenciái



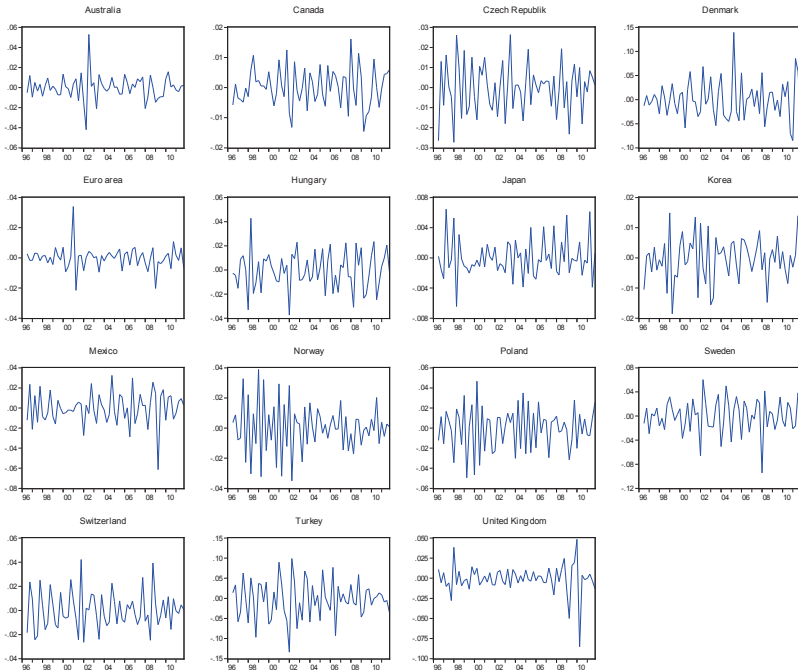
A nominális pénzkínálatok logaritmusai



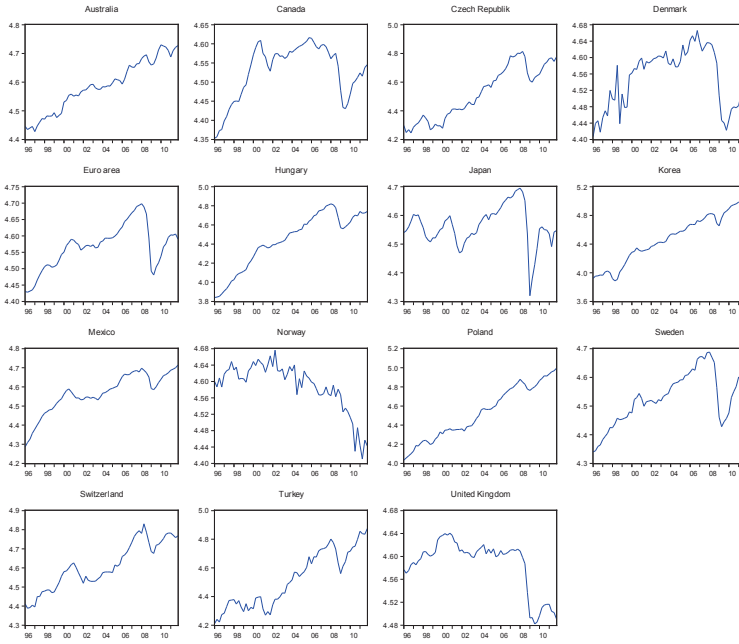
A nominális pénzkínálatok logaritmusainak első differenciái



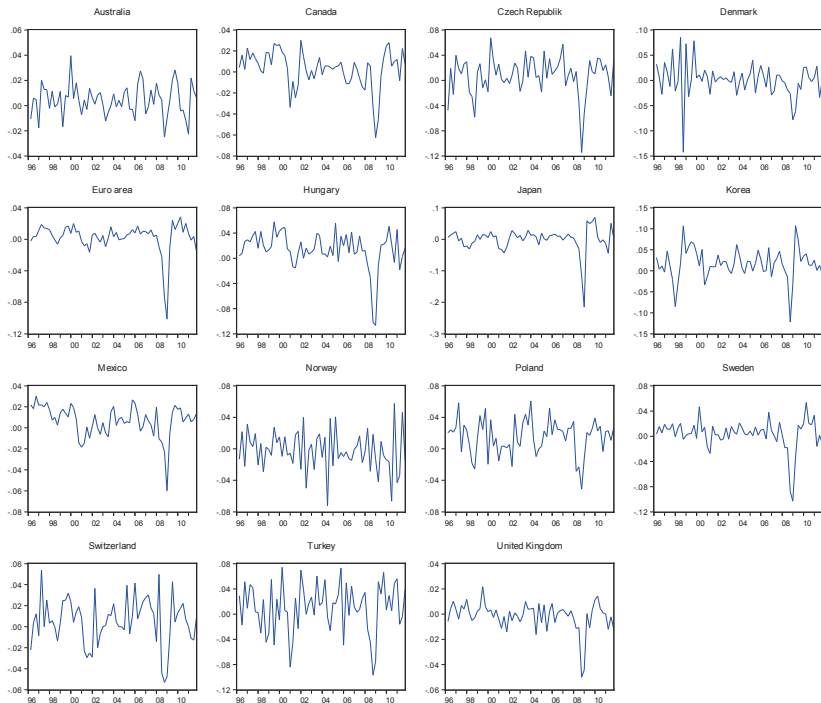
A nominális pénzkínálatok logaritmusainak második differenciái



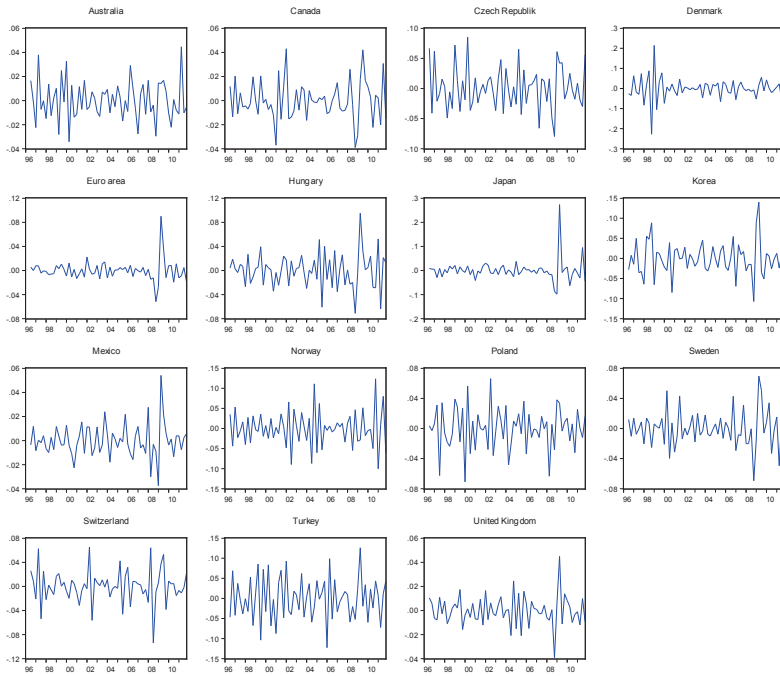
A reáljövedelmek logaritmusai



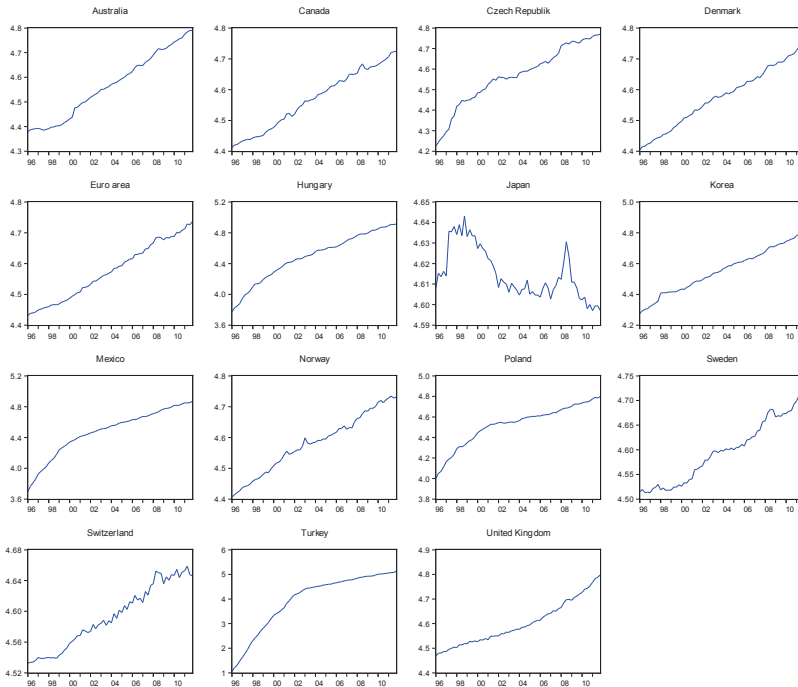
A reáljövedelmek logaritmusainak első differenciái



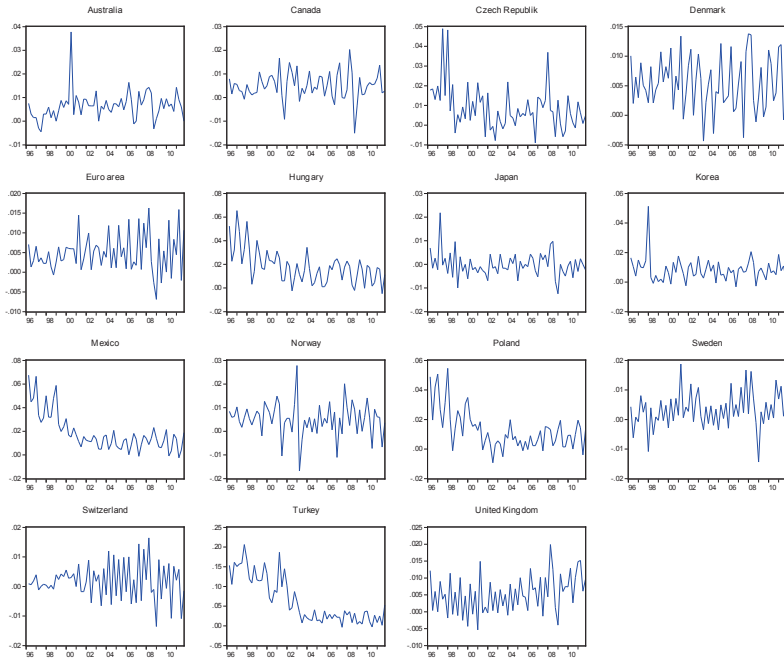
A reáljödelmek logaritmusainak második differenciái



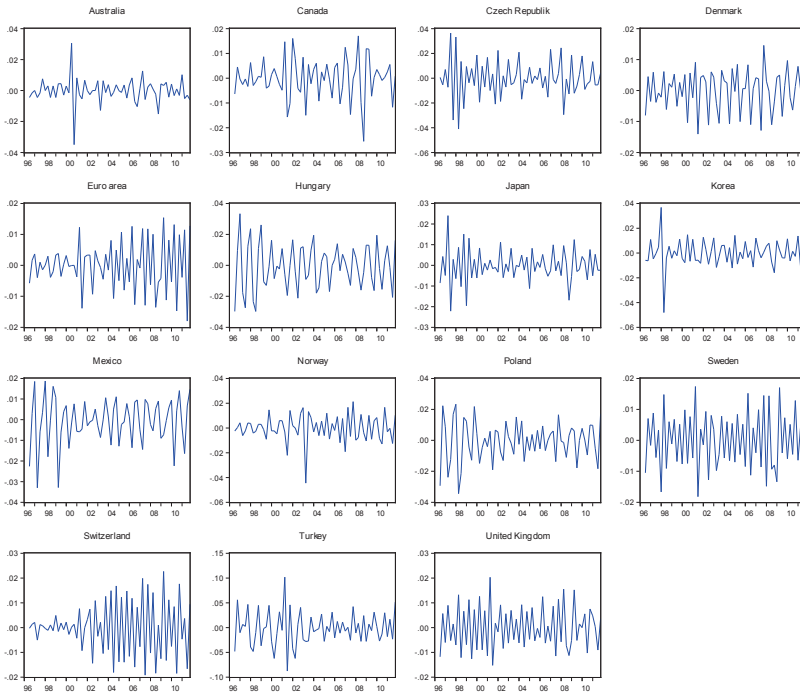
Az árszínvonalak logaritmusai



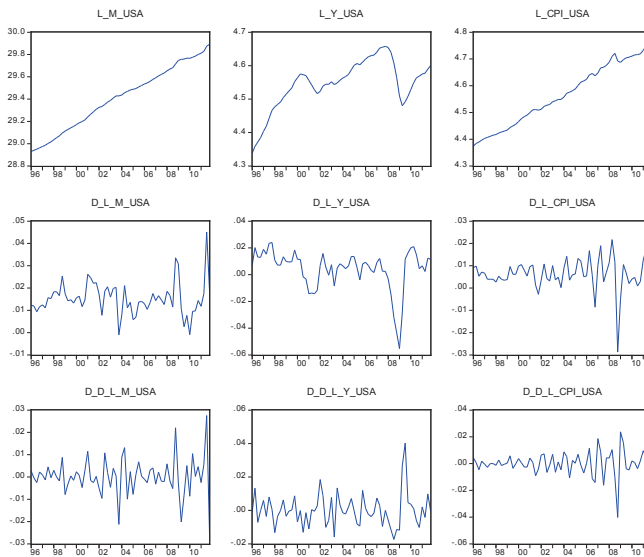
Az árszínvonalak logaritmusainak első differenciái



Az árszínvonalak logaritmusainak második differenciái



Az USA változói (a pénzkínálat, a reáljövedelem és az árszínvonal logaritmusai, illetve azok első és második differenciái)



2. melléklet

Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek eredményei az USA változókra vonatkozóan

| Változó | ADF teszt | | | KPSS teszt | | Ng–Perron teszt | |
|--------------------------|-----------|-----------|-----------|------------|---------|-----------------|-------------|
| | A | B | C | A | B | A | B |
| <i>USA 1980Q4–2012Q4</i> | | | | | | | |
| m_t^* | -0.866 | -2.034 | 5.415 | 1.407*** | 0.142' | 1.460 | -2.562 |
| Δm_t^* | -6.227*** | -6.241*** | -0.978 | 0.235 | 0.214** | -10.891** | -46.303*** |
| y_t^* | -0.748 | -2.328 | 2.309 | 1.354*** | 0.213** | 0.900 | -9.251 |
| Δy_t^* | -5.663*** | -5.653*** | -5.042*** | 0.115 | 0.096 | -38.947*** | -117.687*** |
| p_t^* | -2.351 | -3.861** | 2.583 | 1.415*** | 0.332 | 1.266 | -0.712 |
| Δp_t^* | -4.015*** | -4.352*** | -2.914*** | 0.777*** | 0.144' | -0.471 | -5.248 |
| $\Delta^2 p_t^*$ | - | - | - | 0.056 | 0.036 | -0.262 | -123.982*** |

Megjegyzés:

1) A) Az idősor tartalmaz konstans; B) konstans és trendet is tartalmaz; C) az idősor egyiket sem tartalmazza.

2) A csillagok jelzik azokat a szignifikancia szinteket, amelyeken a nullhipotézist el lehet utasítani: * 10%, ** 5%, *** 1%.

3) Az Ng–Perron teszt esetén csak az MZa tesztstatisztikát vettük figyelembe.