

DOKTORI (PHD) ÉRTEKEZÉS

SZABÓ ANDREA

Debrecen
2016

**DEBRECENI EGYETEM
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI DOKTORI ISKOLA
„VERSENYKÉPESSÉG, GLOBALIZÁCIÓ, REGIONALITÁS” DOKTORI
PROGRAM**

A NOMINÁLIS ÁRFOLYAMOK HOSSZÚ TÁVÚ VISELKEDÉSÉNEK VIZSGÁLATA

A monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelése

Doktori (PhD) értekezés

Szabó Andrea

Témavezető: Dr. Földvári Péter, egyetemi docens



Debrecen
2016

A doktori értekezés betétlapja

A NOMINÁLIS ÁRFOLYAMOK HOSSZÚ TÁVÚ VISELKEDÉSÉNEK VIZSGÁLATA

A monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelése

Értekezés a doktori (PhD) fokozat megszerzése érdekében
a közgazdaságtudomány tudományágában

Írta: Szabó Andrea, okleveles közgazdász

Készült a Debreceni Egyetem Közgazdaságtudományi Doktori Iskolája
(Versenyképesség, globalizáció, regionalitás programja) keretében

Témavezető: Dr. Földvári Péter

A doktori szigorlati bizottság:

elnök: Dr. Losonczy László
tagok: Dr. Szanyi Miklós
Dr. Czeglédi Pál

A doktori szigorlat időpontja: 2016. január 27.

Az értekezés bírálói:

Dr.
Dr.
Dr.

A bírálóbizottság:

elnök: Dr.
tagok: Dr.
Dr.
Dr.
Dr.

Az értekezés védésének időpontja: 2016.

Nyilatkozat

Alulírott, Szabó Andrea, nyilatkozom, hogy

- a) értekezésemet korábban más intézményben nem nyújtottam be, és azt nem utasították el;
- b) nem állok fokozat visszavonására irányuló eljárás alatt, illetve 5 éven belül nem vontak vissza tőlem korábban odaítélt doktori fokozatot;
- c) a disszertáció önálló munkám; az irodalmi hivatkozások egyértelműek és teljeseek.

Debrecen, 2016. március 27.

.....
Szabó Andrea

TARTALOMJEGYZÉK

1	BEVEZETÉS.....	1
2	A MONETÁRIS ÁRFOLYAMMODELLEK ELMÉLETI MEGKÖZELÍTÉSE	9
2.1	A monetáris árfolyammodellek építőkövei	10
2.1.1	Vásárlóerő-paritás	10
2.1.2	Fedezetlen kamatparitás	21
2.1.3	Stabil pénzkeresleti függvény	30
2.2	A monetáris árfolyammodellek fajtái.....	34
2.2.1	Rugalmas árak monetáris modellje	34
2.2.2	Ragadós árak monetáris modellje	47
2.2.3	Reálkamat-különbségek modellje	61
2.2.4	A monetáris árfolyammodellek redukált formája	65
3	A MONETÁRIS ÁRFOLYAMMODELLEK IDŐSOROS TESZTELÉSE	66
3.1	Módszer.....	69
3.1.1	Tesztelési stratégia	69
3.1.2	A tesztelés menete	73
3.2	Adatok	76
3.3	Idősoros egységgyök tesztek eredményei	77
3.4	Engle – Granger és Johansen kointegrációs tesztek eredményei	82
3.5	Kointegrált VAR modellek tesztelési eredménye	84
3.5.1	Forint-euró árfolyam	84
3.5.2	Dán korona-dollár árfolyam	88
3.5.3	Kanadai dollár-amerikai dollár árfolyam	92
3.5.4	Jen-dollár árfolyam	97
3.6	Konklúzió az idősoros eredmények alapján.....	102
4	A MONETÁRIS ÁRFOLYAMMODELLEK TESZTELÉSE PANELBEN.....	104
4.1	Módszer.....	104
4.1.1	Tesztelési stratégia	104

4.1.2 A tesztelés menete	106
4.2 Adatok	112
4.3 Panel egységgyök tesztek eredményei	114
4.4 Panel kointegrációs tesztek eredményei.....	130
4.5 Kointegrált panelbecslések eredményei	149
4.5.1 FM-OLS becslési eredmények	152
4.5.2 DOLS becslési eredmények	159
4.5.3 DFE, MG és PMG becslési eredmények.....	169
4.6 Konklúzió a panelvizsgálatok eredményei alapján	178
5 KONKLÚZIÓ	183
A. MELLÉKLET AZ IDŐSOROS EREDMÉNYEKHEZ	190
A.1 A vizsgált idősorok ábrái, segédlet az egységgyök tesztek kiértékeléséhez	190
A.2 Az Engle – Granger teszt számolt kritikus értékei az ADF egységgyök teszthez MacKinnon [2010] alapján.....	196
A.3 Johansen kointegrációs teszt eredmények az egyes specifikációk esetén.....	198
A.3.1 Johansen teszt eredmények a forint-euró árfolyamra.....	198
A.3.2 Johansen teszt eredmények a dán korona-dollár árfolyamra.....	200
A.3.3 Johansen teszt eredmények a kanadai dollár-dollár árfolyamra.....	202
A.3.4 Johansen teszt eredmények a jen-dollár árfolyamra.....	204
A.4 Kanada pénzkínálatának egységgyök teszt eredményei 1991Q1 és 2012Q4 között.....	206
A.5 VEC modellek reziduumainak egységgyök teszt eredményei	206
B. MELLÉKLET A PANEL EREDMÉNYEKHEZ.....	207
B.1 A vizsgált panelekben szereplő idősorok ábrái	207
B.1.1 Az OECD-országokból álló panel (1973Q1–2011Q4) idősorainak ábrái	207
B.1.2 Az OECD-országokból álló panel (1976Q4–2011Q4) idősorainak ábrái	210
B.1.3 Az OECD-országokból álló panel (1980Q1–2011Q4) idősorainak ábrái	213
B.1.4 Az OECD-országokból álló panel (1985Q1–2011Q4) idősorainak ábrái	219
B.1.5 Az OECD-országokból álló panel (1992Q1–2011Q4) idősorainak ábrái	225
B.1.6 Az OECD-országokból álló panel (1996Q1–2011Q4) idősorainak ábrái	231

B.2	Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek eredményei az USA változóira vonatkozóan.....	237
B.3	Panel kointegrációs tesztek eredményei.....	238
B.3.1	Panel kointegrációs tesztek eredményei a monetáris árfolyammodellekre vonatkozóan	238
B.3.2	Panel kointegrációs tesztek eredményei a vásárlóerő-paritásra vonatkozóan.....	241
B.4	FM-OLS becslési eredmények az OECD-országok dollár paneljei esetén.....	243
B.5	DOLS becslési eredmények az OECD-országok dollár paneljei esetén.....	248
B.6	MG, PMG és DFE becslési eredmények az OECD-országok dollár paneljei esetén.....	256
HIVATKOZÁSI JEGYZÉK.....		263

ÁBRÁK LISTÁJA

1.	ábra: A gazdaság teljes egyensúlya a Dornbusch modellben.....	55
2.	ábra: Árfolyam-túllendülés a Dornbusch modellben	57
3.	ábra: Árfolyam-alullendülés a Dornbusch modellben.....	58
4.	ábra: Árfolyam-visszalendülés a Dornbusch modellben.....	59

TÁBLÁZATOK LISTÁJA

1.	táblázat: Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam esetén	78
2.	táblázat: Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok esetén	80
3.	táblázat: Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam kétváltozós és a Balassa – Samuelson hatást is megragadó háromváltozós specifikáció esetén.....	82
4.	táblázat: Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok kétváltozós specifikációinak esetén	83
5.	táblázat: Kointegrációs vektorok a forint euró árfolyamának esetén	85
6.	táblázat: A diagnosztika tesztstatisztikái a forint euró árfolyamának esetén	88
7.	táblázat: Kointegrációs vektorok a dán korona dollárárfolyamának esetén.....	90
8.	táblázat: A diagnosztika tesztstatisztikái a dán korona dollárárfolyama esetén.....	92
9.	táblázat: Kointegrációs vektorok kanadai dollár dollárárfolyamának esetén.....	94
10.	táblázat: A diagnosztika tesztstatisztikái a kanadai dollár dollárárfolyama esetén.....	97
11.	táblázat: Kointegrációs vektorok a japán jen dollárárfolyamának esetén	99
12.	táblázat: A diagnosztika tesztstatisztikái a japán jen dollárárfolyama esetén.....	101
13.	táblázat: A minta hossza és a keresztmetszeti egyedek az OECD-országok dollárárfolyamainak paneljei esetén.....	113
14.	táblázat: Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1973Q1-2011Q4)	117
15.	táblázat: A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1973Q1-2011Q4).....	117

16.	táblázat: Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1976Q4-2011Q4)	119
17.	táblázat: A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1976Q4-2011Q4).....	120
18.	táblázat: Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1980Q1-2011Q4)	122
19.	táblázat: A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1980Q1-2011Q4).....	122
20.	táblázat: Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1985Q1-2011Q4)	124
21.	táblázat: A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1985Q1-2011Q4).....	124
22.	táblázat: Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1992Q1-2011Q4)	126
23.	táblázat: A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1992Q1-2011Q4).....	127
24.	táblázat: Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1996Q1-2011Q4)	129
25.	táblázat: A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1996Q1-2011Q4).....	129
26.	táblázat: Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén (1973Q1-2011Q4).....	135
27.	táblázat: Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén (1976Q4-2011Q4).....	137
28.	táblázat: Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén (1980Q1-2011Q4).....	139
29.	táblázat: Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén (1985Q1-2011Q4).....	142
30.	táblázat: Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén (1992Q1-2011Q4).....	144
31.	táblázat: Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén (1996Q1-2011Q4).....	146

RÖVIDÍTÉSEK

ADF	kiegészített Dickey – Fuller teszt (Augmented Dickey – Fuller test)
AIC	Akaike információs kritérium (Akaike Information Criterion)
BIC	Schwarz információs kritérium (Schwarz Information Criterion)
BIS	Nemzetközi Fizetések Bankja (Bank for International Settlements)
CAD	kanadai dollár
CIP	fedezett kamatparitás (Covered Interest Parity)
CPI	fogyasztói árindex (Consumer Price Index)
DFE	dinamikus fixhatás-becslés (Dynamic Fixed-effects Estimation)
DKK	dán korona
DOLS	dinamikus legkisebb négyzetek módszere (Dynamic Ordinary Least Squares)
ESTAR	Exponential Smooth Transition Autoregressive Model
FM-OLS	teljesen módosított legkisebb négyzetek módszere (Fully Modified Ordinary Least Squares)
GDP	bruttó hazai termék (Gross Domestic Product)
GNP	bruttó nemzeti termék (Gross National Product)
HUF	magyar forint
ICP	„Nemzetközi Összehasonlítási Program” (International Comparision Programme)
JPY	japán jen
KPSS	Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin stacionaritás teszt
LM teszt	Lagrange multiplifikáló teszt (Lagrange-Multiplier Test)
LOP	egységes ár elve (Law of One Price)
LR teszt	likelihood arány tesztstatisztika (Likelihood Ratio test)
LSDV	fix hatású panelbecslés dummy változó(k) bevonásával (Least Squares Dummy Variables estimator)
MG	csoportátlag becslés (Mean-group Estimation)
OECD	Gazdasági Együtműködési és Fejlesztési Szervezet (Organistaion for Economic Co-operation and Development)
OLS	legkisebb négyzetek módszere (Ordinary Least Squares)
PMG	összevont csoportátlag becslés (Pooled Mean-group Estimation)
PP	Phillips-Perron tesztstatisztika
PPI	termelői árindex (Producer Price Index)

PPP	vásárlóerő-paritás (Purchasing Power Parity)
PTM	„piachoz való árazás” (Pricing-To-Market)
STAR	Smooth Transition Autoregressive Model
SUR	látszólag széteső modell (Seemingly Unrelated Model)
TAR	küszöb-autoregresszív modell (Threshold Autoregressive Model)
TFP	teljes tényező termelékenység (Total Factor Productivity)
UIP	fedezetlen kamatparitás (Uncovered Interest Parity)
VAR	vektor autoregresszív modell (Vector Autoregressive model)
WPI	termelői árindex (Wholesale Price Index)

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Nem tudok elég hálás lenni Dr. Földvári Péternek, témavezetőmnek, aki hasznos tanácsaival és útmutatásaival akár az éjszaka közepén is segítette munkámat.

Köszönöm Dr. Gáll Józsefnek, volt tanszékvezetőmnek, hogy végig támogatott a doktori tanulmányaim során. Köszönöm a Számviteli és Pénzügyi Intézet vezetésének: Dr. Bács Zoltánnak, Dr. Tarnóczy Tibornak, Dékán Tamásné Dr. Orbán Ildikónak, Dr. Fenyves Veronikának, hogy számomra kedvező órabeosztással támogatták a disszertáció megírását. Köszönöm a doktori iskola vezetőjének, Dr. Kapás Juditnak, a doktori titkárnak, Lajterné Kovács Krisztinának, a szigorlati bizottság tagjainak, Dr. Losonczy Lászlónak, Dr. Szanyi Miklósnak, Dr. Czeglédi Pálnak, hogy munkájukkal lehetővé tették, hogy egy megszűnőben lévő doktori iskolában be tudjam fejezni tanulmányaimat.

Nagyon köszönöm Dr. Czeglédi Pálnak, hogy az órák közötti szünetekben is bármikor megbeszélhettem vele, milyen problémák merültek fel a tesztelések során. Köszönöm Dr. Györffy Dórának, hogy az első furcsa eredmények lehetséges gazdaságpolitikai okaival kapcsolatban beszélhettünk.

Nagyon köszönöm Dr. Hauck Zsuzsannának és a DOSZ KTO valamennyi tagjának, hogy szervező, segítő munkájuknak köszönhetően részt vehettem két pécsi rendezvényen is, ahol szakértő segítséget kaptam munkám folytatásához. Nagyon köszönöm Dr. Schepp Zoltánnak és Dr. Kőrösi Gábornak, hogy a kezdeti stádiumban lévő eredményeimhez nagy gondossággal szóltak hozzá, így az építő hozzászólások továbbblendítették munkámat. Nagyon köszönöm Dr. Bessenyei Istvánnak, a Szigma főszerkesztőjének, hogy felhívta a figyelmemet a Szigmában való publikálási lehetőségre, illetve támogató, motiváló hozzáállását, mely pozitívan hatott munkámra. Nagyon köszönöm a Szigma folyóirat két anonim lektorának gondos bírálatát, mely nagymértékben hozzájárult disszertációm megírásához.

Köszönöm Dr. Orosz Ágnesnek, hogy személyesen megnézte, a CEU könyvtárból hozzáférhetőek-e az IFS (International Financial Statistics) adatbázis adatai. Köszönöm Dr. Csontó Balázsnak, hogy adatokat küldött a hiányos adattábláim kiegészítéséhez. Köszönöm Siklós Dórának, hogy megosztotta velem Eviews 8-as licenzét, melynek köszönhetően így rövid időn belül újabb becsléseket készíthettem el. Köszönöm Dr. Buzási Katalinnak, hogy külföldi könyvtárakhoz való hozzáféréseinek köszönhetően több tanulmányt nagyon rövid időn belül rendelkezésemre bocsátott, lehetővé téve, hogy olyan tanulmányokból is

dolgozhassak, amik a Debreceni Egyetemről nem hozzáférhetőek, vagy hosszabb időbe telt volna azok beszerzése.

Köszönöm Nádasi Leventének, hogy több alkalommal megbeszélhettem vele, milyen fázisban jár a disszertáció. Köszönöm Dr. Pásztor Szabolcs motiváló szavait. Köszönöm Elek Nóra munkám iránti rendszeres érdeklődését és biztatását. Köszönöm Dr. Trón Zsuzsannának, hogy a kezdeti fázisban mindig motivált, érdeklődött témám felől, és biztatott, hogy haladjak a kutatással.

Köszönöm Barátaimnak, hogy türelmesen elviselték, hogy szinte megszakítottam velük a kapcsolatot az utolsó időszakban, köszönöm támogató, motiváló szavaikat.

Nem utolsó sorban nagyon köszönöm a Családom mindent kimerítő, odaadó támogatását, amely nélkül sosem tudtam volna megvalósítani doktori tanulmányaimat.

1 BEVEZETÉS

Két valuta egymáshoz viszonyított árfolyama mind makroökonómiai, mind mikroökonómiai szemszögből (pl. az egyének, vállalatok számára) is fontos tényező. Ha csak a hétköznapi dolgokra gondolunk: az egyének vagy a vállalatok által megvásárolni kívánt javak egy része külföldről származik, s az adott valuta árfolyama is befolyásolja ezen javak árát, így végső soron a fogyasztás és az import mennyiségére is hatást gyakorol. De nem csak a fogyasztás és az import mennyiségét befolyásolhatja az árfolyam, hanem azok szerkezetét is. Ugyanez a hatás kínálati oldalon is megjelenik, egy leértékelt valutát ösztönözheti az exportot, mivel így a külföldi szereplők számára olcsóbbá válnak a hazai javak. De az árfolyam a megtakarítások, a befektetések szerkezetét is befolyásolhatja, aminek akár komoly makro következményei is lehetnek. Példaként említhetjük a magyar devizahitel-válságot, melynek során a szereplők árfolyamkockázattal kapcsolatos döntéseinek komoly társadalmi és gazdasági következményei lettek. Számos példát lehetne még hozni az árfolyam gazdasági folyamatokra gyakorolt hatásával kapcsolatban, de egy következtetés már a fenti példák alapján is levonható: ezek a hatások végső soron befolyást gyakorolnak a kibocsátás rövid távú ingadozásaira.

Az árfolyam fontos transzmissziós csatorna, amelyen keresztül a gazdaság jövedelme befolyásolható, így az árfolyam politika a monetáris politika egyik fontos eszköze lehet. Emiatt lényeges kérdés egy nemzetgazdaság számára, hogy milyen árfolyamrendszert választ: rugalmas vagy fix árfolyamrendszert, a két szélső eset közötti átmenetet (pl. sávós árfolyamrendszer), vagy épp közös valutát vezet be egy másik régió vagy nemzetállam valutájával, s ezáltal lemond az önálló monetáris politika eszközéről. Akármilyen árfolyamrendszer mellett dönt is egy nemzetgazdaság, az árfolyam egyike lesz azoknak a monetáris makrogazdasági fundamentumoknak, melyek meghatározó jelentőséggel bírnak egy gazdaság működésében. Így az árfolyamok mind rövid távú, mind hosszú távú viselkedésének magyarázata valamennyi gazdasági szereplő számára hasznos lehet (legyenek azok nemzetállamok, vállalatok, vagy egyének). Bár a reálárfolyam vizsgálata is népszerű terület, ebben a tanulmányban csak a nominális árfolyam tanulmányozására szorítkozunk, annak is csak a hosszú távú viselkedésére keresünk magyarázatot az egyik legnépszerűbb hosszú távú egyensúlyi modell, a monetáris árfolyammodell(ek) empirikus tesztelésével.

Motiváció

Két valuta relatív ára rövid távon extrém mértékű volatilitást mutathat, különösen lebegő árfolyamrendszer esetén, de az árfolyam ingadozása hosszú távon is megfigyelhető. Az árfolyam mind rövid távú, mind hosszú távú viselkedésének magyarázata régóta foglalkoztatja a közgazdászokat. A legegyszerűbb árfolyammodell már az 1920-as években kialakult, majd Rogoff [1996]-os munkájában mutatott rá az árfolyamokkal kapcsolatos rejtélyre: 1) hogyan lehet modellezni az árfolyam hosszú távú viselkedését, melyben hosszan elnyúló perzisztens eltérések tapasztalhatók annak hosszú távú egyensúlyi szintjétől, 2) illetve, hogyan modellezhető az árfolyam extrém mértékű rövid távú volatilitása. Erre az irodalomban vásárlóerő-paritási (PPP) rejtélyként hivatkoznak. Mi ebben a tanulmányban a PPP rejtély csupán egyik dimenziójára, a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésére keresünk magyarázatot.

A vásárlóerő-paritás mellett a legmeghatározóbb hosszú távú egyensúlyi modellek, melyek a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedését magyarázzák, az árfolyamok monetáris modelljei. Az árfolyammodelleket általában két szempont alapján értékelik az irodalomban: 1) a mintavétel időszakára megbecslik a modellt, s a kapott együtthatókat összevetik az elméleti modell együtthatóival, 2) a másik módszer, hogy megvizsgálják, az adott modell mennyire képes előrejelezni az árfolyam mozgását. A monetáris árfolyammodellek meghatározó elemei mind magának a nemzetközi közgazdaságtannak, mind az árfolyam-modellezésnek, ennek ellenére empirikus igazolásuk vitatott kérdés. De az empirikus tesztelések kudarcainak ellenére nem biztos, hogy el kell vetnünk ezeket az elméleti megközelítéseket. Egyrészt valószínű, hogy a modellek empirikus tesztelésének technikájában kell keresni a megoldást, mert a nem megfelelő technikák alkalmazása torzítja az eredményeket, illetve hamis regresszióhoz vezethet; másrészt lehet, hogy túl erős az árfolyammodellek értékelése során az a kritérium, hogy az előrejelző képességük jobb legyen, mint a véletlen bolyongásé, ezért más kritériumok alapján kell értékelnünk őket (*Engel et al.* [2007]). Meese és Rogoff [1983]-as munkája óta – melyben megállapították, hogy a monetáris modellek előrejelzés tekintetében nem múlják felül a véletlen bolyongást – számos tanulmány tette próbára a monetáris árfolyammodellek előrejelző képességét. De egy modell előrejelző képessége alapján aligha lehet következtetni annak magyarázó képességére. Ebben a tanulmányban csak a monetáris árfolyammodellek, illetve a tanulmány második felében emellett a monetáris árfolyammodellek egyik központi feltételének, a vásárlóerő-paritásnak – mely szintén egy hosszú távú egyensúlyi modell – a magyarázó képességével foglalkozunk, azaz csak megbecsüljük a modelleket. Feltételezzük, hogy ezek a modellek megfelelően

képesek magyarázni a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedését, de ennek igazolásához megfelelő módszertani eljárás alkalmazására van szükség.

Kutatási kérdések

A monetáris árfolyammodelleket – és a PPP-t is – sokáig rövid távú modellként kezelték. De ahogy elfogadottá vált, hogy ezek a megközelítések hosszú távú egyensúlyi modellek, olyan módszertani eljárások alkalmazása vált szükségessé, amelyek képesek megragadni ezeket a hosszú távú hatásokat. Engle és Granger [1987]¹-es munkája hozta meg az áttörést a kointegráció fogalmának bevezetésével. Így a nemstacioner idősorok közötti kapcsolatok is vizsgálhatóvá váltak, ha azok kointegráltak, vagyis ha létezik közöttük hosszú távú egyensúlyi kapcsolat. De sok esetben még kointegrációs eljárással sem sikerült igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Az idősoros technikák számos esetben nem hozták meg az átütő sikert a tesztelés terén. Az irodalomban többen az adatok hiánya miatti rövid idősoroknak tulajdonították a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az erejük, hogy elutasítsák a nullhipotézist (a kointegráció hiányát). De a tesztek és a becslések pontossága a megfigyelések számának növelésével javítható. Ezt pedig két módon tudjuk elérni: 1) vagy a szokásosnál hosszabb idősorokat vizsgálunk meg, 2) vagy panelbe rendezzük az adatokat. A tanulmányban ennek megfelelően idősoros és panelvizsgálatokat is végzünk.

A monetáris árfolyammodellek (és a PPP is) gyenge és erős koncepcióban is tesztelhetők. Gyenge koncepcióban empirikusan igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodelleket, ha kimutatható a kointegráció a nominális árfolyam és a vizsgált változók között. Így az idősoros vizsgálatoknál az első kutatási kérdésünk:

1. kutatási kérdés: *A vizsgált árfolyamok esetén gyenge koncepcióban igazolhatók-e empirikusan a monetáris árfolyammodellek feltevései, azaz idősoros kointegrációs tesztekkel kimutatható-e hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a négy nominális árfolyam és a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem) között? Ha igen, akkor ez inkább a korlátlan vagy a korlátozott specifikációk esetén érvényesül?*

Ha a vizsgált árfolyamok gyenge koncepcióban igazolják is a modellek feltevéseit, nem biztos, hogy erős koncepcióban is ugyanez a helyzet. Arra is kíváncsiak vagyunk, hogy az

¹ Az integráció és a kointegráció fogalmát már Granger [1981] is definiálta.

elmélet által várt előjeleket kapjuk-e az egyes változók esetén, illetve a becslt együtthatók mértéke közelíti-e a várt elméleti mértéket. Így a második kutatási kérdésünk:

2. kutatási kérdés: *A vizsgált árfolyamok erős tesztelési koncepcióban empirikusan alátámasztják-e a monetáris árfolyammodellek feltevéseit, azaz a monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem) a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják-e a vizsgált négy nominális árfolyam hosszú távú viselkedését? Ha igen, akkor ez inkább melyik specifikáció esetén igazolható?*

A másik út, mellyel növelhető a megfigyelések száma, hogy panelbe rendezzük az adatainkat. A panelvizsgálatok során összességében 14 OECD-ország és az eurózóna valutájának dollárárfolyamát vizsgáltuk meg, ötféle kointegrált panelbecslési eljárással. Ezeknél a vizsgálatoknál is arra keressük a választ, hogy a rendelkezésre álló minta becslései mennyiben igazolják empirikusan a monetáris árfolyammodellek feltevéseit, illetve ezekben az esetekben a monetáris árfolyammodellek egyik központi feltételét, a vásárló-erő paritást is megvizsgáltuk. Így a harmadik és a negyedik kutatási kérdés:

3. kutatási kérdés: *A vizsgált OECD-országok dollárárfolyamai és a monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) között kimutatható-e kointegráció panel kointegrációs tesztek segítségével, azaz gyenge tesztelési koncepcióban igazolható-e monetáris árfolyammodellek és a PPP feltevései? Ha igen, akkor mely specifikációk esetén?*

4. kutatási kérdés: *A vizsgált OECD-országok dollárárfolyamait a monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) a monetáris árfolyammodellek, illetve a PPP feltevéseivel összhangban befolyásolják-e, azaz erős tesztelési koncepcióban empirikusan igazolható-e a két hosszú távú egyensúlyi árfolyammodell? Ha igen, akkor mely specifikációk és mely becslési eljárások hoztak kedvezőbb (az elméleti feltevésekkel összhangban lévő) eredményeket?*

Mivel a panelvizsgálatok várhatóan pontosabb eredményt hoznak a nagyobb megfigyelésszám miatt, ezért ezekben az esetekben megvizsgáltuk, hogy teljesül-e az arányosság és a szimmetria hipotézise a monetáris árfolyammodellek és a PPP esetén. Bár ezek teljesülését nem tekintettük feltételnek a modellek igazolásában. Így a következő kutatási kérdésünk:

5. kutatási kérdés: *A vizsgált OECD-országok dollárárfolyamainak becslése során teljesül-e az arányosság és a szimmetria hipotézise? A vizsgált mintákon melyik hosszú távú egyensúlyi árfolyammodellnél jellemző inkább a két hipotézis teljesülése?*

Mivel a monetáris árfolyammodellek és a PPP empirikus igazolása vitatott kérdés az irodalomban, így az utolsó kutatási kérdésünk a kapott eredményekre, és az alkalmazott módszertanra vonatkozik. Az empirikus eredmények alapján azt feltételezzük, hogy megfelelő módszertani eljárással, az eddigieknél hosszabb idősorokon vagy panel adatokon igazolható a monetáris makrogazdasági fundamentumok meghatározó szerepe a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésének alakításában. A kérdés az, hogy a rendelkezésre álló mintákon végzett vizsgálatok eredményei alátámasztják-e ezt a feltételezést. Tehát ez a hatodik kérdés az első négy kutatási kérdéshez kapcsolódik.

6. kutatási kérdés: *A vizsgált mintákon – az eddigieknél hosszabb idősorokon, illetve panel adatokon – kointegrációs eljárás alkalmazásával igazolható-e empirikusan, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) hosszú távon a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyamot?*

A kutatási kérdések megválaszolásával a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás empirikus igazolásával kapcsolatos vitához szeretnénk hozzájárulni.

Gazdaságpolitikai relevancia

Az árfolyam a monetáris politikában tölt be meghatározó szerepet. Bár a monetáris politikai elképzelések az évek során több változáson mentek keresztül, az árfolyam csatorna mindig is fontos szerepet töltött be a transzmissziós mechanizmusban. Viszont az árfolyam hosszú távú viselkedése elsősorban a hosszú távú árstabilitás megőrzése szempontjából fontos. Bár a monetáris árfolyammodellek már a hetvenes években kialakultak, de akkor még csak rövid távú modellként kezelték őket. Mint ahogy a monetáris árfolyammodellekkel kapcsolatban is később lett elfogadott azok hosszú távú egyensúlyi természete, úgy a monetáris politikának is időbe telett, míg a rövid- és közép távú fókusz mellett megjelent a hosszú távú orientáció is.

A hetvenes években, illetve a nyolcvanas évek elején nagy vita zajlott a monetáris aggregátumok monetáris politikában betöltött szerepéről (Poole [1970], Jordan – Stevens

[1971], *Freedman* [1981]), mely később is folytatódott (*Estrella – Mishkin* [1997], *Nelson* [2003], *Woodford* [2003], *Svensson* [2005], *Christiano et al.* [2008]). *Estrella – Mishkin* [1997] empirikusan vizsgálta a pénzmennyiség és a nominális jövedelem, illetve a pénzmennyiség és az infláció közötti kapcsolatot havi adatokon az USA és Németország esetén. Az USA esetén kevésbé kaptak kedvező eredményeket a németországi eredményekhez képest. *Nelson* [2003] a pénzmennyiség és az infláció, illetve a pénzmennyiség és az aggregált kereslet közötti kapcsolatot vizsgálta. Megállapítja, hogy az inflációt a pénzmennyisége vezérli, mely az aggregált keresleti csatornán keresztül valósul meg, így a pénzmennyiségnek meghatározó szerepe van a monetáris politikában. Ugyanakkor a szerző szerint a pénzmennyiség egy proxy, ami információt tartalmaz az aggregált keresletre vonatkozóan. Így azok a modellek, amelyek nem tartalmazzák explicit a pénzmennyiséget, nem feltétlen mondanak ellent a mennyiségi pénzelméletnek. Ezzel szemben *Woodford* [2003] és *Svensson* [2005] szerint a pénzmennyiség szerepe egyre csökken a monetáris politikában.

A monetáris politikával kapcsolatos irodalomban minden korszakban megtalálható vitatéma, hogy mik tartoznak a monetáris politika céljai közé, illetve ezt milyen eszköztárral kell megvalósítani (*Friedman* [1990], *Issing* [2009], *Bayoumi et al.* [2014]). A hetvenes évek magas inflációs rátáit követően a nyolcvanas évek közepétől egy alacsonyabb és stabilabb inflációs korszak köszöntött be. A jegybankok a mennyiségi célzásról több esetben az inflációs célkövetés stratégiájára álltak át (*Issing* [2009]). A legfontosabb instrumentum a kamat lett, de *Christiano et al.* [2008] felhívja a figyelmet, hogy azoknak a jegybankoknak is javasolt a monetáris aggregátumok kontrollálása, melyek monetáris politikája az irányadó kamaton alapszik. Továbbá az is felmerült, hogy a pénzügyi innovációk hatására a monetáris aggregátumokat újra kellene definiálni (*Issing* [2009]).

A monetáris politika egyik legfontosabb célja a hosszú távú árstabilitás elérése, megteremtve ezzel a makrogazdasági stabilitás egyik feltételét. De a legutóbbi globális pénzügyi válság rámutatott arra, hogy stabil output rész és alacsony infláció alatt is veszélyes pénzügyi instabilitás alakulhat ki, azaz az eddigi monetáris politikai elképzeléseken módosítani kell. De *Bayoumi et al.* [2014] szerint a monetáris politika egyik legfontosabb célja a válság utáni időszakban is a hosszú távú árstabilitás fenntartása kell, hogy maradjon. (*Bayoumi et al.* [2014]) Ebben pedig meghatározó szerepe van az árfolyamnak, így meglehetősen hasznos lehet egy olyan modell, mely képes magyarázni a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedését. A monetáris árfolyammodellek rámutatnak arra, hogy a nominális pénzkínálat mennyisége és a reáljövedelem hosszú távon meghatározó a nominális

árfolyam viselkedésében, ez pedig az árszínvonal és az infláció alakulásában játszik fontos szerepet. Ebből a modelltől is látszik, hogy a pénzmennyiség továbbra is meghatározó szerepet kell, hogy játszon a monetáris politikában (függetlenül attól, hogy mennyiségi célzást, vagy inflációs célkövetést alkalmaz az adott jegybank); illetve rávilágít a makrogazdasági változók közötti összetett kapcsolatokra. Az árfolyam az egyik fontos transzmissziós csatorna, melyen keresztül a monetáris politika rövid távon befolyásolni tudja a kibocsátást. Ugyanakkor hosszú távon a kibocsátás meghatározó a nominális árfolyam viselkedésében, ami befolyásolja a hosszú távú árstabilitást. De Bayoumi et al. [2014] szerint a hosszú távú árstabilitás nem lesz elegendő célkitűzés a makrogazdasági stabilitás eléréséhez a válság utáni környezetben. Szükség van közbülső célokra is, például a pénzügyi stabilitás megvalósítására, a kibocsátás stabilitására, a külső stabilitás elérésére, illetve nemzetközi monetáris politikai együttműködésre. Ezeket lehetséges, hogy új vagy újragondolt instrumentumokkal kell célozni, például makroprudenciális eszközökkel, tőkeáramlás menedzselésével, vagy devizapiaci intervencióval. (Bayoumi et al. [2014])

A monetáris politika általában rövid- és közép távra fókuszál, de több esetben szükség van a hosszú távú orientációra is (Issing [2009]). Adam [2007] szerint a monetáris politika időhorizontját nem lehet előre megállapítani. A sokkokat időben észlelni kell, elemezni kell a természetüket. A monetáris politikai reakció függ a sokkok típusától, a kezdeti makroökonómiai feltételektől, a nemzetközi környezettől és sok egyéb tényezőtől. Sokszor hosszabb időtávon kell gondolkodni, mint a transzmissziós mechanizmus átlagos hossza, de van, hogy, sokkal rövidebb idő alatt áll helyre az árstabilitás. Azt kell elérni, hogy a várakozások mielőbb visszaálljanak a meghirdetett céllal konzisztens szintre. (Issing [2009]) Ehhez a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését is számba kell venni. Másrészt Issing [2009] kiemeli, hogy biztosítani kell a mennyiségi pénzelmélet hosszú távú teljesülését, azaz, hogy a pénzkínálat növekedése és az infláció összhangban legyen. Ennek az egyik csatornája az árfolyam hosszú távú viselkedése és az inflációs várakozások megfelelő beállítása, amit szintén befolyásol az árfolyam. A monetáris politikában kulcskérdés a várakozások megfelelő szinten tartása, ennek eléréséhez pedig hiteles monetáris politikára van szükség (Barro-Gordon [1983], Cukierman [1992]). Ez feltétele a megfelelő makroökonómiai eredmények elérésének. Ehhez a jegybanknak el kell köteleznie magát egy olyan politikához, ami konzisztens a céljaival, és ezt átlátható módon kell kommunikálnia. (Barro-Gordon [1983], Cukierman [1992])

Igaz, a válság után megjelent az a nézet, hogy inkább „több művészet és kevesebb tudomány” („more art and less science”) kell a monetáris politikában (Bayoumi et al. [2014])

– a változók közötti kapcsolatok módosulása miatt (pl. laposabb Phillips görbe) –, de ez nem feltétlen jelenti azt, hogy a döntések meghozatalakor egyáltalán nem kell figyelembe venni a modellek becsléséből, vagy előrejelzéséből származó eredményeket. A monetáris politikai döntéshozókat számos összetett modell segíti, de az olyan egyszerű, kalsszikus modellek feltevései is nyújthatnak támogatást a döntések meghozatalában, mint a monetáris árfolyammodellek; több esetben akár az összetettebb modellek alapvető építőköveként.

A dolgozat szerkezete

A dolgozat három nagy fejezetből áll: a monetáris árfolyammodellek elméleti megközelítéséből, az idősoros vizsgálatokból és a panelvizsgálatokból.

Az első fejezet első felében áttekintjük a monetáris árfolyammodellek feltételeit. A monetáris árfolyammodellek feltevéseinek teljesülése három feltételhez kötött: a) fennáll a vásárlóerő-paritás, b) érvényesül a fedezetlen kamatparitás és c) a pénzkeresleti függvény időben stabil. Majd a feltételek tárgyalását követően bemutatjuk a monetáris árfolyammodellek három fajtáját: a) a rugalmas árak monetáris modelljét, b) a ragadós árak monetáris modelljét és c) a reálkamat-különbségek modelljét. Mivel általában az irodalom a monetáris árfolyammodellek redukált formáját teszteli, és ez képezi a mi vizsgálataink alapját is, így a monetáris árfolyammodellek redukált formáját is bemutatjuk.

A második fejezetben ismertetjük az idősoros vizsgálatainkat és azok eredményeit. A tesztelési stratégia és a tesztelés menetének tárgyalását követően közöljük az idősoros egységgyök tesztek eredményeit, az Engle – Granger és a Johansen kointegrációs teszt eredményeit, végül a vizsgált négy árfolyamra a kointegrált VAR modellek becslési eredményeit. Az idősoros eredményekkel kapcsolatos tézisek a fejezet végén találhatóak.

A harmadik fejezetben szintén ismertetjük a tesztelési stratégiát és a tesztelés menetét, közöljük a panel egységgyök tesztek eredményeit, a panel kointegrációs tesztek és a kointegrált panelbecslések eredményeit. Végül a panelelemzés során megállapítható tézisek olvashatók.

Az utolsó fejezetben összegezzük a dolgozat megállapításait, így újra közöljük a dolgozat során megállapított téziseket, illetve megfogalmazunk egy hatodik tézist is az első négy tézis alapján.

2 A MONETÁRIS ÁRFOLYAMMODELLEK ELMÉLETI MEGKÖZELÍTÉSE

A monetáris árfolyammodellek az 1970-es években alakultak ki, s a Bretton Woods-i rendszer összeomlását követően az árfolyamok irodalmának népszerű kutatási témájává váltak. A Bretton Woods-i rögzített árfolyamok rendszerét 1973-ban a legtöbb országban felváltotta a lebegő árfolyamok rendszere, és a nemzetközi gazdasági környezet számos változáson ment át. Kiterjedt tőke- és pénzpiacok jöttek létre, ami lehetővé tette a befektetők számára, hogy nagy pénzösszegeket egyik pillanatról a másikra váltsanak át különböző valutákra. Például az 1980-as évek végére a bruttó tőkeáramlás 600 milliárd dollárra növekedett, ami akkoriban az aggregált folyó fizetési mérleg egyensúlytalanságok kétszerese volt. (Turner [1991]) A gazdasági szereplők várakozásait az árfolyamváltozásokkal kapcsolatban nagymértékben befolyásolta a valuta kereslete, illetve kínálata, azaz hogy a devizapiacokon melyik valutát adják el, vagy veszik meg. Ha egy valuta leértékelődött, a piaci szereplők egy olyan valutába tették át a pénzüket, melynek értéke nőtt a többi valutához képest, azaz felértékelődött. (Pilbeam [2005]) Például 1986 és 1989 között több mint kétszeresére nőtt a nemzetközi valutaforgalom, ami sokkal gyorsabb növekedést jelentett az áruk és szolgáltatások nemzetközi kereskedelmében bekövetkezett növekedéshez képest. 1989-ben a globális napi valutaforgalom körülbelül 650 milliárd dollárra volt tehető (ez akkoriban negyvenszerese volt az átlagos napi világkereskedelmi forgalomnak), ez 2013 áprilisára körülbelül 2000 milliárd dolláros napi forgalomra nőtt. (Turner [1991], BIS [2013], 1. táblázat, 1. o.) Azaz a lebegő árfolyamrendszer kialakulásával a tőkeáramlás szabaddá vált az országok között. Úgy tűnt, hogy a vásárlóerő-paritás modellje többé már nem ragadta meg az árfolyamokat befolyásoló legjelentősebb tényezőket a megváltozott nemzetközi gazdasági környezetben.

A monetáris árfolyammodelleket sokáig rövid távú modellként kezelték, majd a nemstacioner idősorok vizsgálatának fejlődésével, és a kointegráció irodalmának kialakulásával (Engle – Granger [1987]) a modellekben szereplő változók hosszú távú egyensúlyi kapcsolatának vizsgálatára helyeződött a hangsúly. Mark [1995] volt az első, aki a monetáris árfolyammodelleket hosszú távú modellként értelmezte. Bár a monetáris árfolyammodellek mai napig meghatározó jelentőséggel bírnak a nemzetközi közgazdaságtan elméletei között, empirikus teszteléseik eredményei igen változatosak. Számos esetben negatív képet mutatnak, még több esetben a kointegrációs technikákat alkalmazó tesztelések eredményei is. Ugyanakkor a kointegrációs technikák további fejlődésével (pl. kointegrált

panel becslése), és az idő múlásával a hosszabb idősorok tesztelésének lehetőségével megszorodtak a pozitív eredményt elérő vizsgálatok is. Az empirikus tanulmányok sikerei és kudarcai is folyamatos ösztönzőként hatnak e terület további kutatására, akár új vagy továbbfejlesztett árfolyammodellek megalkotásának irányába, akár a módszertan fejlesztésének irányába, igazolandó a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét. Így vagy úgy, a hetvenes évek klasszikus modelljei napjainkban sem vesztek vonzerejükből a témában kutatók számára.

A fejezet első részében a monetáris árfolyammodellek három „építőkövét” – azaz a monetáris árfolyammodellek feltételeit – mutatjuk be részletesen. Majd a második részben magukat a monetáris árfolyammodelleket, illetve a monetáris árfolyammodellek redukált formáját.

2.1 A monetáris árfolyammodellek építőkövei

A monetáris árfolyammodellek a pénzkereslet és a pénzkínálat szerepét hangsúlyozzák a nominális árfolyam meghatározásában, s az árfolyamra úgy tekintenek, mint a pénz árára, ami egy másik pénzben van kifejezve. (Chinn [2012]) Ezek a modellek három feltételezésen alapulnak: 1) teljesül a vásárlóerő-paritás (PPP), 2) a különböző pénzügyi eszközök (pl. kötvények) egymás tökéletes helyettesítői, azaz fennáll a fedezetlen kamatparitás, 3) illetve, hogy a pénzkeresleti függvény időben stabil. (Bilson [1978], Rapach – Wohar [2004]) A következőkben a monetáris árfolyammodellek e három „építőkövét” mutatjuk be részletesebben.

2.1.1 Vásárlóerő-paritás

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 Cassel munkássága nyomán (Cassel [1921, 1922, 1928]). Bár a klasszikusok is foglalkoztak ezzel a témával, úgy mint John Stuart Mill, Viscount Goschen, Alfred Marshall, Ludwig von Mises, de Cassel volt az első, aki empirikusan alkalmazható elméleti formába dolgozta át a vásárlóerő-paritás modelljét. (Rogoff [1996])

A vásárlóerő-paritás egyik fontos feltétele az egységes ár elvének (*Law of One Price* – LOP) teljesülése. Eszerint 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. Tehát az áruarbitrázs az, ami az egyes áruk árát nemzetközileg kiegyenlíti. Ekkor az egységes ár elvének abszolút verziójáról beszélünk:

$$P_i = EP_i^*, \quad (1)$$

ahol P_i az i -edik áru ára a hazai országban hazai valutában kifejezve, P_i^* az i -edik áru ára a külföldi országban külföldi valutában kifejezve, E pedig a nominális árfolyam (a külföldi valuta ára hazai valutában). A LOP relatív verziója egy gyengébb feltételt jelent:

$$\frac{P_{i,t+1}}{P_{i,t}} = \frac{E_{i,t+1}}{E_{i,t}} \cdot \frac{P_{i,t+1}^*}{P_{i,t}^*}$$

vagy másképp:

$$\frac{E_{i,t+1}}{E_{i,t}} = \frac{P_{i,t+1}}{P_{i,t}} \cdot \frac{P_{i,t}^*}{P_{i,t+1}^*}. \quad (2)$$

A (2) egyenlet szerint a nominális árfolyam arányosan változik az i -edik áru relatív árának változásával. Látható, hogy az áruarbitrázs központi szerepet játszik a PPP teljesülésénél. De ahhoz, hogy az egységes ár elve érvényesüljön, további feltételeket kell tenni: a PPP megkívánja, hogy a piacokon ne legyenek tranzakciós költségek (például szállítási költségek, adók, vámok, illetékek, egyéb nem vámjellegű akadályok), illetve a kereskedett áruk és szolgáltatások homogének legyenek, azaz ne legyen közöttük minőségi eltérés. Ha a fenti feltételek az áruk elég széles körére teljesülnek, akkor azonos valutában kifejezve a megfelelő országok árszínvonalai egyenlők, vagy másképp, a nominális árfolyam meghatározható a megfelelő két ország árszínvonalának hányadosaként (*Rogoff* [1996]). Az árszínvonalat az áruk széles körének aggregálásából kapjuk meg:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i P_i = E \sum_{i=1}^N \alpha_i P_i^*, \quad (3)$$

ahol $P = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_i$ a hazai árszínvonal, $P^* = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_i^*$ a külföldi árszínvonal, illetve a súlyok

összege egy: $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$. (*Marsh et al.* [2012]) Cassel eredetileg abból a megfigyelésből indult

ki, hogy az árfolyam két valuta relatív ára, illetve hogy egyensúlyban a valuták relatív értékeinek a relatív vásárlóerejüket kell tükrözni. A hazai valuta vásárlóereje $\frac{1}{P}$, a külföldi

valuta vásárlóereje pedig $\frac{1}{P^*}$, így az árfolyam $E = \frac{P}{P^*}$ kell, hogy legyen (*Mark* [2001]). Erre az összefüggésre abszolút vásárlóerő-paritásként hivatkozik az irodalom. Tekintsük a változók logaritmusát, akkor az abszolút PPP a következő alakban írható fel:

$$e = p - p^*, \quad (4)$$

ahol a kisbetűk a változók logaritmusait jelölik. Mivel az abszolút PPP feltételei szigorúak, amik a valóságban gyakran nem teljesülnek, és a tesztelésnél különböző problémák merültek fel (úgy, mint az árindexek nemzetközi eltérései és adathiány), ezért a relatív PPP került előtérbe a vizsgálatok során. A relatív PPP a nominális árfolyam változását magyarázza a megfelelő országok árszínvonal-változásának (inflációjának) különbségével. Azaz a relatív PPP csak azt kívánja meg, hogy az árfolyam növekedési rátája egyenlítse ki a hazai és a külföldi árindexek növekedési rátái közötti különbséget. (*Rogoff* [1996]) A relatív PPP a következő alakban írható fel,

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^*, \quad (5)$$

ahol a Δ -ák a változók változását jelölik (pl.: $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$).

Kezdetben a PPP-t rövid távú eszközként kezelték, később a hosszú távú reál- és nominális árfolyam vizsgálatához használták. Vannak tanulmányok, melyek a nominális árfolyam és az árszínvonalak együttmozgását vizsgálják, és vannak, melyek a reálárfolyam visszatérését vizsgálják egy hosszú távú egyensúlyi szinthez. Ekkor tulajdonképpen a PPP-től való eltérést teszteljük:

$$q = e - p + p^*, \quad (6)$$

ahol q jelöli a reálárfolyam logaritmusát. Látható, hogyha nincs eltérés a PPP-től, akkor $q = 0$. Praktikusan ekkor a reálárfolyam stacionaritását tesztelik. (*Chinn* [2012])

Bárhogyan is tekintünk a PPP-re, tesztelésének rendkívül széles körű irodalma van. Viszont a vizsgálatok sok esetben nem igazolták a PPP érvényesülését. Az irodalomban a PPP empirikus kudarcára, vagyis az árfolyam extrém mértékű rövid távú volatilitására és az árfolyam PPP szinthez való lassú visszatérésére, Rogoff 1996-os tanulmánya nyomán „PPP puzzle”-ként hivatkoznak. A „puzzle” megoldását, magyarázatát több aspektusból is meg lehet közelíteni, a kudarcnak több oka is lehet. Az egyik ok, hogy a PPP központi feltétele, az egységes ár elve, nem teljesül, mivel általában az árfolyam sokkal volatilisabb, mint a relatív árak. A korai tanulmányok tipikusan nem tudták igazolni a LOP feltevéseit (*Isard* [1977], *Richardson* [1978]). Valószínűleg, mert számos kereskedelmi forgalomba kerülő áru inputja nagymértékben tartalmaz kereskedelmi forgalomba nem kerülő javakat. A kereskedelmi

forgalomba nem kerülő jószágoknak pedig nem tud az ára nemzetközi viszonylatban kiegyenlítődni (*Richardson [1978]*). Burstein et al. [2003] is felhívja a figyelmet, hogy a gazdaságok közel sem olyan nyitottak a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk növekvő részesedése miatt. Másrészt, bár a vámok jelentősen csökkentek, a nem vámjellegű korlátozásoknak még mindig jelentős szerepük van (*Knetter [1997]*). Egy másik elterjedt nézet a „piachoz való árazás” (*pricing-to-market – PTM*) a LOP empirikus kudarcának magyarázatára. Krugman 1978-as írásában állapítja meg, hogy ugyanannak az árunak különböző országokban különböző lehet az ára, ha azokat oligopolisztikus cégek értékesítik, vagyis árdiszkrimináció merülhet fel (*Krugman [1978]*). A PTM irodalmának széleskörű áttekintését adja Goldberg és Knetter [1997]. A nemzetközi áruarbitrázs másik fontos akadályozó tényezője a távolság. Engel – Rogers [1996] az USA-ban és Kanadában vizsgálta meg a LOP-tól való eltéréseket. Megállapították, hogy a városok közötti távolság jelentős mértékben magyarázza ugyanazon áruk árának eltérését különböző városokban. De az árkülönbségek sokkal nagyobbak voltak olyan városokban, amelyek a határ különböző oldalán helyezkedtek el, olyan áruk áraihoz képest, amelyek azonos távolságban lévő városokban találhatók, de egy országhatáron belül. Ezt a jelenséget az irodalom „határhatásnak” nevezi. Rogers – Jenkins [1995] szerint a „határhatás” nemcsak az árkülönbségek volatilitását növeli, de azok perzisztenciáját is. Ezen kívül megállapítja, hogy a ragadós árak és a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk jelenléte is hozzájárul a PPP nem teljesüléséhez. A kompetitív piac feltételeinek sérülése (pl. tranzakciós költségek jelenléte) szintén nem kedvez a LOP teljesülésének (*Davutyan – Pippenger [1991]*). Többen a reálárfolyam hosszú távú egyensúlyi szintjéhez való nemlineáris alkalmazkodását a tranzakciós költségek jelenlétére vezetnek vissza (*Sercu et al. [1995]*, *O’Connel – Wei [2002]*). Ugyanakkor panelben tesztelve a LOP-ot Parsley és Wei [1996] gyorsabb konvergenciát tapasztalt, de az alkalmazkodás nemlineáris. A PPP-től való eltérés, és a LOP eltérésének vizsgálatánál is azt feltételezzük, hogy a reálárfolyam egy stacioner adatgeneráló folyamatból származik, azaz az egyensúlyi szinthez való visszatérés konstans sebességű. De a tesztelések során kiderült, hogy ez nem így van. Továbbá az empirikus tesztek alapján kivehető, hogy a LOP hosszú távon érvényesül.

Egy másik ok az egyes javak árának aggregálásával kapcsolatos. Mivel a PPP tesztelését az egyes áruk árából képzett árindexekkel teszteljük, ezért az indexekkel kapcsolatos összes probléma felmerül. Rögtön az első kérdés, hogy milyen árindexet alkalmazzunk a teszteléshez. A casseli megközelítés olyan árindexet javasol, amely az általános árszínvonalat reprezentálja, mivel nem tartotta fontosnak, hogy az alkalmazott árindex ne foglalja magába a

kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk árát. (Mark [2001]) Ezt a megközelítést többen is követték, többek között Frenkel [1978], aki szerint a PPP tesztelésekor az áraknak a valuták belső értékét kell tükrözni, és ez nem csak a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát jelenti. Kifejezetten a teljes árszínvonalat reprezentáló indexszel kell elvégezni a PPP-vel kapcsolatos vizsgálatokat. Az irodalom nagy része így a fogyasztói árindexet (*Consumer Price Index* – CPI) alkalmazta a vizsgálatok során (Hakkio [1984], Abuaf – Jorion [1990], Kim – Lima [2010]). Akik inkább azt a nézetet képviselték, hogy a PPP elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra teljesül (Officer [1986], Sarno – Chowdhury [2003]), többnyire a termelői árindexet (*Producer Price Index* – PPI vagy *Wholesale Price Index* – WPI) alkalmazták a vizsgálataik során (Cheung – Lai [1993], Wu [1996], Lafrance et al. [1998], Erdey – Földvári [2009]). De vannak olyanok is, akik saját maguk állítottak elő árindexet, hogy az minél kevésbé tartalmazza a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk árát. Például ezt szem előtt tartva Sarno – Chowdhury [2003] negyedéves árindexet készített hat országra: Németország, Franciaország, Olaszország, Nagy-Britannia, Japán, Amerikai Egyesült Államok. A másik probléma, az egyes országok árindexeiben szereplő árukосarak különbözősége, illetve közel hasonló árukосár alkalmazása esetén is valószínűleg az árukосarakban szereplő javak különböző súlyal szerepelnek az árindexekben az egyes országok eltérő fogyasztási szokásai miatt. Az elérhető áruk köre is eltérhet országonként, holott az elmélet hasonló áruk és árukосarak összehasonlítását javasolja. Minél nagyobb az eltérés a súlyokban, annál nagyobb lesz az eltérés a PPP-től, még akkor is ha, a LOP fennáll az egyes árukra. Az árukосarak különbözőségénél ugyanez a helyzet. Nem várhatjuk, hogy különböző árukосarak árindexe egyenlő legyen azonos valutában kifejezve. (Rogoff [1996], Marsh et al. [2012]) Voltak próbálkozások, melyek megkísérelték kiküszöbölni a felmért árukосarak különbözőségéből származó problémát. Summers – Heston [1991] magából a megbecsült abszolút PPP-kből készített adatbázist a „Nemzetközi Összehasonlítási Program” (*International Comparison Programme* – ICP) keretében, ezért az irodalomban ICP adatbázisként hivatkoznak rá. Az adatbázis előnye, hogy azonos árukосarakat használtak a becslés során az egyes országok esetén. De sajnos komoly hátránya, hogy nem rendszeresen gyűjtötték össze az adatokat (1970-től öt évenként), ezért az adatbázis sok extrapolációt tartalmaz, illetve kevés országra közöltek információt. Az áruk közötti minőségbeli eltéréseknek is szerepe van a PPP nehézkes empirikus igazolásában, viszonylag hasonló áruk esetén is. (Rogoff [1996], Marsh et al. [2012])

A feltételek további sérülése, úgy mint a tranzakciós költségek, szállítási költségek, vámok, nem vámjellegű korlátozások jelenléte további eltérésekhez vezet a PPP-től (Ricci et

al. [2013]). A harmadik feltétel, hogy az áruk homogének legyenek. Sajnos több vizsgálat szembesült azzal a problémával, hogy viszonylag homogén áruk vizsgálata esetén sem állt fenn a LOP (Engel [1993]), azaz ennek a feltételnek a sérülése is csak részben magyarázza a PPP bizonytalan igazolását. Az áru piacok és tőkepiacok eltérése is nagymértékű volatilitást okozhat a nominális árfolyamban. Mivel az áru piacokon rövid távon az árak ragadósak, ezzel ellentétben az árfolyam gyorsan alkalmazkodik az új információkhoz. Így rövid távon az árfolyam túllendülhet a hosszú távú egyensúlyi szintjén, így a PPP csak hosszú távon érvényesülhet (Dornbusch [1976]).

A nominális árfolyam hosszú távú PPP-től való eltéréseinek az egyik legnépszerűbb magyarázata a Balassa [1964]² és Samuelson [1964] által kidolgozott Balassa – Samuelson³ modell a szektorok közötti termelékenységek különbségeivel kapcsolatban. Állításuk szerint a munkatermelékenység magasabb a gazdag országokban, és ez a termelékenységek különbség elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában jellemző. A modell szerint, ha azonos valutában fejezzük ki az országok árszintjeit (például dollárban), akkor a gazdag országoknak magasabb az árszínvonala, mint a szegény országoknak, azaz pozitív kapcsolatot találtak az egy főre jutó jövedelem és az árszínvonal között⁴. Szerintük ennek a jelenségnek az az oka, hogy a gazdag országok relatíve termelékenyebbek a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában, mint a szegény országok. Így a szegény országokban az alacsony termelékenység miatt alacsonyak a bérek a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában, amely relatíve alacsony árat eredményez a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektorában is, még akkor is, ha itt a termelékenységük ugyanakkora, mint a gazdag országokban. A gazdag országokban a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában magas bérek alakulnak ki, ami magas bérekhez vezet a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektorában is, annak ellenére, hogy a termelékenység ott nem nagyobb, mint a szegény országokban. Így a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk drágábbak a gazdag országokban, mint a szegény országokban. (Balassa [1964], Samuelson [1964])

² Balassa Béla [1964]-es munkáját magyarul olvashatjuk Darvas – Halpern (szerk.) [1998]-as tanulmánykötetében.

³ A modellre az irodalomban Harrod – Balassa – Samuelson hatásként is hivatkoznak, többnyire Harrod 1933-as és 1939-es munkája alapján.

⁴ Kravis – Lipsey [1983] és Bhagwati [1984] is kidolgozott egy modellt, melyben szintén arra a következtetésre jutnak, hogy a gazdag országok árszínvonala magasabb a szegény országok árszínvonalához képest. Ők abból a feltételezésből indulnak ki, hogy a tőke-munkaerő aránya a gazdag országokban nagyobb (a nem tökéletes tőkeáramlás miatt), így magasabb a bérrátájuk a szegény országokhoz képest. A munkaerő relatíve olcsóbb a szegény országokban, a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk pedig munka-intenzívek. A végkövetkeztetés ugyanaz, mint a Balassa – Samuelson modellben.

A modellből látható, hogy ebben a koncepcióban a PPP elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra érvényesül. Tekintsünk egy két-szektoros kis nyitott gazdaságot, a szektorok: a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektora és a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektora. Legyen két termelési tényező: a munka és a tőke. A modellben tökéletes tőkeáramlásról beszélhetünk az egyes országok között, de ezzel szemben a munkaerő immobil a nemzetközi forgalomban. A kis nyitott ország számára a világkamat adott, ami meghatározza a béreket a határköltségek kiegyenlítődése és a világszintű ár által. A szektorok között tökéletes a tényezőáramlás (mind a munka, mind a tőke esetén), ami biztosítja a tényezőárak kiegyenlítődéset a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk és a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk szektorában (azaz a munkabérek egyenlők lesznek a két szektorban). (*De Gregorio – Wolf* [1994]) Legyen a teljes árszínvonal egy Cobb Douglas függvény által formalizálva. Ekkor a hazai és a külföldi árszínvonal a következő:

$$P = (P^T)^\alpha \cdot (P^{NT})^{1-\alpha}, \quad (7)$$

$$P^* = (P^{T*})^\alpha \cdot (P^{NT*})^{1-\alpha}, \quad (8)$$

ahol P^T a kereskedelmi forgalomba kerülő javak ára (traded goods), P^{NT} a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak ára (nontraded goods), α az egyes szektorok árszínvonalának részesedése a teljes árszínvonalban, a csillag a külföldi ország változóit jelöli. Az egyszerűség kedvéért legyen $\alpha = \alpha^*$. Vegyük a hazai és a külföldi árszínvonal logaritmusát:

$$p = \alpha p^T + (1-\alpha)p^{NT} \quad \text{és} \quad (9)$$

$$p^* = \alpha p^{T*} + (1-\alpha)p^{NT*}, \quad (10)$$

ekkor az árszínvonalak a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javak árainak súlyozott átlagaiként állnak elő. Ebben a koncepcióban a reálárfolyam logaritmusát a következőképpen dekomponálhatók:

$$q = (e + p^{T*} - p^T) + (1-\alpha)(p^{NT*} - p^{T*}) - (1-\alpha)(p^{NT} - p^T), \quad (11)$$

$$q = q^T + (1-\alpha)(p^{NT*} - p^{T*}) - (1-\alpha)(p^{NT} - p^T), \quad (12)$$

ahol q^T a kereskedelmi forgalomba kerülő javakra érvényes reálárfolyam. Ebben az esetben a PPP csak a kereskedelmi forgalomba kerülő javakra érvényesül, így az a következő formában írható fel:

$$e = p^T - p^{T*}. \quad (13)$$

A (11)-es egyenletből látható, hogy ha a PPP-től való eltérés nulla ($e + p^{T*} - p^T = 0$), akkor a reálárfolyamot teljes mértékben a kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak relatív

ára határozza meg. Természetesen a modell a termelékenységek bevonásával is felírható. Legyen a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javak ára a hazai országban:

$$P^T = \frac{W}{A^T} \text{ és} \quad (14)$$

$$P^{NT} = \frac{W}{A^{NT}}, \quad (15)$$

illetve külföldön:

$$P^{T*} = \frac{W^*}{A^{T*}} \text{ és} \quad (16)$$

$$P^{NT*} = \frac{W^*}{A^{NT*}}, \quad (17)$$

ahol W és W^* jelöli a hazai és a külföldi béreket, A pedig a termelékenységet az egyes szektorokban belföldön és külföldön az eddigi jelöléseknek megfelelően. A kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő áruk relatív ára arányosan változik a termelékenységek különbségeivel:

$$\frac{P^{NT}}{P^T} = \frac{A^T}{A^{NT}},$$

logaritmizálva:

$$p^{NT} - p^T = a^T - a^{NT}, \quad (18)$$

ahol a kisbetűk továbbra is a változók logaritmusait jelölik. Ekkor a reálárfolyam logaritmusát a következőképpen írható fel:

$$q = q^T + (1 - \alpha)(a^{T*} - a^{NT*}) - (1 - \alpha)(a^T - a^{NT}), \quad (19)$$

$$q = (e + (w^* - a^{T*}) - (w - a^T)) + (1 - \alpha)(a^{T*} - a^{NT*}) - (1 - \alpha)(a^T - a^{NT}), \quad (20)$$

ahol $e_i + (w_i^* - a_i^{T*}) - (w_i - a_i^T)$ a kereskedelmi áruk szektorában az egységnyi munkaerő költsége különbsége azonos valutában kifejezve, $a^{T*} - a^{NT*}$ és $a^T - a^{NT}$ pedig a termelékenység különbsége a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javak szektorai között külföldön és belföldön. (Hsieh [1982]) Tegyük fel, hogy megnő a termelékenység a kereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorában. Mivel tökéletes versenyt feltételezünk, ezért a kereskedelmi forgalomba kerülő javak ára rögzített, és a határköltségükön egyenlítődnek ki. A szektorokban a tényezőárak adottak, így a termelékenység a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak szektorában meghatározza a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árát. Minden más tényező változatlansága mellett a kereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorának magasabb termelékenysége magasabb bért is eredményez ebben a

szektorban, és a szabad tényezőáramlás miatt a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak szektorában is. Emiatt megnő a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak ára ($p^{NT} \uparrow$), ami reálfelértékelődést okoz a hazai ország valutájában. (De Gregorio – Wolf [1994]) Tehát a Balassa – Samuelson modell szerint a szegény országok (a gyors növekedési rátájú országok⁵) valutája felértékelt.

A Balassa – Samuelson hatás nem igazolható egyértelműen, találunk mellette és ellene szóló empirikus tanulmányokat is. Officer [1976] szerint a termelékenység-különbségek nem magyarázzák jelentős részét a reálárfolyam varianciájának az általa vizsgált fejlett iparosodott országoknál. Ezzel ellentétben Hsieh [1982] azt találta, hogy a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő áruk szektora közötti munka-termelékenység eltérések jól magyarázzák az árfolyam PPP-től való eltérését. A márka és a jen árfolyamát vizsgálta meg 1954 és 1976 között úgy, hogy a külföldi ország változóit súlyozott átlaggal számították ki, az adott országok főbb kereskedelmi partnereinek változóiból. A Balassa – Samuelson hatást többnyire egy fejlett és egy fejletlen ország valutája között vizsgálják, de vizsgálható két fejlett ország között is. Marston [1986] a jen-dollár árfolyam esetén vizsgálta meg a relatív termelékenység-különbségek reálárfolyamra és relatív bérnövekedésre gyakorolt hatását 1973 és 1983 között. A vizsgált időszakban a japán kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában gyorsabb termelékenységnövekedést tapasztalt, mint az USA kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában. A tanulmány becslése szerint egy általános árindexen (GDP deflátor, CPI) alapuló reálárfolyamnak 38%-kal kellett volna esnie a „kereskedhető” szektor munka egységköltségén alapuló reálárfolyamhoz képest, hogy az USA kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorának versenyképessége megmaradjon. Az amerikai reál és nominális béreknek szintén csökkennie kellett volna, hogy helyreállítsák az amerikai versenyképességet a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorában. További sikereket ért el a termelékenység különbségek reálárfolyamra gyakorolt hatásának igazolásában Marston [1990], De Gregorio – Wolf [1994], Strauss [1996], Chinn – Johnston [1996], Chinn [1997b]. De Gregorio – Wolf [1994] nemcsak a termelékenység különbségek változását, de a külkereskedelmi cserearány változás hatását is vizsgálta. Ezeket egy modellben foglalta össze, így egyszerre vizsgálhatta a két tényező hatását a reálárfolyamra. Mindkét tényező szignifikánsan befolyásolta a reálárfolyamot. Canzoneri et al. [1999] OECD országokat vizsgált meg panelbecsléssel (FM-OLS). Munka-termelékenységekkel becsülte meg a Balassa – Samuelson hatást, ami szignifikánsnak bizonyult, és a kapcsolat is megfelelő irányú

⁵ A modell dinamikus szemléletű leírását Rogoff [1992] és Mark [2001] írásában olvashatjuk részletesen.

volt. De a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra nem tudták igazolni a PPP-t, mert bár találtak kointegrációt, de a becslt változók előjelei nem az elmélet által javasoltak. Így nem volt maradéktalan a siker a Balassa – Samuelson hatás igazolásában. Lee – Tang [2007] 12 OECD országból összeállított adatbázist vizsgált meg FM-OLS (teljesen módosított legkisebb négyzetek módszere) és DOLS (dinamikus legkisebb négyzetek módszere) panelbecsléssel. A becslések során a termelékenységet kétféleképpen is proxizták: a munkatermelékenységgel és a teljes tényező termelékenységgel (TFP – total factor productivity). A munkatermelékenységgel az irodalomban hagyományos eredményt kapták: a magasabb munkatermelékenység hajlamos felértékelni a reálárfolyamot. Viszont a teljes tényező termelékenységgel becslve a modellt ellentétes eredményre jutottak: ekkor a magasabb TFP hatására a reálárfolyam leértékelődött, és ez elsősorban az adott országok kereskedelmi forgalomba kerülő áruinak relatív árán keresztül valósult meg (q_t^T -n keresztül), mintsem a hagyományos szemlélet szerint a kereskedhető és nem kereskedhető áruk relatív árán keresztül. Tehát a kapcsolat érzékenynek bizonyult a termelékenység mérésére. Lothian – Taylor [2008] is bizonytalan a tekintetben, hogy a vizsgált font-dollár és frank-font reálárfolyamok közül csak a font-dollár esetén találtak szignifikáns Balassa – Samuelson hatást. De szerintük ennek az lehet az oka, hogy a francia és a brit ipari termelékenység, illetve technológiai fejlődés között nincs olyan nagymértékű különbség, mint az amerikai és a brit ipari termelékenység között. Éves adatokon becsltek ESTAR (Exponential Smooth Transition Autoregressive) modelleket, a font-dollár esetén 1820-2001-ig, a frank-font esetén 1820-1998-ig. Az időhorizont függvénye, hogy a reálárfolyam-változásoknak hány százalékát magyarázza a Balassa – Samuelson hatás. Egy év esetén ez nagyon kevés, hét év esetén 9%-át, a teljes mintaidőszak alatt körülbelül a reálárfolyam-változások 40%-át magyarázzák a relatív termelékenység különbségek. Ellenben mindkét árfolyamnál szignifikáns nemlineáris alkalmazkodási folyamatot tapasztaltak az adott reálárfolyam egyensúlyi szintjéhez. Ricci et al. [2013] panelben vizsgált meg 48 fejlett és fejlődő országot 1980 és 2004 között éves adatokon FM-OLS és DOLS panelbecslési módszerekkel. Bár a termelékenység különbségek szignifikáns hatást gyakoroltak a reálárfolyamra, de a hatás meglehetősen kicsi a többi megvizsgált tényező hatásához képest (külföldi eszköz-felhalmozás, kormányzati kiadások, kereskedelmi korlátozások). Valamelyest biztató, hogy Bergin et al. [2006] megállapította, hogy a Balassa – Samuelson hatás időben változik. Egyrészt, mert a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk részesedése egyre nő, másrészt, valószínűleg a termelékenység javulása is eltérő az egyes időszakokban.

Valójában az is nehezíti a Balassa – Samuelson modell igazolását, hogy sok esetben nem olyan egyszerű szétválasztani a kereskedelmi forgalomba kerülő és nem kerülő javakat (pl.: egy kereskedelmi forgalomba kerülő árunak lehet szolgáltatás-intenzív az inputja). Másrészt a modell feltételezi, hogy a szolgáltatások relatíve munka-intenzívek, és nem kerülnek kereskedelmi forgalomba, de ez nincs mindig így (pl. a pénzügyi szolgáltatás a bankokon keresztül külkereskedelmi forgalomba kerül, a szállítmányozás pedig meglehetősen tőke-intenzív). (Mark [2001]) Illetve valószínű, hogy a kereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorában bekövetkező termelékenység-növekedésnek nagyobb hatása van az egyes országok közötti kereskedhető áruk árára, mint a kereskedhető-nem kereskedhető áruk relatív árára egy országon belül. (Chinn [2012])

De a kereskedhető-nem kereskedhető áruk relatív árát a termelékenység különbségeken kívül más tényezők is befolyásolhatják. Nemcsak kínálati tényezők, de keresleti tényezők is indukálhatnak relatív árváltozást. Hosszú távon a fogyasztók preferenciái megváltozhatnak, eltolódhatnak a szolgáltatások felé, azaz a fogyasztók előnyben részesíthetik a szolgáltatásokat más javakkal szemben. A szolgáltatásokról pedig általában feltételezzük, hogy nem kerülnek kereskedelmi forgalomba, ez pedig növekedést okozhat a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árában. (Chinn [2012]) Rövid távon a közösségi szolgáltatásokra fordított kormányzati kiadások is módosíthatják a relatív árakat (Froot – Rogoff [1991], Rogoff [1992], De Gregorio – Giovanni – Wolf [1994], Alesina – Perotti [1995], Chinn [1997a], Chinn [1999], Ricci et al. [2013]). Illetve a hosszan tartó folyó fizetési mérleg hiány és a hosszú távú reálárfolyam leértékelődés között is lehet kapcsolat empirikus tanulmányok szerint: Hooper – Morton [1982], Obstfeld – Rogoff [1995], Bayoumi et al. [1994], Krugman [1990], Ricci et al. [2013]. Lane és Milesi-Ferretti [2002] két lépésben vizsgálta meg a lehetséges hatást. Először megvizsgálta a nemzetközi nettó eszközpozíció és a külkereskedelmi mérleg közötti kapcsolatot, majd a külkereskedelmi mérleg és a reálárfolyam közötti kapcsolatot. Végül a külkereskedelmi mérleg és a hosszú távú reálárfolyam között negatív kapcsolatot mutattak ki.

Bár a Balassa – Samuelson modell és több tényező (pl. kormányzati kiadások, külkereskedelmi cserearány vagy nettó eszközpozíció) bevonása az empirikus modellekbe választ ad arra, hogy miért fordulhat elő az, hogy a PPP bizonyos esetekben nem áll fenn a teljes árszínvonalra, de azt nem tudja megmagyarázni, hogy a kereskedelmi forgalomba kerülő árukra egyes esetekben miért nem áll fenn a PPP. Rogoff [1996] szerint az egyik jelentős ok az lehet, hogy a nemzetközi árupiacok még nem olyan integráltak, mint a hazai árupiacok (felmerülnek szállítási költségek, vámok, nem vám jellegű korlátozások,

információs költségek, illetve a munkaerő is kevésbé mobil az országok között). Másrészt az empirikus irodalomból kitűnik, hogy nem mindegy milyen módszertani eljárással becsüljük meg a PPP-t. Egyrészt kiderült, hogy a PPP egy hosszú távú összefüggés a nominális árfolyam és az adott két ország árszínvonala között (*Lothian [1997]*), melyet kointegrációs eljárással érdemes közelíteni. Ezt Engle és Granger [1987]-es úttörő munkája az ökonometria terén lehetővé is tette (*Engle – Granger [1987]*). Másrészt az idősoros tesztlések eredményei sok esetben nem támasztották alá a modell állítását (*Krugman [1978]*, *Frenkel [1981]*, *Meese–Rogoff [1983]*), ellenben a panelmódszer alkalmazása a PPP empirikus igazolásában több pozitív eredményt hozott (*Papell [2002]*, *Im et al. [2005]*, *Pedroni [2004]*). Ha pedig közvetetten tesztljük a PPP-t, a reálárfolyam vizsgálatával, számolnunk kell vele, hogy a PPP-től való eltérések eltérő nagyságúak, és az alkalmazkodási folyamat nemlineáris: minél nagyobb az eltérés a PPP-től, az alkalmazkodás egy egyensúlyi reálárfolyamhoz annál gyorsabb (*Taylor [2001, 2002]*). Az empirikus irodalom eredményei alapján az ilyen tesztléseknél STAR (Smooth Transition Autoregressive Model) modellekkel érdemes dolgozni, mert az átmenet folyamatosabb (*Lothian – Taylor [1996]*, *Michael et al. [1997]*), mint a LOP tesztlése esetén, ahol a TAR (Threshold Autoregressive Model) modellek alkalmazása javasolt (*Sarno et al. [2004]*). Úgy tűnik, hogy a módszertan megválasztása kiemelkedő jelentőséggel bírhat a PPP empirikus igazolásában.

2.1.2 Fedezetlen kamatparitás

A kamatparitást Irving Fisher fogalmazta meg 1930-as munkájában, miszerint az egyik ország kötvényeinek hozama spekulációk révén ki kell, hogy egyenlítődjön a másik ország kötvényeinek hozamával, ha azonos valutában fejezzük ki azokat (*Fisher [1930]*). Többféle kamatparitásról is beszélhetünk: fedezetlen, fedezett és reálkamat-paritásról. Fisher nevéhez a fedezetlen kamatparitás köthető. A fedezetlen kamatparitás (*uncovered interest parity – UIP*) fennállásának feltételezése a monetáris árfolyammodellek második építőköve. Ha a fedezetlen kamatparitás fennáll, akkor a hazai és a külföldi valutában denominált kötvények egymás tökéletes helyettesítői lesznek, mivel hozamaiknak ki kell egyenlítődnie⁶. Az UIP fennállása az arbitrázs lehetőségek kihasználásán alapszik, az általánosan alkalmazott formája pedig egy

⁶ Feltételezzük, hogy a hozamok kiegyenlítésének nincsen akadály, például nincsenek tranzakciós költségek és szabad tőkeáramlás van az országok között.

közelítésen. Tegyük fel, hogy a befektetők kockázat semlegesek, és racionális várakozásaik⁷ vannak, ekkor tekintsük a következő összefüggést:

$$\frac{\mathbf{E}_t(E_{t+1})}{E_t} = \frac{1+i_t}{1+i_t^*}, \quad (21)$$

ahol E_t a nominális árfolyam a t -edik időpontban, $\mathbf{E}_t(E_{t+1})$ a t -edik időpontban a $t+1$ -dik időpontra várt árfolyam (ahol \mathbf{E}_t a feltételes várható érték operátora a t -edik időpontban rendelkezésre álló információk alapján), i_t a hazai ország nominális kamatlába a t -edik időpontban, i_t^* a külföldi ország nominális kamatlába a t -edik időpontban. Ha nincs arbitrázslehetőség a piacon, és a piaci szereplőket tökéletes előrelátás (perfect foresight) jellemzi, akkor a (21) egyenlőségnek fenn kell állnia. Ugyanis egy befektető egy egységnyi hazai valutából vehet $\frac{1}{E_t}$ egységnyi külföldi kötvényt, amely $1+i_t^*$ hozamot biztosít a tőke visszafizetésén kívül. Majd az így megszerzett összeg visszaváltható hazai valutára a $t+1$ -dik időpontban $\mathbf{E}_t(E_{t+1})$ árfolyamon. Ha a befektető hazai kötvényt vett volna, akkor a hozama $1+i_t$ lenne. Világos, hogy a két befektetési lehetőség azonos hozamot kell, hogy biztosítson, különben arbitrázsra lenne lehetőség:

$$\frac{\mathbf{E}_t(E_{t+1})}{E_t} \cdot (1+i_t^*) = 1+i_t.$$

Vonjunk ki a (21)-es egyenlet mindkét oldalából egyet, majd rendezzük át:

$$\frac{\mathbf{E}_t(E_{t+1}) - E_t}{E_t} = \frac{i_t - i_t^*}{1+i_t^*}. \quad (22)$$

Ha i_t^* elég kicsi, akkor az $(1+i_t^*)$ kifejezéssel való diszkontálás elhagyható, azaz

$\frac{i_t - i_t^*}{1+i_t^*} \approx i_t - i_t^*$. Ekkor a következőt kapjuk:

$$\frac{\mathbf{E}_t(E_{t+1}) - E_t}{E_t} \approx i_t - i_t^*. \quad (23)$$

A (23)-as egyenlet szerint a spot árfolyamban várt százalékos változás közelítőleg egyenlő a két ország közti kamatkülönbséggel. Most vegyük a (21)-es egyenlet logaritmusát⁸:

⁷ Racionális várakozások esetén a piaci szereplők ismerik a gazdaság helyes modelljét, és minden nyilvánosan elérhető információt felhasználnak a várakozásaik megformálására (Sarno – Taylor [2003]).

⁸ Ekkor a következő közelítés alkalmazható kis x -ek esetén: $\ln(1+x) \approx x$, ahol az x szerepét most a kamatlábak töltik be (i_t és i_t^*).

$$\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^*, \quad (24)$$

$$\mathbf{E}_t(\Delta e_{t+1}) = i_t - i_t^*,$$

ahol a kisbetűk a változók logaritmusait jelölik. Ekkor megkapjuk az UIP irodalomban általánosan alkalmazott formáját. (Wang [2009], Obstfeld – Rogoff [1996]) Egy sztochasztikus világban árfolyamkockázattal is számolnunk kell, ekkor Obstfeld és Rogoff [1996] szerint az egyenlőség csak egy árfolyam-kockázati prémium bevonásával áll fenn.

Mivel a fenti esetben a várt árfolyamváltozások nem voltak fedezve, ezért a kamatparitást fedezetlennek neveztük. De a várt árfolyamváltozások fedezhetők egy devizára szóló határidős ügylettel, ami a kamatparitás „gyengébb”, kevésbé szigorú elgondoláson alapuló változatához vezet, a fedezett kamatparitáshoz (*covered interest parity* – CIP)⁹. A fedezett kamatparitás korai megfogalmazása Keynes 1923-as munkájában található (Keynes [1923]). Tekintsük a következő összefüggést:

$$\frac{F_{t,t+1}}{E_t} = \frac{1+i_t}{1+i_t^*}, \quad (25)$$

ahol $F_{t,t+1}$ a t -edik időpontban a $t+1$ -dik időpontra érvényes határidős árfolyam. Az egyenlőség az előbbihez hasonló befektetési lehetőségek hozamainak levezetésével logikai úton igazolható: vásárolhatunk $\frac{1}{E_t}$ egységnyi külföldi kötvényt, amely $1+i_t^*$ hozamot biztosít, de az így megszerzett hozam a $t+1$ -dik időpontban az előre megkötött forward szerződés szerint $F_{t,t+1}$ határidős árfolyamon váltható vissza hazai valutára. Ebben az esetben nem kell számolnunk árfolyamkockázattal. A hazai kötvény hozama továbbra is $1+i_t$, és mivel a piac arbitrázsmentes, a két hozamnak egyenlőnek kell lennie. Vonjunk ki a (25)-ös egyenlet mindkét oldalából egyet, majd rendezzük át:

$$\frac{F_{t,t+1} - E_t}{E_t} = \frac{i - i_t^*}{1+i_t^*}. \quad (26)$$

Ha i_t^* elég kicsi, akkor az $(1+i_t^*)$ kifejezéssel való diszkontálás ismét elhagyható, ekkor pedig a következőt kapjuk:

$$\frac{F_{t,t+1} - E_t}{E_t} \approx i_t - i_t^*. \quad (27)$$

⁹ Frenkel [1976] a rugalmas árképzés monetáris modelljének megfogalmazásánál a fedezett kamatparitást jelölte meg a modell egyik építőkövéként.

A (27)-es egyenlet szerint a forward prémium¹⁰ spot árfolyamban kifejezett százalékos értéke közel egyenlő a két ország közötti kamatkülönbséggel. Vegyük a (25)-ös egyenlet mindkét oldalának logaritmusát:

$$f_{t,t+1} - e_t = i_t - i_t^*, \quad (28)$$

mely az irodalomban általánosan alkalmazott formája a CIP-nek. (*Wang [2009], Obstfeld – Rogoff [1996], Lewis [1994]*)

Ezen kívül beszélhetünk még reálkamatparitásról. Ehhez induljunk ki a Fisher-hatásból¹¹:

$$i_t = r_t + \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}), \quad (29)$$

ahol i_t a nominális kamatláb, r_t a reálkamatláb és $\mathbf{E}_t(\pi_{t+1})$ a várt infláció. Eszerint minden más tényező változatlansága mellett a várt inflációban bekövetkező növekedés a nominális kamatláb azonos mértékű növekedéséhez vezet, változatlanul hagyva a reálkamatlábát. Ekkor a reálkamatláb kifejezhető a nominális kamatláb és a várható infláció különbségeként:

$$r_t = i_t - \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}), \quad (30)$$

így két ország reálkamatlábának különbsége:

$$r_t - r_t^* = (i_t - \mathbf{E}_t(\pi_{t+1})) - (i_t^* - \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}^*)). \quad (31)$$

Tekintsük a reálárfolyam változását:

$$\Delta q_t = \Delta e_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t$$

$$\mathbf{E}_t(q_{t+1}) - q_t = [\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t] + \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}^*) - \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}), \quad (32)$$

ahol q_t a reálárfolyam logaritmus. Helyettesítsük be a (32)-es egyenletbe a (24)-es egyenletet. A (31)-es összefüggés alapján megkapjuk a reálkamatparitást:

$$\mathbf{E}_t(q_{t+1}) - q_t = r_t - r_t^*. \quad (33)$$

Eszerint a reálárfolyam változása egyenlő lesz a reálkamatokban bekövetkező változásokkal. (*Krugman – Obstfeld [2008]*)

A kamatparitások közül a monetáris árfolyammodellek a fedezetlen kamatparitás fennállását követelik meg, azaz ekkor a hazai és a külföldi valutában denominált eszközök egymás tökéletes helyettesítői lesznek. Ez a feltevés meglehetősen szigorú, és empirikusan nehezen igazolható. Egyrészt a fedezetlen kamatparitás szerint a forward árfolyam torzítatlan becslése a várható spot árfolyamnak ($F_{t,t+1} = \mathbf{E}_t(E_{t+1})$), de Siegel [1972] megmutatta, hogy a

¹⁰ A forward prémium az adott időpontra vonatkozó határidős árfolyam és a spot árfolyam közötti különbség ($f_{t,t+1} - e_t$), általában százalékos formában kifejezve.

¹¹ A Fisher-hatás is egy közelítő összefüggés.

torzítatlanság nem érvényesül. Természetesen ez nem jelenti azt, hogy a forward árfolyam nem tartalmaz információt a várt árfolyammal kapcsolatban. A „Siegel paradoxonnak” nevezett probléma a következőből indul ki:

$$\mathbf{E}_t\left(\frac{1}{E_{t+1}}\right) > \frac{1}{\mathbf{E}_t(E_{t+1})}, \quad (34)$$

melyet Jensen egyenlőtlenségnek nevezünk. Ez azt jelenti, hogy nem kaphatunk egyidejűleg torzítatlan becslést például a dollár-euró és az euró-dollár árfolyamra. Gyakran úgy próbálják megkerülni a problémát, hogy a változók logaritmusát veszik.

$$\begin{aligned} \mathbf{E}_t\left(\ln \frac{1}{E_{t+1}}\right) &= \mathbf{E}_t(-\ln E_{t+1}) \text{ vagy} \\ \mathbf{E}_t(-e_{t+1}) &= -\mathbf{E}_t(e_{t+1}), \end{aligned} \quad (35)$$

ahol $\ln E_{t+1} = e_{t+1}$. Ekkor egy mínusz eggyel való szorzás váltja fel a reciprok műveletet, ami egy lineáris transzformáció. Mivel a Jensen egyenlőtlenség nemlineáris függvényeknél áll fenn, ezért ebben az esetben az nem érvényesül. De a várakozásokat az eredeti változókra formálják meg a piaci szereplők, így Sarno – Taylor [2003] szerint nem világos, hogy ez miért oldaná meg a problémát. Nézzük meg a becslés torzításának mértékét. Tegyük fel, hogy az árfolyam feltételes log-normális eloszlású. A t -edik időpontban rendelkezésre álló információk halmaza legyen Ω_t , és $\ln E_{t+1} = e_{t+1}$, ekkor e_{t+1} eloszlása normális:

$e_{t+1} | \Omega_t \sim N(\mathbf{E}_t(e_{t+1}), \text{var}_t(e_{t+1}))$. A log-normális eloszlású változók várható értékéről tudjuk, hogy: $\mathbf{E}_t(E_{t+1}) = \mathbf{E}_t(e^{e_{t+1}}) = e^{\mathbf{E}_t(e_{t+1}) + \frac{1}{2}\text{var}_t(e_{t+1})}$, ezért $f_{t,t+1} = \mathbf{E}_t(E_{t+1})$ egyenlőséget logaritmikusan átírva:

$$f_{t,t+1} = \mathbf{E}_t(e_{t+1}) + \frac{1}{2} \text{var}_t(e_{t+1}). \quad (36)$$

Ha a „horgony valutát” meg akarjuk változtatni, akkor tekintsük a következő összefüggést:

$$\frac{1}{F_{t,t+1}} = \mathbf{E}_t\left(\frac{1}{E_{t+1}}\right). \quad (37)$$

Az árfolyam log-normális eloszlása esetén $\mathbf{E}_t\left(\frac{1}{E_{t+1}}\right) = \mathbf{E}_t(e^{-e_{t+1}}) = e^{-\mathbf{E}_t(e_{t+1}) + \frac{1}{2}\text{var}_t(e_{t+1})}$, így a (37)-

as egyenlőség logaritmizált formában:

$$f_{t,t+1} = \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - \frac{1}{2} \text{var}_t(e_{t+1}). \quad (38)$$

Látható, hogy ha a bilaterális árfolyamok vizsgálata esetén a horgony valutát megcseréljük, akkor a várt árfolyam varianciáját tartalmazó tag ellenkező előjellel jelenik meg az összefüggésben, továbbá, hogy a Siegel paradoxon „mértéke” a várt árfolyam varianciájától (azaz az árfolyam feltételes varianciájától) függ. Vonjuk ki a (36)-os egyenlet mindkét oldalából e_t -t:

$$f_{t,t+1} - e_t = \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t + \frac{1}{2} \text{var}_t(e_{t+1}). \quad (39)$$

Ökonometriailag tesztelhető formában:

$$f_{t,t+1} - e_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t + u_{t+1}. \quad (40)$$

A legtöbb tanulmány ezt az egyenletet teszteli, ami nem más, mint a határidős piac hatékonyságának egyik tesztje. Többen megállapították, hogy a határidős árfolyam torzított becslése a várt spot árfolyamnak. Cumby és Obstfeld [1981] a kanadai dollárban, francia frankban, német márkában, holland guldenben, svájci frankban és fontban denominált betétek esetén végzett vizsgálatot az amerikai dollárban denominált betétekkel összevetve 1974 és 1980 között. Minden esetben kimutatták a kockázati prémium jelenlétét, azaz elutasították az UIP feltételezését. Cumby és Obstfeld [1982]-es munkájukban sem tudták igazolni, hogy a forward árfolyam torzítatlan becslése a várt spot árfolyamnak (*Cumby – Obstfeld [1982]*). Fama [1984] két fontos megállapítást is tett: egyrészt a kockázati prémium sokkal változékonnyabb, mint az árfolyamban várt változás és a kamatkülönbségek, másrészt a kockázati prémium és a spot árfolyamban várt változás között negatív kapcsolat figyelhető meg (a kovarianciájuk negatív). Cumby [1988] több valuta esetén is *ex ante* előrejelezhető többlet hozamot talált, melyek jelentősen fluktuáltak és bizonyos periódusokban pozitívak, bizonyos periódusokban negatívak voltak. Egy fogyasztás alapú modellel próbálta magyarázni az *ex ante* többlet hozamokat, de a modell csak részben magyarázta azokat. Froot és Frankel [1989] felmérése adatokat használt az árfolyam várakozásokkal kapcsolatban, hogy dekomponálják a torzítást: kockázati prémiumra és várakozási hibákra. A mintájukban nem találtak igazolást a kockázati prémium jelenlétére. Szerintük a '80-as évek közepén a többlet hozamokat a szisztematikus előrejelzési hiba dominálta. Illetve megfigyelésük szerint – ellentétben a többi eredménnyel – a várható leértékelődési ráta varianciája nagyobb, mint a kockázati prémium varianciája. A szisztematikus előrejelzési hiba két okból is felmerülhet: 1) a piacon az irracionális kereskedők jelenléte miatt, 2) vagy a várakozások mérésének nehézségei miatt (*Lewis [1994]*). Flood – Rose [1994] az EMS országok esetén vizsgálta meg a fedezetlen kamatparitást. Az eredmények alapján az UIP-től való eltérés jelentősen kisebb

az EMS országokban a rögzített árfolyamrendszer alatt, mint a lebegő árfolyamrendszerrel rendelkező országokban. Többek között a téma széles körű áttekintését nyújtja: Hodrick [1987], Lewis [1994] és Engel [1996].

Másrészt maga a fedezetlen kamatparitás által felvázolt kapcsolat – az árfolyam várt változása és a kamatkülönbségek között – nehezen igazolható empirikusan. Ezt a problémát az irodalom „forward prémium rejtélynek” vagy „fedezetlen kamatparitási rejtélynek” nevezi. Az irodalom általában a következő összefüggést teszteli:

$$e_{t+1} - e_t = \beta_0 + \beta_1(i_t - i_t^*) + u_{t+1}, \quad (41)$$

ahol a nullhipotézis, hogy $\beta_0 = 0$ és $\beta_1 = 1$, feltéve, hogy a piaci szereplők kockázat semlegesek, és racionális várakozásaik vannak, illetve u_{t+1} nem korrelál a t -edik időpontban elérhető információkkal (*Sarno – Taylor [2003]*). Mivel a határidős torzítás tesztelése és a forward rejtély tesztelése nem különül el egymástól teljes mértékben, így a már említett problémák merülnek fel: β_1 a tesztek során általában kisebb, mint egy, és sok esetben negatív előjelet vesz fel, azaz a kamatkülönbségek emelkedése felértékelődést okoz az árfolyamban, leértékelődés helyett. (*Froot – Thaler [1990]*) Ez azt eredményezi, hogy a külföldi egyperiódusú diszkont kötvényekbe fektető befektetők hozama a kamatkülönbségekből (ami a befektetés időpontjában ismert) és a kötvény tartásának időszaka alatt a valuta felértékelődéséből származó plusz jövedelemből tevődik össze. Így a forward rejtélynek köszönhetően a magas kamattal rendelkező valuták pozitív előrejelezhető többlethozamot biztosítanak, míg az alacsony kamatokkal rendelkező valuták negatív előrejelezhető többlethozamot eredményeznek. (*Verdelhan [2010]*) Froot és Thaler [1990] 75 publikációt megvizsgálva azt találta, hogy az átlagos becslés a kamatkülönbségek együtthatójára a (40) egyenletben -0,88, de egy esetben sem egyenlő, vagy nagyobb, mint egy. Az irodalom a forward rejtélyre két lehetséges magyarázatot feltételez: 1) időben változó árfolyam kockázati prémium van jelen, 2) várakozási hibák azonosíthatók (azaz a befektetők várakozásai nem racionálisak, mint ahogy azt a modell feltételezi). (*Verdelhan [2010]*) Számos empirikus tanulmány foglalkozik a témával, többek között: Bilson [1981], Fama [1984], Hodrick [1987], Engel [1996]. Mivel a forward rejtély, vagy más néven a fedezetlen kamatparitási rejtély ma sem megoldott probléma, ezért napjainkban is élénken kutatott terület: Burnside et al. [2006], Lothian – Wu [2011], Moore – Roche [2012], Lee [2012]. Burnside et al. [2006] kilenc valutát tesztelt a fonttal szemben havi adatokat vizsgálva 1976. januártól 2005. decemberig. A (40)-eshez hasonló egyenletben minden esetben negatív volt a meredekségi együttható. Lothian és Wu [2011] két évszázadot átölelő mintán tesztelte az UIP-et. A teljes mintán

pozitív együttthatót kaptak, az előjel csak akkor lett negatív, amikor a mintaidőszakot az 1980-as évek dominálták. Ezt elsősorban várakozási hibára vezették vissza. Moore és Roche [2012] a fogyasztási kockázat mellett a monetáris politika volatilitásával magyarázza az UIP-től való eltérést. 56 monetáris rezsimet vizsgáltak meg, s megállapították, hogy Fama [1984] regressziójában alacsony monetáris volatilitás és az óvatossági megtakarítási motívum dominanciája esetén merül fel negatív meredekségi együtttható, viszont ha a monetáris volatilitás magas, akkor az együtttható pozitívnak bizonyult, ahogy azt az UIP is előrejelzi. Tehát a szerzők szerint az óvatossági megtakarítási motívum dominanciája esetén a monetáris politika volatilitásától függ, hogy az UIP teljesül-e, vagy sem. Lee [2012] fejlődő és fejlett országoknál egyaránt tesztelte a fedezetlen kamatparitást. Azt találták, hogy a fejlett-fejlődő országpároknál meglehetősen jól működik az UIP. Egy hónapos időhorizontot vizsgálva az UIP-et a vizsgálatok 77%-ában fogadták el, de az időhorizontot növelve (egy éves időhorizontra) az elfogadási ráta romlott. Illetve az UIP többször elutasításra került, ha valamilyen „kulcsvalutával” (pl. a dollárral, az euróval, a japán jennel vagy a német márkával) képeztek árfolyamokat, főleg ha a „kulcsvaluta” nagyobb hozamot biztosított, a nem kulcsvalutákhoz képest.

Több tanulmány vizsgálja azt a hozamot, amit az UIP-től való eltérésnek köszönhetően a befektetők realizálhatnak a megfelelő pozíció felvételével. Egy ilyen befektetési startégia a „kamatkülönbözeti ügylet” (carry trade), mely során a befektetők kölcsönt vesznek fel egy alacsony kamatú valutában, és kölcsönadnak egy magas kamatú valutában. (Burnside [2012]) Burnside et al. [2008] a kamatkülönbözeti ügyleten alapuló egy rövid távú kötvényekből álló portfólió kifizetéseit vizsgálta. A vizsgált portfólió egyenlő súlyban 23 valutát tartalmazott, s annak havi hozamait elemezte 1976 januárjától 2007 júniusáig, illetve almintákat is képzett. A szerzők megállapítják, hogy a vizsgált stratégiával jelentős hozam realizálható (tehát nem állt fenn az UIP, mert előrejelezhető többlethozam volt jelen). Lustig et al. [2011] a kamatkülönbözeti stratégia által elérhető többlet hozamot a vizsgált valuták közös árfolyamának változékonyságával magyarázza. Minél magasabb volt az adott valuta kamata, annál jobban ki volt téve a valuta ennek a közös faktornak. A közös faktor mértéke összhangban mozgott a valutaportfóliók átlagos hozamával. Jordà, és Taylor [2012] felhívja a figyelmet, hogy a legtöbb tanulmány egy naív stratégián alapuló kamatkülönbözeti ügyletet vizsgál, mely csak hozamjelzéseken alapul. Jordà, és Taylor a kamatkülönbözeti kereskedési stratégiát kiegészíti a fundamentumok figyelembe vételével. Így a kereskedési stratégiában nemcsak a kamatkülönbségeket, de az aktuális árfolyam eltérését is figyelembe veszi az árfolyamnak a fundamentumok által meghatározott értékétől, amit a hosszú távú reálárfolyam

átalgával közelít. A 2007-2008-as időszakban a naív stratégiák nem mutatnak ki jövedelmet, de a kiegészített stratégiával ebben az időszakban is jövedelmezőnek bizonyultak a kamatkülönbözeti ügyletek. Egy másik kereskedési stratégia a „momentum startégia”. Ennek keretében, ha a külföldi kötvényeken az előző periódusban pozitív hozamot lehetett realizálni, akkor a befektetőknek hosszú (vételi) pozíciót kell felvenni a külföldi eszközökön, és rövid (eladási) pozíciót a hazai eszközökön. (Engel [2014]) Általában ilyen stratégia esetén is pozitív hozam realizálható az UIP-től való eltérésnek köszönhetően (Burnside et al. [2011], Menkhoff et al. [2012])

A fedezetlen kamatparitással kapcsolatban számos negatív eredményt közlő tanulmány mellett olyan tanulmányok is megtalálhatók, melyek empirikusan igazolják az UIP állítást, illetve kedvezőbb eredményre jutnak a megszokottnál. Például Bansal – Dahlquist [2000] és Frankel – Poonawala [2010] megállapítják, hogy a fejlődő országok valutáit vizsgálva sokkal kevesebb torzítás tapasztalható a határidős árfolyamban, és a kamatkülönbségek együtthatója gyakran közel van egyhez. Mindkét tanulmány állítja, hogy az időben változó kockázati prémium nem lehet oka a forward rejtélynek. Bansal és Dahlquist [2000] 16 fejlett és 12 fejlődő országot vizsgált meg 1976 januárjától 1998 májusáig. A szerzők szerint elsősorban a fejlett országok esetén igaz a rejtély, és különösen akkor, ha az USA kamata meghaladja a vizsgált másik ország kamatát. Frankel és Poonawala [2010] 14 fejlődő ország valutáját vizsgálta meg, többnyire 1996 és 2004 között. Általában pozitív együtthatót találtak, amire szerintük az a magyarázat, hogy a fejlődő országok valószínűleg kockázatosabbak, illetve könnyebb azonosítani a leértékelődési trendeket, mint a fejlett országoknál. Egy másik fontos kérdés, hogy milyen időtávon várjuk el, hogy az UIP fennálljon. Érdekes, hogy az időtávot tekintve általában a két szélső esetben találnak kedvező eredményt az UIP-el kapcsolatban: nagyon hosszú távon, vagy nagyon rövid távon. Többek között hosszú távon vizsgálták az UIP-et, és pozitív eredményt értek el: Alexius [2001], Chinn – Meredith [2004], Chinn [2006]. Órákban mérhető időintervallumon végzett tesztelést Chaboud és Wright [2005]. Azt találták, hogy a meredekségi együttható közel egy, amikor egy vagy két órás időperiódust vizsgálnak, de ha az időintervallum megnő, hat vagy több órára, akkor az együttható előjele negatívvá válik.

Látható, hogy a fedezetlen kamatparitás igazolása, vagy cáfolása továbbra is nyitott kérdés marad. Mivel a monetáris árfolyammodelleken kívül több nemzetközi közgazdaságtani modell alapfeltételét jelenti, ezért élenken kutatott terület. A fedezetlen kamatparitás nem teljesülésének magyarázatai pedig új árfolyammodellek kialakulásához vezettek: a kockázati prémium modellekhez.

2.1.3 Stabil pénzkeresleti függvény

A monetáris árfolyammodellek érvényesülésének harmadik feltétele az időben stabil pénzkeresleti függvény. A monetáris árfolyammodellek korai tesztelésénél gyakran felmerült a kérdés, hogy a pénzkeresleti függvény megfelelően specifikált-e, illetve időben stabil-e (Meese – Rogoff [1983], Rapach – Wohar [2004]). A monetáris modellek által alkalmazott pénzkeresleti függvényre gyakran hivatkoznak Cagan típusú pénzkeresleti függvényként (pl. Crespo-Cuaresma et al. [2005]), de az eredeti Cagan modellhez¹² képest eltérés, hogy a reáljövedelem és a nominális kamat jelenik meg a pénzkeresleti függvényben a várt infláció helyett. Az eredeti Cagan modell hiperinflációs időszakok vizsgálatára alkalmas (mint ahogy azt a szerző 1956-os munkájában tette), így az a pénzkeresleti függvénynek egy speciális változata (az LM görbe egy speciális esete (Obstfeld – Rogoff [1996])), amit később általánosítottak, kibővítettek. Mivel nem hiperinflációs időszakokban a várt infláció alacsony, így az nem jelenik meg a pénzkeresleti függvényben:

$$L(Y, i) = a \cdot Y^\phi \cdot e^{-\lambda i}, \quad (42)$$

ahol Y a reáljövedelem, i a nominális kamat, a , ϕ és λ paraméterek. $0 < \phi < 1$ a pénzkereslet jövedelemrugalmassága, $\lambda > 0$ a pénzkereslet parciális kamatrugalmassága (semi-elasticity). Log-linearizált formában az alkalmazott reálpénzkeresleti függvény:

$$m^d - p = \phi y - \lambda i, \quad (43)$$

ahol a kisbetűk a változók logaritmusát jelölik.

A pénzkereslet stabilitását általában a monetáris politikával összefüggésben vizsgálják. Kia [2006] szerint részben azért alkalmazzák szívesebben a jegybankok a kamat instrumentumot, mert a pénzkereslet instabil. Pedig, ha megértenénk a pénzkereslet instabilitását, akkor a kamat instrumentum már nem is lenne olyan vonzó (Kia [2006]). A monetáris politika szempontjából a pénzkereslet stabilitásának fontossága az IS-LM modellel könnyen magyarázható. Ebben a kontextusban a stabil pénzkeresleti függvény egy jól definiált kapcsolatot jelent a pénz, a kamat és a GNP között, ami meghatározza az LM görbe pozícióját és meredekségét. Így a pénz mennyiségében bekövetkező változás előrejelezhető hatást fejt ki a GNP-re (az IS görbe ismeretében). Eszerint a pénzkínálat kontrollálása a GNP kontrollálásának mértékét is jelenti. (Poole [1970]) Másrészt a modern kvantitatív

¹² Mivel Cagan [1956] kifejezetten hiperinflációs időszakokat vizsgált, ezért ebben az esetben a várt infláció dominálja a reál-hatásokat, így az eredeti modellben a reálpénzkereslet csak a várt inflációtól függ:
 $m_t^d - p_t = -\eta E_t(p_{t+1} - p_t)$.

makroökonómia adottságnak tekinti a pénzkereslet stabilitását, annak ellenére, hogy több tanulmány annak instabilitását igazolja (*Kia* [2006]). Judd és Scadding [1982] három fontos jellemzőjét emeli ki egy stabil pénzkeresleti függvénynek: 1) az legyen jól előrejelezhető, 2) viszonylag kevés változót tartalmazzon (ha nagyon sok változót foglal magában, akkor kevésbé lesz előrejelezhető), 3) és a függvényben szereplő változók reprezentáljanak szignifikáns kapcsolatot a reálszféra gazdasági aktivitása és a pénz között.

Az irodalomban egyaránt megtalálhatók a pénzkereslet instabilitásáról és stabilitásáról beszámoló empirikus tanulmányok. Egy becült modell elsősorban két dolog miatt válhat instabillá, vagy kimarad valamilyen fontos változó a modellből, vagy rezsimváltozások következnek be a mintaidőszak alatt, melyeket nem foglalnak bele a modellbe (*Kia* [2006]). Judd és Scadding [1982] áttekinti az akkori empirikus irodalmat, s arra a következtetésre jut, hogy az 1973 után tapasztalható pénzkeresleti instabilitást elsősorban a pénzügyi innovációk okozzák. *Kia* [2006] a rezsimváltozásokra hívja fel a figyelmet. A kanadai M1 iránti reálpénzkeresletet vizsgálta 1975. január és 2001. június között havi adatokon. Az eredmények alapján a kanadai pénzkeresleti függvény rövid és hosszú távon egyaránt stabil, ha a politikai rezsimváltozásokat a modellbe foglalja, s így a becült együtthatók előjelei is megfelelőek. Ellenkező esetben a becslés torzított és instabil. Bahmani-Oskooee – Shabsigh [1996] a japán M1 és M2 iránti pénzkeresleti függvényt vizsgálta meg negyedéves adatokon 1973 és 1990 között kointegrációs eljárással. Az M2 iránti pénzkereslet stabilitásához a nominális effektív árfolyamot is bele kellett foglalni a modellbe. Tehát a szerzők stabilitást mutattak ki a megfelelő változók modellbe foglalásával, bár az eredmények érzékenyek voltak a késleltetések megválasztására.

A vonatkozó irodalom számos ország pénzkeresletét vizsgálta meg a különböző időszakokban, a következőkben csak néhány eredményt emelnénk ki. Az USA pénzkeresletét vizsgálta többek között Hoffman – Rasche [1991], Hafer – Jansen [1991], McNown – Wallace [1992], Cutler et al. [2000] és Wang [2011]. Hoffman és Rasche [1991] havi adatokon vizsgálta meg az USA M1 iránti pénzkeresletét 1953 és 1988 között. A hosszú távú kointegrációs kapcsolat stabilitásáról számoltak be, illetve arról, hogy a szűk pénzkeresleti függvény rövid távú kamattal történő specifikálása robusztusabb eredményt ad. Hafer és Jansen [1991] szintén a pénzkeresleti függvény változói közötti kointegrációs kapcsolatot vizsgálta 1915 és 1988 között negyedéves adatokon. Az M1 és az M2 iránti keresletet is tesztelték, de elsősorban az M2 iránti kereslet specifikációja esetén találtak hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a változók között. McNown és Wallace [1992] szintén az M2 iránti kereslet esetén talált hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot, de csak ha a nominális effektív

árfolyamot is belefoglalták a pénzkeresleti függvénybe. Bahmani-Oskooee és Chomsisengphet [2002] felhívja a figyelmet, hogy több tanulmány a pénzkereslet változói közötti kointegrációt a stabilitás jeleként tünteti fel. Pedig a kointegrációs vektor is lehet időben instabil, így a kointegráció jelenléte nem szükségképpen jelent stabilitást. 11 OECD országban vizsgálták meg az M2 iránti keresletet negyedéves adatokon, CUSUM és CUSUSMQ tesztet alkalmazva a hosszú távú és a rövid távú dinamikákra. Sváj és Nagy-Britannia esetén találtak instabilitásra utaló jeleket, a többi kilenc országban az M2 iránti kereslet stabilnak bizonyult (a nominális effektív árfolyammal becsülték a modellt). Például Wang [2011] az USA M1 iránti hosszú távú pénzkeresletében két rezsimváltást is azonosított: 1931-ben az egyiket, 1952-ben a másikat. Tehát magában a kointegrációs vektorban is lehet töréspont.

Stabil pénzkeresletet mutatott ki Görögországra Vamvoukas [1998] éves adatokon három időperiódust vizsgálva: 1950-1993., 1954-1993., 1958-1993.; Spanyolországra Bahmani-Oskooee et al. [1998] negyedéves adatokon 1974Q1-1992Q4 között az M2 iránti keresletbe a nominális effektív árfolyamot is belefoglalva, illetve Camarero et al. [2002] havi adatokon 1986 januárjától 1998 májusáig; Olaszországra Muscatelli és Papi [1990] negyedéves adatokat vizsgálva 1963Q1-1984Q4 között a pénzügyi innovációkat figyelembe véve az M2 iránti keresletben; Magyarországra és Lengyelországra Buch [2001] havi adatokon 1991 és 1998 között; Nagy-Britanniára Adam [1991] 1975. június és 1986. június között, illetve Johansen [1992] 1963Q1-1989Q2 között. Valamennyien kointegrációs eljárást alkalmaztak. Gabriel et al. [2003] a portugál pénzkeresleti függvény istabilitását igazolta az, hogy megmutatta, ha a kointegrációs vektorban töréspontokat enged, azzal javul a pénzkeresleti függvény előrejelző képessége. A töréspontokat belefoglalva a függvénybe a pénzkereslet stabilná vált. Negyedéves adatokat vizsgált 1977Q1-1996Q4 között. Slavova [2003] Bulgária pénzkeresletét vizsgálta havi adatokon, de három időperiódusban: 1991 áprilisától 1996 áprilisáig egy magas infláció periódusban, 1996 májusától 1997 júniusáig egy közel hiperinflációs időszakban, illetve 1997 júliusa és 2000 decembere között, ami a valutatábla átvételét követő stabilizációs időszak volt. Tehát az időperiódusokat a strukturális törések, vagyis a monetáris politikai rezsimváltások alapján választotta meg. A változók idősorai az első két periódusban nem stacionerek, míg a stabilizációs időszakban azok, illetve a pénzkeresleti függvényformák is változnak az egyes időszakokban. A pénzkeresleti függvény az utolsó periódusban viselkedett a leginkább az elmélet által elvárt módon, így elmondható, hogy a valutatábla bevezetése stabilizálta a pénzkeresleti függvényt. Ausztráliában is megfigyelhető egy rezsimváltás a pénzkeresleti függvényben a pénzügyi dereguláció miatt,

így Karfakis – Parikh [1993] két időszakra becsülte meg az ausztrál pénzkeresleti függvényt, 1979-1980 között és 1980-1990 között. Negyedéves adatokat becsült, és az M3 iránti pénzkereslet mindkét időszakban stabilnak bizonyult. Az árfolyamot mindkét időszak esetén belefoglalta a modellbe. A fejlődő országok esetén is vannak kedvező eredmények. Stabil pénzkeresleti függvényt becsült például Venezuela esetén Ramajo [2001] és Bjørnland [2005], Vietnám esetén Adam et al. [2004].

Több tanulmány nemlineáris hibakorrekciós modellel vizsgálja a pénzkeresleti függvényt, az egyensúlyhoz való nemlineáris alkalmazkodás miatt. A pénzkeresletre a nemlineáris hibakorrekciós modellt restriktív formájában eredetileg Escibano [2004]¹³ fejlesztette ki. Többek között ezt a modellt alkalmazta Hendry – Ericsson [1991], Huang et al. [2001], illetve Teräsvirta – Eliasson [2001] is. Hendry és Ericsson [1991] az Egyesült Királyság pénzkeresleti függvényét becsülte meg 1878 és 1975 között; Huang et al. [2001] egy egyenletes átmenetű (smooth transition) nemlineáris hibakorrekciós modellt becsült a tajvani pénzkeresleti függvényre 1962Q1 és 1996Q4 között; Teräsvirta és Eliasson [2001] szintén az Egyesült Királyság pénzkeresleti függvényét vizsgálta meg, de 1878 és 1993 között, s két korlátlan verzióját fejlesztette ki a nemlineáris hibakorrekciós modellnek. Kia [2006] is nemlineáris alkalmazkodást becsült a kanadai pénzkereslet esetén egy korlátlan hibakorrekciós modellben, ha a politikai rezsimváltásokat megragadó dummykat a modellbe foglalta.

A monetáris árfolyammodellek tesztelése esetén nem jellemző, hogy magának a pénzkeresleti függvénynek az esetleges instabilitását figyelembe vegyék, de azért találunk rá példát. Boothe – Poloz [1988] figyelembe vette a pénzügyi innovációknak köszönhető eltolódásokat a pénzkeresleti függvényekben a kanadai dollár-USA dollár árfolyamának tesztelésekor 1970 és 1985 között. A monetáris árfolyammodellt a pénzkereslet esetleges instabilitásának figyelembevétele nélkül is tesztelték. A becsült két modell közötti eltérés nem jelentős, egyik esetben sem sikerült igazolniuk a monetáris árfolyammodellek feltevéseit a kanadai dollár-USA dollár vizsgálata esetén a mintaidőszakban. Mivel az irodalomban nem jellemző a pénzkereslet stabilitásának vizsgálata a monetáris árfolyammodellek tesztelése során, ezért ettől mi is eltekintünk.¹⁴

¹³ A tanulmány első változatát a szerző eredetileg 1985-ben publikálta: ESCIBANO, A. [1985] Nonlinear error-correction: the case of money demand in the UK (1878–1970), Mimeo, University of California at San Diego, La Jolla, California

¹⁴ Bár outlier dummykkal kezeljük az egyes idősorok esetén jól kivehető kiugró értékeket.

2.2 A monetáris árfolyammodellek fajtái

A monetáris modelleknek három fajtáját különböztetjük meg¹⁵: 1) a rugalmas árk monetáris modelljét (*Mussa* [1976], *Frenkel* [1976], *Bilson* [1978]), 2) a ragadós árk monetáris modelljét (*Dornbusch* [1976]) és 3) a reálkamat-különbségek modelljét (*Frankel* [1979])¹⁶. A három modell más-más makrogazdasági fundamentumoknak tulajdonít meghatározó szerepet a nominális árfolyam hosszú távú meghatározásában. Illetve a ragadós árk modelljében a nominális árfolyam rövid távú meghatározása eltér a hosszú távú egyensúlyi árfolyam meghatározásától. A következőkben részletesen bemutatjuk a monetáris árfolyammodellek három fajtáját.

2.2.1 Rugalmas árk monetáris modellje

A monetáris modelleket eredetileg a fizetési mérleg kiigazítások (balance of payment) elemzéséhez alkalmazták a Bretton Woods-i rögzített árfolyamrendszer idején. (*Mussa* [1976]) A rögzített árfolyamrendszer összeomlása után a modell egy olyan elméleti keretté alakult át, amely segítségével a nominális árfolyamok viselkedését magyarázták. Fontos különbség a korábbi árfolyamelméletekhez képest, hogy ezek a modellek „állományi” (stock) szemléletűek, a korábbi „áramlási” (flow) szemlélettel szemben¹⁷. (*Mark* [2001]) A rugalmas árk monetáris modellje feltételezi, hogy minden ár a gazdaságban tökéletesen rugalmas, és a vásárlóerő-paritás (PPP) folyamatosan fennáll. (*Frenkel* [1976], *Frankel* [1984])

A rugalmas árk monetáris modellje három szerző nevével is fémjelvezhető: Michael Mussa, Jacob A. Frenkel és John F. O. Bilson. Mindhárom szerző a modell hasonló tulajdonságait hangsúlyozza, de mégis más-más megközelítésben. Mussa [1976] a hagyományos modellekkel veti össze a rugalmas árk monetáris modelljét, és hangsúlyozza a két elméleti keretrendszer közötti különbségeket, illetve nagy hangsúlyt fektet a várakozásokra. Néhány alkalmazását mutatja meg a racionális várakozásoknak a rugalmas árk monetáris modellje esetén. Azzal, hogy lebegő árfolyamrendszer esetén is értelmezi a modellt, elindítja azt az átalakulás útján, mely során az a hosszú távú nominális árfolyamok meghatározásának elméleti keretrendszerévé vált. Fontos különbség a korábbi elméleti árfolyammodellekhez képest, hogy Mussa [1976] az árfolyamot egy eszközárnak tekinti, azaz

¹⁵ Darvas – Halpern (szerk.) [1998] két dimenzió alapján csoportosítja az árfolyammodelleket: a gazdaságot leíró feltevések és a termékárak alkalmazkodási sebessége alapján. Ebben a megközelítésben ők megkülönböztetnek klasszikus monetáris modelleket és modern monetáris modelleket.

¹⁶ A monetáris modellekről magyar nyelven olvashatunk Kerekes [1995] cikkében, illetve bővebben Riecke és szerzőtársai [1985] munkájában.

¹⁷ Az egyik szemlélet a pénz állományának vizsgálatát helyezi előtérbe, a másik szemlélet szerint pedig a pénz áramlását kell megfigyelni.

két ország valutájának, pénzének relatív áráként tekint az árfolyamra. Az egyensúlyi árfolyamot pedig elsősorban a vizsgált két ország pénze (pénzállománya) iránti kereslet és annak kínálata határozza meg. Tehát két tévhitre világít rá: 1) a korábbi elméletek az árfolyamot az egyes országok kibocsátásának relatív áráként értelmezték, holott az árfolyam az egyes országok pénzének relatív ára, 2) továbbá nem ért egyet azzal a hagyományos elképzeléssel, hogy az árfolyamot a tőke áramlásának egyensúlyi feltételei határozzák meg, mivel azt az eszközök (a pénzek) állományának egyensúlyi feltételei determinálják. Mivel az árfolyamot egy eszközárként kezeli, ezért megállapítja, hogy két valuta relatív árát is hasonló tényezők mozgatják, mint bármely eszköz árát. Az eszközpiacon áruk rövid távú volatilitását nagymértékben befolyásolják az eszközbirtokosok várakozásai a jövőbeli hozamokkal kapcsolatban. Tehát az árfolyamok volatilitásáért is a várakozások, illetve azok változásai lehetnek a felelősek. Ha a gazdasági szereplők azt várják, hogy egy valuta felértékelődik, akkor annak a valutának megnő a kereslete, ami szintén a felértékelődés irányába hat. A probléma az, hogy nehéz megmondani, hogy mi mozgatja a várakozásokat. Mussa [1976] azonosít néhány tényezőt, mely hatást gyakorolhat az árfolyamokkal kapcsolatos várakozásokra, ilyen például az adott országok gazdaságának struktúrája, a monetáris és fiskális politika jellemzői, és az eszközbirtokosok adott pillanatban rendelkezésre álló információi. A vizsgálatai során megállapítja, hogy nem lehet egyértelmű következtetéseket levonni a határidős árfolyam viselkedésére vonatkozóan az azonnali árfolyam ingadozásai alapján, illetve megállapítja, hogy az árfolyam sokkal volatilisabb, mint az azt meghatározó fundamentumok (a pénzkereslet és pénzkínálat). Végül kiemeli, hogy az árfolyam meghatározásában a reáltényezők is fontos szerepet játszanak, mint például a reáljövedelem. Ha reáljövedelem megnő, akkor az a pénzkereslet növekedéséhez vezet. Illetve ha csökkenés következik be a kibocsátásban és a foglalkoztatásban, akkor a kormányzat expansionista monetáris és fiskális politikát kezd el folytatni, aminek következtében leértékelődik az árfolyam. De nem csak a reáltényezők befolyásolják az árfolyamot, természetesen az árfolyamváltozásoknak is vannak reálgazdasági hatásai. (Mussa [1976])

Frenkel [1976] is fontosnak tartja a reálfaktorok szerepét az árfolyam meghatározásában, de ő egy olyan modellt épít ki, mely tisztán monetáris környezetben tesztelhető, a német hiperinfláció időszaka alatt (1920-as évek). Mivel ebben az időszakban az inflációs várakozások domináltak, így a reáljövedelem hatását nem foglalja bele a modellbe, bár azt fontosnak tartja. Ez a vizsgálati időszak lehetőséget teremtett arra, hogy a monetáris változók és az árfolyam közötti kapcsolatot elszeparáltan lehessen vizsgálni más változóktól. Frenkel modelljében hangsúlyos a várt infláció szerepe, s újdonság, hogy explicit módon bevezeti a

reál-pénzállományt a modellbe, ami meghatározza a relatív árakat, ez pedig az árfolyamot. Explicit módon megfogalmazza ő is, hogy az árfolyam két eszköz relatív ára, ezért az akkor éri el az egyensúlyi szintet, amikor a két pénz meglévő mennyiségét hajlandóak tartani az emberek, azaz a pénzkereslet egyenlő lesz a pénzkínálattal. Így a két pénz relatív árát ezen pénzek keresletével és kínálatával határozhatjuk meg. (*Frenkel* [1976])

A modell három „építőköre” épít. Az első építőkö, hogy a reál-pénzállomány iránti kereslet a várt infláció függvénye:

$$m^d = g(\pi^e), \quad (44)$$

ahol m^d a reál-pénzállomány iránti kereslet és π^e a várt infláció. Illetve $\frac{\partial g}{\partial \pi^e} < 0$, azaz a függvény negatív meredekségű, így a várt infláció növekedésével a reál-pénzállomány iránti kereslet csökken. A formalizmus azt a feltevést tükrözi, hogy a hiperinfláció alatt a pénzkeresletben bekövetkező változást elsősorban az inflációs várakozásokban bekövetkező változások dominálták, így az outputban és a reálkamatlábban bekövetkező változásokat figyelmen kívül hagyja a szerző. A reál-pénzkínálat $\frac{M}{P}$, ahol M a nominális pénzmennyiség, P pedig az árszínvonal. Ha egyenlővé tesszük a reál-pénzkínálatot a reál-pénzkereslettel, akkor ez lehetővé teszi, hogy az árszínvonalat kifejezzük a nominális pénzkínálat és a várt infláció függvényeként: $m^d = \frac{M}{P}$, ahol: $m^d = g(\pi^e)$, azaz $g(\pi^e) = \frac{M}{P}$, így:

$$P = \frac{M}{g(\pi^e)}. \quad (45)$$

Az árszínvonal a nominális pénzkínálatnak és a várt inflációnak is pozitív függvénye ($\frac{\partial P}{\partial M} > 0, \frac{\partial P}{\partial \pi^e} > 0$), azaz az árszínvonal a nominális pénzkínálat és a várt infláció növekedésének hatására is növekedni fog. Az árszínvonal rugalmassága a várt inflációra vonatkozóan közelíteni fogja a pénzkereslet kamatrugalmasságát, és pénzillúzió¹⁸ hiányában az árszínvonal nominális pénzkínálatra vonatkozó rugalmassága egységnyi kell, hogy legyen. (*Frenkel* [1976], 208. o.)

Az elmélet második építőköve a hazai árszínvonal és a külföldi árszínvonal kapcsolata a vásárlóerő-paritáson keresztül:

¹⁸ Pénzillúzió esetén a gazdasági szereplők összekeverik a nominális értelemben vett változásokat a reál értelemben vett változásokkal (*Shafir et al.* [1997]).

$$P = EP^*, \quad (46)$$

ahol P jelöli a hazai árszínvonalat, P^* a külföldi árszínvonalat, E pedig a nominális árfolyamot (a külföldi valuta ára hazai valutában kifejezve). Ha a vásárlóerő paritás feltétele fennáll, akkor a (46)-os egyenletet a (45)-ösbe be lehet helyettesíteni, hogy megkapjuk a kapcsolatot az árfolyam, a nominális pénzkínálat, az inflációs várakozások és a külföldi árszínvonal között:

$$E = \frac{M}{g(\pi^e)}. \quad (47)$$

A német hiperinfláció alatt feltételezhetjük, hogy a külföldi árszínvonal (P^*) fix a hazai árszínvonalhoz (P) képest, így egységnyinek tekinthetjük. Ekkor az árfolyam a következőképpen írható fel:

$$E = \frac{M}{g(\pi^e)}, \quad (48)$$

ahol az árfolyam pozitív függvénye a nominális pénzkínálatnak és a várt inflációnak is ($\frac{\partial E}{\partial M} > 0, \frac{\partial E}{\partial \pi^e} > 0$), azaz akár a nominális pénzkínálatban, akár a várt inflációban következik be növekedés, az árfolyam leértékelődik. Érdemes kiemelni, hogy az árfolyam és a várt infláció közötti pozitív kapcsolat feltételezése szembe megy néhány árfolyam-elméleti megközelítéssel. A hagyományos árfolyamelméletek szerint a magasabb várt infláció emeli a nominális kamatlábat, ami többletet indukál a tőkemérlegben, azzal, hogy vonzza a külföldi tőkét, ez pedig alacsonyabb spot árfolyamot eredményez, azaz a hazai valuta felértékelődik. Egy másik magyarázat, hogy a magasabb kamat csökkenti a kiadásokat, így többletet indukál a fizetési mérlegben, ami végül alacsonyabb spot árfolyamhoz vezet. Egy harmadik lehetséges út a kamatparitás elméletét hangsúlyozza. Ennek megfelelően a magasabb kamat magasabb határidős prémiumot eredményez a külföldi valután, és ha a határidős árfolyam emelkedése esetén nem sikerül a megfelelő határidős prémiumot elérni az árfolyamon, akkor a spot árfolyamnak esni kell. Bármilyen is az út, a fenti elméletek negatív kapcsolatot állapítanak meg a kamatláb és az árfolyam között, míg a (48)-as pozitív kapcsolatot tételez fel. (Frenkel [1976], 208-209. o.)

Frenkel elmélete az eszközök egyensúlyának szerepét hangsúlyozza az árfolyam meghatározásában. A várt infláció emelkedése csökkenti a reál-pénzállomány iránti keresletet, így adott nominális pénzkínálat mellett az eszközök egyensúlya magasabb árszínvonalat kíván meg. Mivel a hazai árszínvonal a vásárlóerő-paritáson keresztül a külföldi árszínvonalhoz van

kötvé, s mivel a külföldi árszínvonalat fixnek tételeztük fel, ezért a magasabb árszínvonal csak a spot árfolyam emelkedésén keresztül érhető el. Frenkel [1976] kiemeli, hogy a kamatlábban történt változás hatásainak pontos elemzése a zavar forrásától függ. Most feltételeztük, hogy a hiperinfláció alatt a zavar forrása monetáris, s így a magasabb kamatláb a megnövekedett monetáris expanzió következménye, ami azonnal megjelenik a Fisher hatáson keresztül az inflációs várakozásokban. Tehát arra a következtetésre jut, hogy a könnyű pénz leértékelődést eredményez a valutában. A hagyományos várakozás a kamat és az árfolyam negatív kapcsolatáról összeegyeztethető az eszköz megközelítéssel, ha hangsúlyozzuk a monetáris változások rövid távú likviditási hatását. Így rövid távon a magasabb kamat a kevés pénznek köszönhető, ami a valuta felértékelődését okozza. Hiperinfláció alatt a várakozások hatása teljesen dominálja a likviditási hatást, ami pozitív kapcsolathoz vezet a kamatláb és az árfolyam között. (Frenkel [1976] 210. o.)

A harmadik építőkö a várakozások mérésének megválasztása, mivel az elmélet a jövő eseményeivel kapcsolatos várakozások szerepét hangsúlyozza az árfolyam aktuális értékének meghatározásában. Frenkel [1976] a kamatparitást használja fel az inflációs várakozások mérésének származtatására. A kamatparitás feltétele szerint egyensúlyban a külföldi valutára szóló adott lejáratú határidős szerződések prémiuma a kamatok különbségéhez kapcsolódik:

$$i - i^* = \frac{F - E}{E}, \quad (49)$$

ahol F a határidős árfolyam, E spot árfolyam, i a hazai kamatláb, és i^* a külföldi kamatláb. Ezen kívül a szerző feltételezi, hogy a hazai és külföldi várt inflációs ráta különbségének szórása elsősorban a hazai, azaz most a német várt inflációs rátának köszönhető. Ez azt jelenti, hogy a külföldi valuta prémiumának $\left(\frac{F - E}{E}\right)$ szórását a várt infláció szórása mértékének tekintjük. (Frenkel [1976] 210. o.) Így a modell empirikusan tesztelhetővé vált, s a tesztelés igazolta az elméleti modell állításait. (Frenkel [1976])

Frenkel [1976] nem állítja, hogy az árfolyam csak a pénzpiacon határozódik meg, azaz, hogy csak az állományi (stock) változók gyakorolnak hatást az árfolyamra, az áramlási szemléletű (flow) változók pedig nem. Az árfolyam is, mint minden más ár, általános egyensúlyban határozódik meg, a stock és flow változók interakcióinak eredményeképpen. Amit a vizsgálata során használt, az egyfajta redukált formának tekinthető, amely egy kényelmes elemzési keretet biztosított.

A három szerző közül Bilson [1978] az, aki a rugalmas árak monetáris modelljének napjainkban is alkalmazott formáját formalizálja, felhasználva a Cagan-féle pénzkeresleti

függvény általánosított formáját. Feltételezi, hogy a pénzkereslet stabil függvénye véges számú aggregált gazdasági változóknak, illetve szállítási költségek és kereskedelmi korlátozások hiányában az egységes ár elve teljesül a nemzetközi piacokon. Ha ez minden árura érvényesül, akkor fennáll a PPP ($E = \frac{P}{P^*}$). Illetve a fedezetlen kamatparitási feltétel teremt kapcsolatot a nemzetközi ármozgások, a kamatmozgások és a devizapiaci változások között. (Bilson [1978]) Tehát Bilson is meghatározza a három alapfeltételt. A rugalmas árak monetáris modellje többféleképpen is reprezentálható, tekintsük most a legáltalánosabb formáját Bilson [1978] és Clements – Frenkel [1980] alapján. Legyen a reál-pénzkereslet $L(Y, i)$ és a reál-pénzkínálat $\frac{M}{P}$, ahol M a nominális pénzkínálat (pénzmennyiség), P az árszínvonal, Y a reáljövedelem, i a nominális kamatláb, a csillag pedig a külföldi változókat jelöli. A hazai és a külföldi pénzpiac egyensúlya a következőképpen írható fel:

$$\frac{M}{P} = L(Y, i) \quad (50)$$

$$\frac{M^*}{P^*} = L^*(Y, i), \quad (51)$$

ekkor a reál-pénzkínálat egyenlő a reál-pénzkereslettel. (Clements – Frenkel [1980]) Bilson [1978] a reál-jövedelmet és a pénzkínálatot exogénnek feltételezi, illetve a nominális kamatlábban bekövetkező mozgások elsősorban a várható inflációban bekövetkező exogén mozgásokat tükrözik, így a pénzpiaci egyensúly az árszínvonal mozgásokon keresztül jön létre. A fentiekből az árszínvonalakat kifejezve:

$$P = \frac{M}{L(Y, i)} \quad (52)$$

$$P^* = \frac{M^*}{L^*(Y, i)} \quad (53)$$

Amikor a pénzpiacok megtisztulnak, akkor a két árszínvonal hányadosa a következőképpen fejezhető ki:

$$\begin{aligned} \frac{P}{P^*} &= \frac{M}{L(Y, i)} \cdot \frac{M^*}{L^*(Y, i)} \\ \frac{P}{P^*} &= \frac{M}{M^*} \cdot \frac{L^*(Y, i)}{L(Y, i)} \end{aligned} \quad (54)$$

Helyettesítsük be a PPP-t ($E = \frac{P}{P^*}$), mivel ez az a kapcsolat, amely összeköti a hazai és a külföldi árszínvonalat:

$$E = \frac{M}{M^*} \cdot \frac{L^*(Y, i)}{L(Y, i)}, \quad (55)$$

ahol E a spot nominális árfolyam (a külföldi valuta ára hazai valutában kifejezve). Feltételezzünk általánosított Cagan típusú pénzkeresleti függvényeket, ahol a pénzkereslet a reáljövedelemtől és a nominális kamattól függ:

$$L = a \cdot Y^\phi \cdot e^{-\lambda i} \quad (56)$$

$$L = a^* \cdot Y^{*\phi^*} \cdot e^{-\lambda^* i^*}, \quad (57)$$

a , ϕ és λ paraméterek, $0 < \phi < 1$ a pénzkereslet jövedelemrugalmassága, $\lambda > 0$ a pénzkereslet parciális kamatrugalmassága (semi-elasticity). Az egyszerűség kedvéért feltételezzük, hogy $a = a^*$, illetve, hogy a jövedelem rugalmasság és a parciális kamatrugalmasság mindkét országban ugyanaz: $\phi = \phi^*$ és $\lambda = \lambda^*$. Helyettesítsük be a (56)-ot és az (57)-et az (55)-be:

$$E = \frac{M}{M^*} \cdot \frac{a \cdot Y^{*\phi} \cdot e^{-\lambda i^*}}{a \cdot Y^\phi \cdot e^{-\lambda i}},$$

majd vegyük mindkét oldal logaritmusát:

$$\ln E = \ln \left(\frac{M}{M^*} \cdot \frac{a \cdot Y^{*\phi} \cdot e^{-\lambda i^*}}{a \cdot Y^\phi \cdot e^{-\lambda i}} \right)$$

$$\ln E = (\ln M - \ln M^*) - \phi(\ln Y - \ln Y^*) + \lambda(i - i^*).$$

Jelöljük kisbetűkkel az egyes változók logaritmusait (kivéve a nominális kamatot):

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*), \quad (58)$$

ekkor megkapjuk a rugalmas árak monetáris árfolyammodelljének egy reprezentációját. (Bilson [1978], Clements – Frenkel [1980]) Feltételezzük, hogy a pénzkínálat és a reáljövedelem mindkét országban exogén módon határozódik meg (Wang [2009]). Az (58) egyenlet szerint az árfolyamot, mint a pénzek relatív árát, a pénz kereslete és kínálata határozza meg. Látható, hogy a hazai pénzkínálatban bekövetkező növekedés arányos leértékelődést okoz az árfolyamban, míg a hazai reáljövedelem emelkedése vagy a hazai nominális kamat csökkenése felértékelődéshez vezet. A reáljövedelmekben bekövetkező növekedés minden körülmények között felértékeli az árfolyamot, s ez az, ami elválasztja ezt a megközelítést az elaszticitási megközelítéstől. Az elaszticitási megközelítés csak akkor jósol

felértékelődést, ha a növekedés export-vezérelt, mivel a hazai import után megnövekedett kereslet fel fogja értékelni a valutát. Bilson [1978] alapvetően hosszú távú elemzési eszköznek tartotta a monetáris árfolyammodelleket, de nem zárta ki azok rövid távú elemzéseiben történő felhasználását sem. (Bilson [1978]) A monetáris árfolyammodelleket Mark [1995]-ös munkáját követően kezelték kizárólag hosszú távú elemzési eszközként.

A nemzetközi Fisher-hatás a hazai és a külföldi nominális kamatkülönbségek és a hazai és a külföldi várható inflációs ráták különbsége között teremt kapcsolatot:

$$i_t - i_t^* = \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}^*), \quad (59)$$

ahol \mathbf{E}_t a feltételes várható érték operátora a t -edik időpontban rendelkezésre álló információk alapján, $\mathbf{E}_t(\pi_{t+1})$ és $\mathbf{E}_t(\pi_{t+1}^*)$ a hazai és a külföldi várható inflációs ráták, i_t és i_t^* a hazai és a külföldi nominális kamat a t -edik időpontban. Ha az (59)-es egyenletet behelyettesítjük az (58)-as egyenletbe (vagy előbb az UIP-et és utána a relatív PPP-t), akkor a rugalmas árak monetáris modelljének egy másik reprezentációját kapjuk:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(\mathbf{E}_t(\pi_{t+1}) - \mathbf{E}_t(\pi_{t+1}^*)), \quad (60a)$$

illetve ha π és π^* jelöli a várható inflációs rátákat:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*). \quad (60b)$$

A modell szerint a hazai infláció emelkedése leértékelődést, a külföldi infláció emelkedése felértékelődést okoz a nominális árfolyamban. (Frankel [1984], Wang [2009])

A fedezett kamatparitás felhasználásával a modell harmadik reprezentációját kapjuk. Frenkel [1976] is ezt a változatot tesztelte vizsgálatainak során. A fedezett kamatparitás a nominális kamatkülönbségek, illetve a forward és a spot árfolyam közötti különbség (határidős prémium) közötti kapcsolatot írja le:

$$i_t - i_t^* = f_{t,t+1} - e_t, \quad (61)$$

ahol $f_{t,t+1}$ a t -edik időpontban a $t+1$ -edik időpontra vonatkozó határidős árfolyam logaritmus. A (61)-es egyenletet behelyettesítve az (58)-as egyenletbe a következő összefüggéshez jutunk:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(f_{t,t+1} - e_t). \quad (62)$$

Jól látható, hogy a határidős prémium emelkedése leértékelődést okoz a nominális árfolyamban. (Frenkel [1976], Wang [2009])

A modell felhasználható arra, hogy megvizsgáljuk a különböző endogén és exogén változók változásának, illetve ezen változókat ért sokkok hatását – külön-külön, vagy együttesen – az endogén változókra. A hazai ország szemszögéből endogén változóknak

tekinthetjük az árfolyamot, a hazai nominális kamatot és a hazai inflációt. Azaz ezek a változók nem csak hatást gyakorolhatnak az árfolyamra, de az árfolyam is befolyásolhatja őket. A pénzkínálatok, a reál-jövedelmek, és a hazai ország szempontjából a külföldi változók exogénnek tekinthetők. Ha a hatásokat egymástól elkülönülten vizsgáljuk, ceteris paribus, azaz a többi változó változatlansága mellett, akkor a modell egyes reprezentációiból könnyen láthatók a várt hatások. Egy hazai pozitív pénzkínálati sokk, azaz egy monetáris expanzió, arányos növekedést okoz a hazai árszínvonalban ($\uparrow p = \uparrow m - \phi y + \lambda i$), ami a PPP-n keresztül az árfolyam leértékelődéséhez vezet ($\uparrow e = p \uparrow - p^*$). Egy pozitív reál-jövedelmi sokk csökkenti az árszínvonalat, így a hazai valuta felértékelődik, hogy fenntartsa a PPP-t. A hazai kamatokban történő emelkedés, vagy pozitív kamatsokk, emeli a hazai árszínvonalat, ami a hazai valuta leértékelődését okozza. Válaszként egy hazai pozitív inflációs sokkra a hazai valuta leértékelődik. Ugyanakkor a nemzetközi Fisher-hatáson keresztül a hazai kamatra is hatást gyakorolhat a hazai infláció növekedése. Alapvető feltevése a monetáris modelleknek, hogy rugalmas árfolyamrendszerben a külföldi infláció nem fog áttérjedni a hazai országra, csak a hazai valuta fog felértékelődni a külföldi infláció emelkedésének hatására (a PPP-n keresztül). (*Wang* [2009])

Várakozások, fundamentumok és az árfolyam

A fedezetlen kamatparitás modellbe foglalásával az árfolyammal kapcsolatos várakozások kerülnek előtérbe. A fedezetlen kamatparitás szerint egy meghatározott időszak alatt várt változás a spot árfolyamban egyenlő a kamatkülönbségekkel a két ország között ugyanabban az időszakban:

$$i_t - i_t^* = \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t, \quad (63)$$

ahol $\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t$ a hazai valuta várható leértékelődési rátája. Ha a (63)-as egyenletet behelyettesítjük az (58)-as egyenletbe, azaz a rugalmas árkam monetáris modelljében a kamatkülönbségek helyett az árfolyam várható leértékelődési rátáját írjuk be, akkor megkapjuk az „előretékintő” monetáris árfolyammodellt (forward-looking monetary model):

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t). \quad (64)$$

A (64)-es egyenlet szerint a monetáris makrogazdasági fundamentumok mellett az árfolyammal kapcsolatos várakozások is meghatározó szerepet töltenek be a nominális árfolyam hosszú távú meghatározásában. (*Mark* [2001], *Wang* [2009]) Jelölje f_t a

makrogazdasági fundamentumokat: $f_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*)$, akkor az árfolyamra a következőt kapjuk¹⁹:

$$e_t = f_t + \lambda(\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t), \quad (65)$$

majd rendezzük át:

$$e_t = \frac{1}{(1+\lambda)} f_t + \frac{\lambda}{(1+\lambda)} \mathbf{E}_t(e_{t+1}). \quad (66)$$

Eszerint a jövőbeli árfolyammal kapcsolatos várakozásokat a jelenlegi árfolyam magában foglalja. (*Mark* [2001])

$$\text{Legyen } \psi = \frac{\lambda}{1+\lambda} \text{ és } \gamma = 1 - \psi = \frac{1}{1+\lambda} :$$

$$e_t = \gamma f_t + \psi \mathbf{E}_t(e_{t+1}). \quad (67)$$

Bővítsük ki (67)-et egy periódussal:

$$e_{t+1} = \gamma f_{t+1} + \psi \mathbf{E}_{t+1}(e_{t+2}),$$

majd vegyük a várakozásokat a t -edik időpontban rendelkezésre álló információk alapján, és alkalmazzuk az iteratív várakozások törvényét:

$$\mathbf{E}_t(e_{t+1}) = \gamma \mathbf{E}_t(f_{t+1}) + \psi \mathbf{E}_t(\mathbf{E}_{t+1}(e_{t+2})),$$

$$\mathbf{E}_t(e_{t+1}) = \gamma \mathbf{E}_t(f_{t+1}) + \psi \mathbf{E}_t(e_{t+2}). \quad (68)$$

A (68)-as egyenletet helyettesítsük vissza a (67)-es egyenletbe:

$$e_t = \gamma f_t + \psi(\gamma \mathbf{E}_t(f_{t+1}) + \psi \mathbf{E}_t(e_{t+2}))$$

$$e_t = \gamma f_t + \psi \gamma \mathbf{E}_t(f_{t+1}) + \psi^2 \mathbf{E}_t(e_{t+2}).$$

Ezt végezzük el e_{t+2} , e_{t+3} ... e_{t+k} -ra, míg végül k nagyon nagy lesz. A következőt kapjuk:

$$e_t = \gamma \sum_{j=0}^k (\psi)^j \mathbf{E}_t(f_{t+j}) + (\psi)^{k+1} \mathbf{E}_t(e_{t+k+1}).$$

Tegyük fel, hogy a transzverzálitási feltétel teljesül:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} (\psi)^k \mathbf{E}_t(e_{t+k}) = 0, \quad (69)$$

azaz ahogy $k \rightarrow \infty$ a várt árfolyam diszkontált jelenértéke nullához tart. Ekkor megkaphatjuk a jelenérték formulát:

$$e_t = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (\psi)^j \mathbf{E}_t(f_{t+j}), \quad (70)$$

¹⁹ A várakozások bevezetésével az idődimenzió fontos szerephez jut, ezért a következőkben az összefüggéseket ökonometriailag tesztelhető formában írjuk fel, azaz a változókat idősorokként kezeljük.

ahol $\psi < 1$. Ekkor az árfolyam a diszkontált jelenértéke a fundamentumok várt jövőbeli értékének. (Mark [2001]) A jelenérték modell egy bevett eljárás a pénzügy területén az eszközök árazására. Mivel az árfolyam is értékelhető, meghatározható úgy, mint egy eszköz, ezért gyakran hívják a modellt eszköz-árazási modellnek. Az árfolyam abban is hasonlít más eszközökhöz, hogy sokkal volatilisabb, mint a fundamentumok, mint például részvények esetén a részvényárfolyamok is volatilisabbak, mint az osztalékok. (Mark [2001])

De a fundamentumok jövőben várt értéke nem megfigyelhető, ezért ilyen formában a modellnek kevés gyakorlati haszna van. Vonjuk ki a jelenbeli fundamentumokat f_t a (70)-es egyenlet mindkét oldalából, és rendezzük át:

$$e_t - f_t = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (\psi)^j \mathbf{E}_t(f_{t+j}) - f_t$$

$$e_t - f_t = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (\psi)^j \mathbf{E}_t(\Delta f_{t+j}). \quad (71)$$

Ekkor Campbell és Shiller [1987]-es cikke alapján a nominális árfolyam és a fundamentumok közötti eltérés (spread) kifejezhető a jövőbeli fundamentumokban várható változások diszkontált összegeként. Ezáltal a jelenérték modell tesztelhetővé válik, mivel az árfolyam és fundamentumok jelenbeli eltérése megfigyelhető. A fundamentumokban bekövetkező változások általában stacionerek, ezért az egyenlet bal oldala hosszú távú egyensúlyi, azaz kointegrációs kapcsolatot jelenít meg az árfolyam és a fundamentumok között. Rövid távon a két folyamat eltérhet a közös egyensúlyi pályától, de hosszú távon együttmozognak. Így az árfolyam és a fundamentumok közötti kointegrációs kapcsolat tesztelésével a rugalmas árak monetáris árfolyammodelljének jelenérték formulája tesztelhető. Ha az árfolyam és a fundamentumok közötti eltérést más tényezők is befolyásolják a fundamentumokban bekövetkező változásokon kívül, akkor az eltérések valószínűleg nem stacionerek, és nincs hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a fundamentumok és az árfolyam között. (Campbell – Shiller [1987], Wang [2009]) Campbell és Shiller [1987]-es munkáját Engel és West [2005] fejlesztette tovább, melyet előszeretettel tesztelnek az irodalomban, többek között Naszódi [2011], West [2012], vagy Balke et al. [2013].

Racionális buborékok

Nézzük meg azt az esetet, amikor nem teljesül a transzverzálitási feltétel, és az árfolyam leértékelődésének nincs határa. Ekkor a folyamat explozívvá válik. Ebben az esetben lehet,

hogy az árfolyamot részben egy explozív buborék vezérli (b_t), ami végül dominálni fogja az árfolyam viselkedését. A buborék fejlődjön a következő összefüggés alapján:

$$b_t = \frac{1}{\psi} b_{t-1} + \eta_t, \quad (72)$$

ahol $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ fehér zaj folyamat. Mivel ψ kisebb, mint egy, így $\frac{1}{\psi}$ nagyobb lesz, mint egy, ezért a folyamat explozív lesz. A buborék akkor merül fel egy modellben, amikor azt feltételezzük, hogy a piaci szereplőknek racionális várakozásai vannak, emiatt racionális buborékként hivatkozik rá az irodalom. (Mark [2001]) A buborék ugyanazzal a diszkontrátával nő, mint a jövőbeli jövedelem, vagy egy pénzáramlás, amit egy eszköz generál, ezért nem könnyű felismerni, hogy egy adott eszköz ára helyesen tükrözi annak gazdasági értékét, vagy buborékot tartalmaz, mivel az ár a helyes diszkontrátával nő buborékkal és a nélkül is. Az árfolyam esetén a jövedelem-érték koncepcióban a fundamentumok feleltethetők meg a pénzáramlásoknak, vagy jövedelmeknek, az árfolyam pedig a gazdasági érték, két ország valutájának relatív ára. (Wang [2009]) Adjuk hozzá a buborékot a (70)-es egyenlethez:

$$e_t + b_t = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (\psi)^j \mathbf{E}_t(f_{t+j}) + b_t, \quad (70b)$$

ahol $b_t = \psi E_t(b_{t+1})$, mivel a buborék ugyanazzal a diszkontrátával nő, mint a fundamentumok, azaz:

$$e_t + b_t = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (\psi)^j \mathbf{E}_t(f_{t+j}) + \psi \mathbf{E}_t(b_{t+1}). \quad (70c)$$

Eszerint ha az árfolyam racionális buborékot fog tartalmazni, akkor az árfolyam a fundamentumok és a racionális buborék diszkontált jelenértékének az összege. Ez racionálisnak tűnik, mivel a buborékot ugyanúgy kell diszkontálni, mint a fundamentumokat. Nehéz megkülönböztetni a helyes árfolyamot (e_t) – amit a fundamentumok határoznak meg – a helytelen árfolyamtól ($e_t + b_t$), amely buborékot is tartalmaz, mert szinte ugyanúgy viselkednek. Ha a (71)-es egyenlethez hozzáadjuk a buborékot, akkor az egyenlet jobb oldala nem lesz stacioner, mert a buborék definíció szerint explozív:

$$e_t - f_t + b_t = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (\psi)^j \mathbf{E}_t(\Delta f_{t+j}) + b_t, \quad (71b)$$

akkor nem lesz kointegráció az árfolyam és a fundamentumok között. (Wang [2009]) Előfordul, hogy a devizapiacot bizonyos esetekben egy-egy buborék vezérli, de általában a

buborékok kidurrannak, így hosszú távon nem ez határozza meg az árfolyamok viselkedését. (Mark [2001])

A három monetáris árfolyammodell közül ez a legkedveltebb modell, ha tesztelésről van szó. A témában az egyik leghivatkozottabb írás Meese és Rogoff [1983]-as tanulmánya (a google scholar alapján 3901-szer hivatkoztak rá (2016 márciusáig), a szerző legtöbbször hivatkozott cikke), amely elsősorban a monetáris árfolyammodellek előrejelzésének képességét teszteli. A strukturális modellek közül hármat választottak ki: a rugalmas áruk monetáris modelljét, a ragadós áruk monetáris modelljét, és a ragadós eszköz árak modelljét, amely beleveszi a modellbe a folyó fizetési mérleget is (sticky-price asset model), melyet Hooper és Morton [1982] neve fémjelez. Bár becsléseket is végeztek, a cikk elsősorban az előrejelzéseivel kapcsolatos eredményei alapján lett az irodalom egyik leghivatkozottabb írása. Havi adatokat használva a modelleket 1973 és 1981 között becsülték még a dollár-fönt, a dollár-jen, a dollár-márka és a külkereskedelmi arányokkal súlyozott dollár árfolyamra. Majd strukturális és idősoros előrejelzést (véletlen bolyongás, egyváltozós idősor, vektor autoregresszív modell) egyaránt végeztek, s az első előrejelzési időszak 1976 novembere volt. Az előrejelzési horizontok egy, három, hat és tizenkét hónaposak voltak. A szerzők szerint a vizsgált strukturális modelleknek van magyarázó erejük, de rosszul jeleznek előre, mert magyarázó változóikat is nehéz előrejelezni. A véletlen bolyongás majd minden esetben jobban szerepelt, mint a strukturális modellek. (Meese – Rogoff [1983])

MacDonald és Taylor [1994] a fönt-dollár árfolyamra becsülte meg a rugalmas áruk monetáris modelljét, melyben a változók a nominális pénzkínálatok, a reáljövedelmek és a nominális kamatok voltak. Egy korlátlan specifikációt becsült havi IFS adatokon 1976. január és 1990. december között. A nominális pénzkínálatot M1-el, a reáljövedelmet az ipari termelési indexszel, a nominális kamatokot hosszú távú kamatokkal közelítették. A Johansen eljárás szerint akár három kointegrációs vektor jelenléte is kimutatható, ezáltal pedig sikerült empirikus igazolást találniuk a rugalmas áruk monetáris modellje mellett. (MacDonald – Taylor [1994])

Dąbrowski et al. [2014] a közép-kelet európai országokban (Csehország, Magyarország, Moldova, Lengyelország, Románia, Szerbia, Ukrajna és Törökország) vizsgálta meg a rugalmas áruk monetáris modelljének empirikus érvényességét a Balassa – Samuelson hatás figyelembevételével. Az egyes valuták euró árfolyamait vizsgálta negyedéves adatokon egy 2001Q4-től 2012Q4-ig tartó panelben. Olyan időszakot próbáltak megfigyelni, amelyben nem magas az infláció, és az árfolyamok többnyire rugalmasak. A nominális pénzkínálatot M2-vel,

a reáljövedelmet a reál GDP-vel, a teljes árszínvonalat a CPI-vel, a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát a PPI-vel ragadták meg. Olyan módszereket alkalmaztak, melyek figyelembe vették a keresztmetszeti függőséget a vizsgált panelben. Az eredmények igazolták a modell állításait erős és gyenge koncepcióban egyaránt. (*Dąbrowski et al.* [2014])

2.2.2 Ragadós árak monetáris modellje

A ragadós árak monetáris modelljét Dornbusch dolgozta ki 1976-os cikkében. Fontos különbség a rugalmas árak monetáris modelljéhez képest, hogy a ragadós árak modelljében már nem tökéletesen rugalmasak az árak, elsősorban az árupiacon, és rövid távon nem. Mivel az árupiacon és az eszközök piacán az alkalmazkodási sebesség eltérő lesz, ezért a modell dinamikussá válik. A modell szerint az árfolyam rövid távon túllendülhet az egyensúlyi szintjén a piacok eltérő alkalmazkodása miatt, s a túllendülést követően áll be a hosszú távú egyensúlyi szintjére. Így a vásárlóerő-paritás ebben a modellben csak hosszú távon érvényesül ($\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^*$, a felső vonal hosszú távú egyensúlyt jelöl), ami szintén eltérés az előző modellhez képest. (*Dornbusch* [1976], *Frankel* [1984])

Az árfolyam-túllendülés kulcsfontosságú eleme a modellnek. Egyrészt ezzel a modell képes magyarázni a PPP-től való ismétlődő és hosszan elnyúló eltéréseket, mivel a piacok eltérő alkalmazkodása miatt az ármozgások nem lesznek tökéletes összhangban az árfolyammozgásokkal. Másrészt Dornbusch megmutatta, hogy az árfolyamok túllendülése (volatilitása) nem feltétlenül a piaci szereplők rövid látásának vagy irracionális viselkedésének eredménye, hanem a rendszer ideiglenes egyensúlyának biztosítása miatt következik be. Például a jelenség megfigyelhető egy-egy monetáris sokkra adott választ követően, mivel a nemzetközi árszínvonalak lassan alkalmazkodnak, ezért az árfolyam gyors alkalmazkodása állítja be a rövid távú egyensúlyt. Így az árfolyamkilengések összhangban vannak a racionális várakozásokkal. (*Dornbusch* [1976], *Mark* [2001])

A modell tökéletes tőkemobilitást feltételez, azaz érvényesül a fedezetlen kamatparitás. Tulajdonképpen a modell három építőközből tevődik össze, ezek a következők: 1) a fedezetlen kamatparitás, és a várakozások, 2) a pénzüpiaci egyensúly, 3) és az árupiaci egyensúly. Egy kis nyitott gazdaságot képzelünk el, mely számára külföldi kamat, és így a hosszú távú egyensúlyi kamat is adottság. Az árupiacon feltételezzük, hogy az import világpiaci ára adott. A hazai output nem tökéletes helyettesítője az importnak, így a hazai áruk iránti aggregált kereslet meghatározza a hazai output abszolút és relatív árát. A ragadós árupiaci árak feltételezése miatt rövid távon az aggregált kínálati görbe erősen lapos, hosszú távon pedig

vertikális. Így rövid távon a kibocsátás növekedését csak az aggregált keresleti görbe eltolódása okozhatja, középtávon vagy az aggregált kereslet vagy az aggregált kínálat, vagy mindkettő változása; hosszú távon pedig csak az aggregált kínálat változása változtathatja meg az output szintjét. Továbbá feltételezzük, hogy a gazdaság szereplői tökéletesen előrelátóak, illetve hogy az árfolyamok rugalmasak, hiszen a modell a lebegő árfolyamrendszerben tapasztalt árfolyam-volatilitás magyarázatát célozta meg. (*Dornbusch* [1976], *Wang* [2009])

Az árfolyam-túllendülés elgondolása egy nem várt monetáris expanzió hatásán keresztül könnyen levezethető logikai úton is. A kezdeti állapotban a gazdaság teljes egyensúlyban van, azaz egyensúlyban van a pénzpiac és az árupiac is, és fennáll a fedezetlen kamatparitás ($i_t = i_t^* + \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t$). Ekkor legyen a hazai kamatláb i_1 , ami egyenlő a világ kamatlábjával, így a hazai valuta várható felértékelődése vagy leértékelődése nulla. A hazai nominális pénzkínálat legyen m_1 , ami megadja a hazai árszínvonalat, p_1 -et és az árfolyamot, e_1 -et, ami pedig meghatározza a külföldi árszínvonalat (p_1^*) a PPP által. Tegyük fel, hogy a pénz hosszú távon semleges, azaz egy permanens növekedés a pénzkínálatban (m) hosszú távon arányos növekedéshez vezet az árfolyamban (e) és az árszínvonalban (p) egyaránt. Majd tegyük fel, hogy váratlanul a t_1 időpontban a központi bank emeli a pénzkínálatot m_2 -re. Ekkor hosszú távon a hazai pénzkínálatban bekövetkezett növekedés az árszínvonal ugyanolyan arányú emelkedéséhez vezet, így p_1 a hosszú távú egyensúlyi szintjére emelkedik, \bar{p} -re. Ez pedig ugyanolyan arányú leértékelődést jelent a hazai valutában hosszú távon a PPP szerint, így e_1 nőni fog, s beáll a hosszú távú egyensúlyi szintjére, \bar{e} -re. De rövid távon a dolgok másképp működnek. (*Dornbusch* [1976], *Mark* [2001], *Pilbeam* [2005])

Rövid távon az árszínvonal nem reagál azonnal a monetáris sokkra, a kiinduló p_1 szinten marad, de így a nominális pénzkínálat növekedésével emelkedik a reál-pénzkínálat ($(m \uparrow - p) \uparrow$). Ahhoz, hogy a pénzpiac egyensúlyban maradjon a reál-pénzkeresletnek is emelkednie kell. Mivel feltételeztük, hogy rövid távon az output fix, így az egyetlen módja, hogy a reál-pénzkereslet emelkedjen, ha a hazai kamatláb csökken ($\uparrow m_t^1 - p_t^1 = \phi \bar{y}_t - \lambda i_t^1 \downarrow \Rightarrow m_t^2 - p_t^1 = \phi \bar{y}_t - \lambda i_t^2$). A folyamat háttere az, hogy pénztúlkínálat lesz a piacon, amit csak akkor hajlandók tartani a gazdaság szereplői, ha a kamat i_2 -re csökken. De a fedezetlen kamatparitásnak fenn kell állnia. Mivel a külföldi kamatlábat a kis nyitott gazdaság nem tudja befolyásolni, ezért csak akkor csökkenhet a hazai kamatláb, ha a hazai kötvények befektetői

azt várják, hogy a hazai valuta fel fog értékelődni – kompenzálásképpen a hazai valutában denominált kötvények hozamának csökkenése miatt ($\downarrow i_t = \bar{i}_t^* + E_t(e_{t+1}) \downarrow -e_t$). A rövid távú felértékelődés pedig csak akkor lehetséges, ha az árfolyam kezdeti leértékelődése nagyobb, mint a hosszú távú leértékelődése ($e_2 > \bar{e}$), teret engedve ezzel a rövid távú felértékelődésnek. Tehát az árfolyamnak túl kell lendülnie a hosszú távú egyensúlyi szintjén. Az árfolyam leértékelődésének hátterében az áll, hogy a kamatcsökkenés hosszú távú várakozásokat indukál az árfolyam leértékelődésére. Mind a kamatcsökkenés, mind a leértékelődési várakozások csökkentik a hazai eszközök vonzóságát, ami kezdeti tőkekiáramláshoz vezet, ezért értékelődik le a spot árfolyam. Tehát a monetáris expanzió a spot árfolyam azonnali leértékelődését eredményezi (e_2), amely meghaladja a hosszú távú leértékelődés szintjét, mivel csak ilyen körülmények között várhatják a befektetők a valuta felértékelődését. A túllendülés mértéke a kamat a pénzkereslet-változásra adott válaszából és a várakozások eltolódásának mértékétől függ. Jól látszik, hogy a monetáris expanzió rövid távú hatását a tőkemobilitás és a várakozások dominálják. (Dornbusch [1976], Mark [2001], Pilbeam [2005])

Az árfolyam és a kamat kezdeti válasza után több erő is a hosszú távú egyensúly irányába tereli a gazdaságot. A hazai kamat csökkenése és a hazai valuta leértékelődése miatt megnő a kereslet a hazai áruk iránt. Feltételezzük, hogy a kibocsátás fix, így a hazai áruk iránti túlkereslet felhajtja az árakat, s az árszínvonal ugyanolyan arányban nő, mint a pénzkínálat, \bar{p} -re. A külföldiek megnövekedett kereslete a hazai áruk iránt az árfolyam felértékelődéséhez vezet, e_2 -ről \bar{e} -re, helyreállítva ezzel a hosszú távú vásárlóerő-paritást. Így a várt felértékelődés egy tényleges felértékelődéssel párosul. Ugyanebben az időben a hazai árszínvonal emelkedése a hazai reálpénzállomány csökkenéséhez és hazai kamat növekedéséhez vezet ($m_t^2 - p_t^1 \uparrow = \phi \bar{y}_t - \lambda i_t^2 \uparrow \Rightarrow m_t^2 - \bar{p}_t^2 = \phi \bar{y}_t - \lambda i_t^1$ az eredeti i_1 szintre ($\uparrow m_t - p_t \uparrow = \phi \bar{y}_t - \lambda i_t \downarrow \uparrow$)), hogy fennmaradjon a pénzpiac egyensúlya. Ez a folyamat szintén az árfolyam felértékelődését segíti. A megemelkedett kamat kezdetben növeli a tőkebeáramlást, ami ugyanolyan mértékben értékeli fel az árfolyamot, mint amilyen mértékben a kamat nőtt, így az egyes eszközök várható hozamát egyensúlyban tartja. A modell megerősíti az árfolyam és a kamat közötti kapcsolatot (esetünkben rövid távon negatív a kapcsolat), amit gyakran hangsúlyoznak az irodalomban. Az alkalmazkodás fontos jellemzője, hogy az emelkedő árakat az árfolyam felértékelődése kíséri. (Dornbusch [1976], Pilbeam [2005])

Formális magyarázat

A modell formalizáltabban és grafikusán is reprezentálható. A modell első építőköve a fedezetlen kamatparitás, amelynek érvényesülése feltételként valamennyi monetáris árfolyammodellnél megtalálható:

$$i_t = i_t^* + \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t. \quad (63)$$

Tulajdonképpen ez az egyenlet a tökéletes tőke-mobilitás reprezentációja. A hazai és külföldi valutában denominált eszközök egymás tökéletes helyettesítői lesznek, ha egy megfelelő prémium kiegyenlíti a várt árfolyamváltozásokat. A fedezetlen kamatparitás minden időpillanatban fennáll (rövid és hosszú távon egyaránt). A várakozások megformálása szintén fontos eleme a modellnek. Dornbusch [1976] a következőt feltételezi:

$$\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t = \theta(\bar{e} - e_t), \quad (73)$$

azaz a spot árfolyam várható leértékelődési rátája arányos a hosszú távú egyensúlyi árfolyam és a spot árfolyam közötti eltéréssel, ahol θ az alkalmazkodási paraméter, illetve $\theta > 0$. θ mutatja meg az alkalmazkodási sebességet, amellyel az árfolyam visszatér a hosszú távú egyensúlyi szintjéhez. Az alkalmazkodás gyors lesz, ha θ nagy, lassú, ha θ kicsi. A második építőkö a pénzpiaci egyensúly, ehhez pedig a standard pénzkeresleti függvényt definiáljuk:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t. \quad (74)$$

A harmadik építőkö az árupiaci egyensúly, ezen belül is az áralkalmazkodási mechanizmusra fektet hangsúlyt a modell. Először definiáljunk egy aggregált keresleti függvényt:

$$d_t = \mu + \delta(e_t + p^* - p_t) + \gamma y_t - \sigma i_t, \quad (75)$$

ahol d_t a hazai aggregált kereslet logaritmus a t -edik időpontban, μ egy konstans („eltolódási paraméter”, μ változása eltolja az IS görbét a jövedelem és a kamat által kifeszített síkban (Wang [2009])), $e_t + p^* - p_t$ a reálárfolyam, azaz a hazai áruk relatív ára. Mivel a hazai ország kis ország, ezért nem tudja befolyásolni a külföldi árszínvonalat, így az lesz a hosszú távú egyensúlyi árszínvonal is, emiatt p^* nem rendelkezik t indexszel. Jól látszik, hogy a reálárfolyam leértékelődése, vagyis az áruk relatív árának csökkenése, illetve a reáljövedelem növekedése növeli a keresletet, míg a kamat növekedése csökkenti azt. A hazai árak ragadósak, és alkalmazkodásuk arányos a túlkereslet ($d_t - y_t$) mértékével:

$$\begin{aligned} \Delta p_{t+1} &= \pi \ln(d_t - y_t) \\ \Delta p_{t+1} &= \pi \left[\mu + \delta(e_t + p^* - p_t) + (\gamma - 1)y_t - \sigma i_t \right], \end{aligned} \quad (76)$$

ahol π az árák alkalmazkodásának sebessége. (Dornbusch [1976], Wang [2009])

A modell három építőkövét elsősorban az árfolyam várakozások kapcsolják össze. Helyettesítsük be a (73)-as egyenletet az (63)-as egyenletbe:

$$i_t = i^* + \theta(\bar{e} - e_t), \quad (77)$$

$$i_t - i^* = \theta(\bar{e} - e_t) \quad (78)$$

A (77)-es és a (78)-as egyenlet kapcsolatot teremt a hazai és a külföldi kamatok közötti különbség, és a hosszú távú egyensúlyi árfolyam és a spot árfolyam közötti különbség között. A külföldi kamatnak nincs t indexe, mivel ez jelenti a modellben a hosszú távú egyensúlyi kamatot a kis, nyitott hazai ország feltételezése miatt. Most helyettesítsük be a (77)-es egyenletet a pénzkeresleti függvénybe, a (74)-be:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i^* - \lambda \theta(\bar{e} - e_t). \quad (79)$$

Ha a gazdaság eléri a hosszú távú egyensúlyt, akkor $e_t = \bar{e}$, és $p_t = \bar{p}$, ahol a felső vonások a hosszú távú egyensúlyi értékeket jelzik. Így a hosszú távú egyensúlyi árszint kifejezhető (79)-ből:

$$\bar{p} = m_t + \lambda i^* - \phi y_t. \quad (80)$$

Az árfolyam és az árszínvonal közötti kapcsolatot szeretnénk formalizálni, ezért a (80)-as egyenletet m_t -re kifejezve helyettesítsük be a (79)-be, ekkor a következőt kapjuk:

$$e_t = \bar{e} - \frac{1}{\lambda \theta} (p_t - \bar{p}), \quad (81)$$

$$e_t - \bar{e} = -\frac{1}{\lambda \theta} (p_t - \bar{p}). \quad (82)$$

A (81)-es egyenlet egyike a legfontosabb egyenleteknek a modellben. A hosszú távú egyensúlyi árfolyam és a hosszú távú egyensúlyi árszínvonal ismeretében meghatározható a spot árfolyam a jelenlegi árszínvonal függvényében. A (78)-as egyenletből behelyettesíthetők a kamatkülönbségek, így a kamatok és az árszínvonalak közötti kapcsolat is megteremthető. Fontos megemlíteni, hogy az egyenletből az is jól látszik, hogy a jelenlegi árszínvonal emelkedése a spot árfolyam felértékelődését idézi elő. Az árszínvonal növekedése kamatemelkedést okoz ($p_t \uparrow - \bar{m} = -\phi \bar{y} + \lambda i_t \uparrow$), ami tőkebeáramláshoz vezet, ez pedig felértékeli a spot árfolyamot addig (mivel a fedezetlen kamatparitásnak fenn kell állnia), míg a várt leértékelődés kiegyenlíti a hazai kamatban bekövetkezett emelkedést. A (81)-es egyenlet reprezentálja azt a görbét az árszínvonal-árfolyam síkban, amely mentén a pénzpiac

egyensúlyban van, azaz a pénzkereslet egyenlő lesz a pénzkínálattal. (Dornbusch [1976], Wang [2009])

Szükség van még egy olyan egyenletre, amely az árupiac egyensúlyát reprezentálja. Ha az aggregált kereslet és az aggregált kínálat egyensúlyban van, egyenlőek, akkor az infláció nulla, azaz $\Delta p_{t+1} = 0$. Illetve az érintett változók beállnak a hosszú távú egyensúlyi szintjükre: $p_t = \bar{p}$ és $i_t = i^*$. Ekkor a (76)-os egyenlet a következő alakra írható át:

$$0 = \pi \left[\mu + \delta(\bar{e} + p^* - \bar{p}) + (\gamma - 1)y_t - \sigma i^* \right]. \quad (83)$$

A (83)-as egyenletet vonjuk ki az (76)-os egyenletből:

$$\Delta p_{t+1} = \pi \left[\delta(e_t - \bar{e}) - \delta(p_t - \bar{p}) + \sigma(i^* - i_t) \right]. \quad (84)$$

A (84)-es egyenlet szerint az árszínvonal változása arányos a spot és a hosszú távú egyensúlyi árfolyam különbségével, a jelenlegi és a hosszú távú egyensúlyi árszínvonal különbségével, és a hosszú távú egyensúlyi kamat (külföldi kamat) és az aktuális kamat különbségével. Ha Δp_{t+1} ismét nullára állítjuk be, illetve a kamatkülönbségek helyére behelyettesítjük a modellben definiált várakozásokat, (73)-at, akkor megkapjuk az árupiac egyensúlyát reprezentáló egyenletet:

$$e_t - \bar{e} = \frac{\delta}{\delta + \sigma\theta} (p_t - \bar{p}). \quad (85)$$

A modell egyensúlya akkor áll be, ha mind a pénzpiac és mind az árupiac egyensúlyban van, illetve az árfolyam a PPP által meghatározott szinten áll. (Dornbusch [1976], Wang [2009])

Konzisztens várakozások

A Rogoff [2002] a Dornbusch modell 25 éves évfordulójára írt cikkében megfogalmazta, hogy a konzisztens várakozások a modellben azt jelentik, hogy a gazdasági szereplőknek olyan módon kell megformálniuk várakozásaikat, amelyek magukkal a modellel is konzisztensek. A racionális várakozások pedig alkalmasak arra, hogy a teljes elemzés során konzisztenciát nyújtsanak. (Rogoff [2002]) Dornbusch [1976] kiemelt hangsúlyt fektet a várakozásokra, alátámasztja azok konzisztenciáját a tökéletes előrelátással, illetve hogy azok a gazdaság strukturális paramétereitől függenek. Ez az alkalmazkodási folyamatok közelebbi vizsgálatával belátható. Ha a (84)-es egyenletnél az árszínvonal változását csak magával az árszínvonallal fejezzük ki, akkor megkapjuk az árszínvonal időbeli alkalmazkodását leíró egyenletet. Helyettesítsük be a (84)-es egyenletbe a (82)-es egyenletet, ezzel a spot és a

hosszú távú árfolyam különbsége a jelenlegi és a hosszú távú árszínvonal különbségeként lesz kifejezve:

$$\Delta p_{t+1} = \pi \left[-\frac{\delta}{\lambda\theta} (p_t - \bar{p}) - \delta(p_t - \bar{p}) + \sigma(i^* - i_t) \right] \quad (86)$$

Majd ugyanezt megtehetjük a kamatkülönbségekkel, ha a (82)-es egyenletbe behelyettesítjük a (78)-as egyenletet, ezzel a kamatok és az árszínvonalak között teremtve kapcsolatot, amit ezután helyettesítsünk be a (86)-os egyenletbe:

$$\Delta p_{t+1} = \pi \left[-\frac{\delta}{\lambda\theta} (p_t - \bar{p}) - \delta(p_t - \bar{p}) - \frac{\sigma}{\lambda} (p_t - \bar{p}) \right], \quad (87)$$

$$\Delta p_{t+1} = -\pi \left[\delta + \frac{\delta + \sigma\theta}{\lambda\theta} \right] (p_t - \bar{p}), \quad (88)$$

$$\Delta p_{t+1} = -\nu (p_t - \bar{p}), \quad (89)$$

ahol $-\nu = -\pi \left[\delta + \frac{\delta + \sigma\theta}{\lambda\theta} \right]$. Tehát az árszínvonal változása arányos a jelenlegi és a hosszú távú egyensúlyi árszínvonal különbségével. Az árszínvonal időbeli alkalmazkodási folyamata egy általánosabb alakban is felírható: $p_t = a + be^{-\nu t}$, ahol most e a természetes logaritmus alapját jelöli. Legyen p_t a nulladik időpontban p_0 , ekkor az árszínvonal időbeli alkalmazkodási folyamata:

$$p_t = \bar{p} + (p_0 - \bar{p})e^{-\nu t}. \quad (90)$$

Helyettesítsük be a (90)-es egyenletet a (81)-es egyenletbe:

$$e_t = \bar{e} - \frac{1}{\lambda\theta} (p_0 - \bar{p})e^{-\nu t},$$

$$e_t = \bar{e} + (e_0 - \bar{e})e^{-\nu t}, \quad (91)$$

így megkapjuk az árfolyam időbeli alkalmazkodási pályáját. Jól látszik, hogy mind az árszínvonal, mind az árfolyam a hosszú távú egyensúlyi szintjéhez konvergál ν rátával. Másrészt ahhoz, hogy a (73)-ban formalizált várakozások helyesek legyenek, a θ alkalmazkodási paraméternek meg kell egyeznie a fent definiált alkalmazkodási rátával, ν -vel, azaz:

$$\theta = \nu = \pi \left[\delta + \frac{\delta + \sigma\theta}{\lambda\theta} \right]. \quad (92)$$

A (92)-es egyenletet θ -ra rendezve megkapjuk a konzisztens várakozási együtthatót, ami a gazdaság strukturális paramétereinek függvénye lesz:

$$\tilde{\theta}(\lambda, \delta, \sigma, \pi) = \frac{\pi}{2} \left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta \right) + \left[\frac{\pi^2}{4} \left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta \right)^2 + \frac{\pi \delta}{\lambda} \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (93)$$

(Dornbusch [1976], Wang [2009])

A modell grafikus reprezentációja

A teljes egyensúlyt a Dornbusch modellben a pénzpiac és az árupiac együttes egyensúlya adja, illetve ha az árfolyam a hosszú távú PPP-nek megfelelő értéket vesz fel. Így ezen egyensúlyokat ábrázoló görbék metszéspontjában lesz a gazdaság hosszú távú egyensúlya. Dornbusch az árszínvonal és az árfolyam által kifeszített síkban ábrázolta modellje feltevéseit. A fentebb tárgyalt (81)-es egyenlet reprezentálja a pénzpiaci egyensúlyt, amire a továbbiakban MM görbéként hivatkozunk:

$$e_t = \bar{e} - \frac{1}{\lambda \theta} (p_t - \bar{p}), \quad (81)$$

a (85)-ös egyenlet pedig az árupiaci egyensúlyt jeleníti meg, amit a továbbiakban a $\Delta p = 0$ kifejezéssel jelölünk:

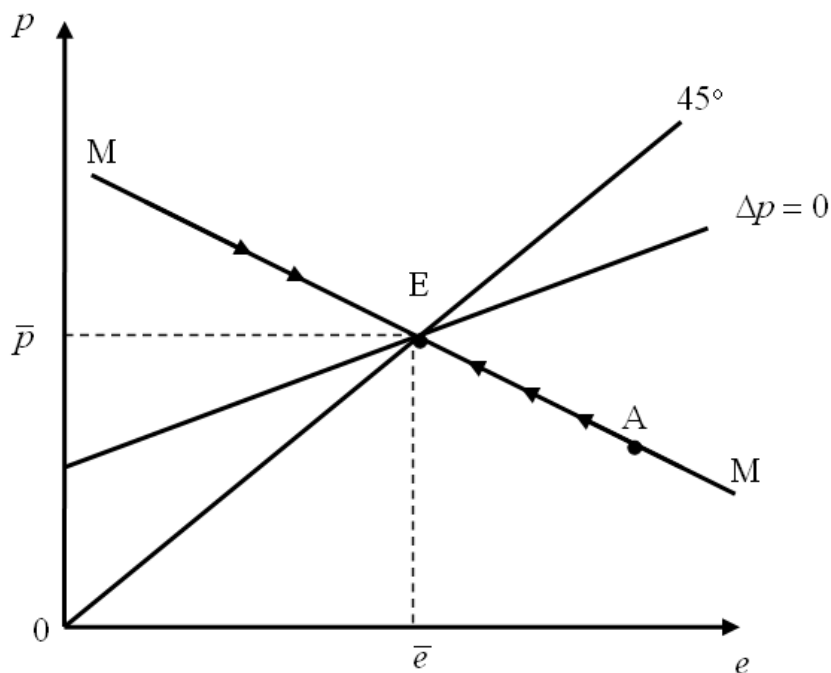
$$e_t - \bar{e} = \frac{\delta}{\delta + \sigma \theta} (p_t - \bar{p}). \quad (85)$$

Az egyenletekből látható, hogy a pénzpiaci egyensúlyi görbe negatív meredekségű, míg az árupiaci egyensúlyi görbe pozitív meredekségű az árszínvonal – árfolyam síkban. Az árupiaci egyensúlyi görbe ($\Delta p = 0$) meredeksége kisebb, mint egy, aminek az oka a következő: az árfolyam leértékelődése túlkeresletet eredményez az exportban, amit a növekvő árszínvonal tud semlegesíteni. De az árszínvonal növekedése megemeli a pénzkeresletet, ezt pedig csak a hazai kamat emelkedése tudja semlegesíteni (mivel fix outputot feltételeztünk), ami szintén csökkenti az áruk iránti aggregált keresletet. Így az áruk iránti aggregált túlkeresletet két tényező is csökkenti: az árszínvonal emelkedése és a kamat emelkedése. Ezért az árfolyam százalékos leértékelődésének meg kell haladnia az árszínvonal százalékos emelkedését, hogy az árupiac egyensúlyba kerüljön. A pénzpiaci egyensúlyi görbe (MM) negatív meredekségének logikai magyarázata: adott pénzmennyiség mellett az árszínvonal csökkenése megnöveli a reálpénzállományt, ezt pedig akkor lesznek hajlandók tartani a gazdaság szereplői, ha a hazai kamat esik. A kamatcsökkenés viszont felértékelődési várakozásokat okoz, hogy a hazai valutában denominált kötvények birtokosai kompenzálva legyenek a lecsökkent hozamok miatt. De felértékelődési várakozások csak akkor következhetnek be, ha az árfolyam előtte leértékelődött. Tehát rövid távon az árfolyam és az

árszínvonal között negatív kapcsolat van. A hosszú távú egyensúlyt a PPP jeleníti meg. Ha a külföldi árszínvonalat egységnyinek tekintjük, akkor a PPP-t megjelenítő görbe egy origóból induló 45° -os egyenes lesz (mivel $\bar{e} = \bar{p} - p^*$, és a külföldi árszínvonal logaritmusosa nulla ($p^* = 0$), ha azt egységnyire állítottuk be, ekkor pedig $\bar{e} = \bar{p}$). Tehát a hazai árszínvonal növekedése ugyanolyan mértékű árfolyam-növekedést von maga után. A gazdaság teljes egyensúlya a három görbe metszéspontjában, az 1. ábra „E” pontjában található:

1. ábra

A gazdaság teljes egyensúlya a Dornbusch modellben



Forrás: Dornbusch [1976], 1166. o.

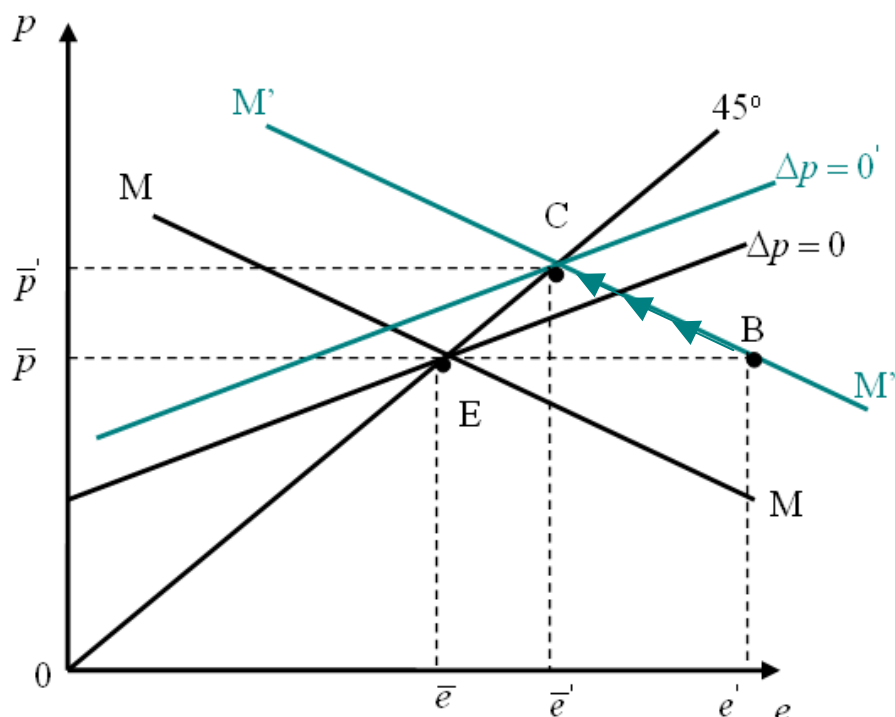
A pénzpiacnak folyamatosan egyensúlyban kell lennie, így az minden időpillanatban megtisztul, viszont az árupiacnak nem, az árszínvonal lassú alkalmazkodása miatt. Ezért bármely rövid távú egyensúlyi pont csak az MM görbén helyezkedhet el, de nem lesz rajta az árupiaci egyensúlyi görbén, mert az árupiac rövid távon nem lesz egyensúlyban. Az „E” ponttól balra felfelé elhelyezkedő pontok az MM görbén az árupiacon túlkínálatot jeleznek (mivel a felértékelődött árfolyam csökkenti az áruk iránti keresletet), ez pedig lefelé történő nyomást gyakorol az árakra, így azok csökkeni fognak, míg eléri hosszú távú egyensúlyi szintjüket. Az „E” ponttól jobbra lefelé elhelyezkedő pontok pedig az áruk iránti túlkeresletet jelzik (a leértékelődött árfolyam növeli az áruk iránti keresletet), ez pedig felfelé történő nyomást gyakorol az árakra, így azok nőni fognak, míg el nem éri \bar{p} -t. Az árak növekedését

az árfolyam felértékelődése kíséri, az árak csökkenését az árfolyam leértékelődése. Például az „A” pontban a gazdaság eltér a hosszú távú egyensúlytól, az árfolyam magasabb, az árszínvonal alacsonyabb, mint a hosszú távú egyensúlyi szintje. Tehát az árak túlságosan olcsók. Az árak iránti túlkeresletet az árak növekedése, és az árfolyam felértékelődése is csökkenti, és ezzel a hosszú távú egyensúly irányába hajtja a gazdaságot. Ezen kívül az árszínvonal emelkedése csökkenti a reálpénzállományt, a pénzkeresletet viszont növeli, így a pénzpiac csak a hazai kamat növekedése révén tud egyensúlyban maradni. A hazai kamat növekedése pedig szintén az árfolyam felértékelődésének irányába, és az árak iránti aggregált kereslet csökkentésének irányába hat, míg végül a gazdaság visszatér a hosszú távú egyensúlyi pontba, „E”-be. (*Dornbusch* [1976], *Pilbeam* [2005], *Wang* [2009])

Ábrázoljuk az árfolyam-túllendülést a $p-e$ síkban, ehhez pedig tegyük fel, hogy nem várt permanens növekedés következik be a hazai pénzkínálatban. Az MM görbe a monetáris sokk hatására jobbra felfelé tolódik el, és a pénzpiacon az új egyensúlyi pontok az $M'M'$ görbén fognak elhelyezkedni. A sokk hatására az árszínvonal ugyanolyan mértékben nő meg, mint amilyen mértékben a pénzkínálat megnőtt, illetve a PPP-n keresztül az árfolyam is ugyanolyan mértékben fog leértékelődni, mint amilyen mértékben megnőtt az árszínvonal. Így az új hosszú távú egyensúlyi pont „C” lesz, ami rajta van az $M'M'$ görbén. A hosszú távú egyensúlyi árszínvonal \bar{p}' , a hosszú távú egyensúlyi árfolyam pedig \bar{e}' lesz. Hosszú távon az árupiac is egyensúlyba kerül, így az balra felfelé tolódik el ($\Delta p = 0'$), áthaladva a „C” ponton. Két faktor is növeli az aggregált keresletet: 1) a lecsökkent kamat, 2) és az alulértékelt valuta szintén ösztönzőleg hat a kiadásokra. Rövid távon viszont az árszínvonal nem alkalmazkodik azonnal, így az \bar{p} marad. A rövid távú egyensúlyi pontnak rajta kell lennie az $M'M'$ görbén, mivel a pénzpiac folyamatosan egyensúlyba van, ezért a gazdaság elmozdul a „B” pontba. Jó látható, hogy rövid távon az árfolyam e' lesz, azaz túllendül a hosszú távú egyensúlyi szintjén. Majd az árszínvonal emelkedni kezd, az árfolyam pedig felértékelődik, csökkentve ezzel az árak iránti túlkeresletet. Végül a gazdaság eléri a hosszú távú egyensúlyi „C” pontot (2. ábra). (*Dornbusch* [1976], *Pilbeam* [2005], *Wang* [2009])

2. ábra

Árfolyam-túllendülés a Dornbusch modellben



Forrás: Dornbusch [1976], 1169. o., Pilbeam [2005], 176. o. alapján

De nem minden esetben lendül túl az árfolyam a hosszú távú egyensúlyi szintjén rövid távon, ahogy az az empirikus irodalomból is kiderül. Bizonyos feltételek mellett alul- és visszalendülés is bekövetkezhet (Rogoff [2002], Wang [2009]). Határozzuk meg először az árfolyam-túllendülés mértékét, hogy lássuk, milyen feltételek szükségesek a fent említett két jelenséghez. Hosszú távon ugyanolyan mértékben nő az árszínvonal és értékelődik le az árfolyam, amilyen mértékben megnőtt a pénzkínált:

$$\Delta \bar{p} = \Delta \bar{e} = \Delta m_t. \quad (94)$$

De rövid távon a (79)-es egyenlet alapján a pénzkínálat változása a hosszú távú egyensúlyi árfolyam változásának és a spot árfolyam változásának különbségével arányos (mivel az árszínvonal rövid távon fix, az outputot szintén fixnek tekintjük, a külföldi kamat pedig nem befolyásolható):

$$\Delta e_t = -\lambda \theta (\Delta \bar{e} - \Delta e_t). \quad (95)$$

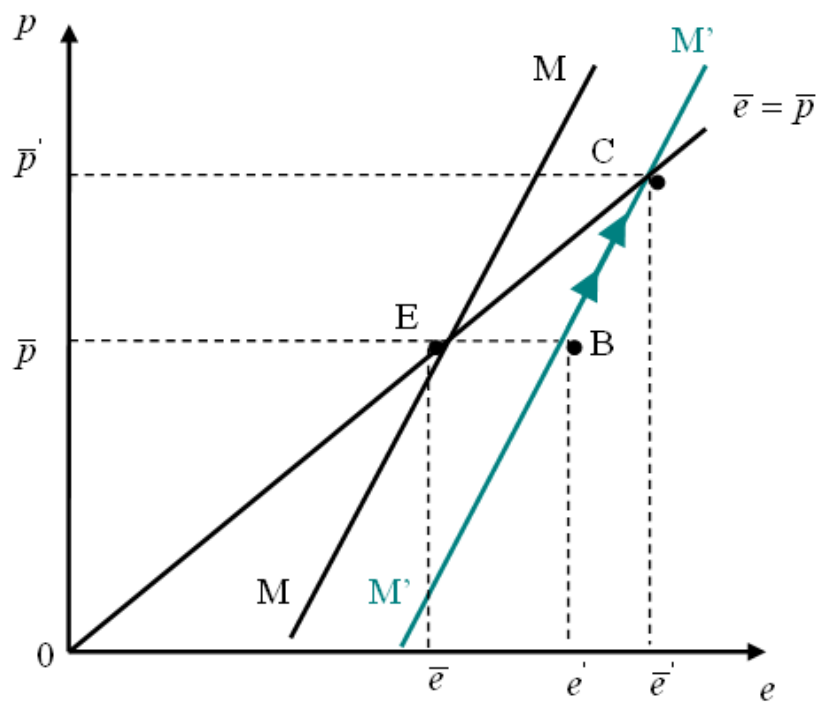
Helyettesítsük be $\Delta \bar{e}$ -t a (94)-es egyenletből a (95)-be, hogy megkapjuk a túllendülés mértékét:

$$\Delta e_t = \left(1 + \frac{1}{\lambda \theta}\right) \Delta m_t, \quad (96)$$

jól látható, hogy a túllendülés mértéke $1 + \frac{1}{\lambda\theta}$, azaz fordítottan arányos a pénzkereslet parciális kamatrugalmasságával és a várakozási együtthatóval. Túllendülés esetén feltételezzük, hogy λ és θ is pozitív. Ha θ nagy, azaz az alkalmazkodás gyors, akkor a túllendülés mértéke kicsi lesz, illetve nagy lesz, ha θ kicsi, és az alkalmazkodás lassú. Alullendülés vagy visszalendülés akkor következhet be, ha $\lambda\theta$ negatív. Az alullendülés feltétele, hogy $\lambda\theta < -1$ legyen, a visszalendülésé $-1 < \lambda\theta < 0$. Azaz vagy λ -nak, vagy θ -nak negatívnak kell lennie. Mindkét esetben megváltozik az MM görbe meredeksége, pozitív lesz. Attól függően lendül alul vagy vissza az árfolyam, hogy az áruipiaci egyensúlyi görbe és az MM görbe meredeksége egymáshoz képest hogyan változik. Ismét egy nem várt pénzkínálat növekedést tételezzünk fel. Ekkor alullendülés esetén az árfolyam rövid távon a hosszú távú egyensúlyi szintje alá lendül, lehetőséget hagyva ezzel a további leértékelődésnek; visszalendülés esetén pedig a spot árfolyam alá esik az árfolyam, azaz felülértékelt lesz a spot árfolyamhoz képest, majd ezt követően értékelődik le a hosszú távú egyensúlyi szintjére. A két jelenség a 3. és a 4. ábrán látható:

3. ábra

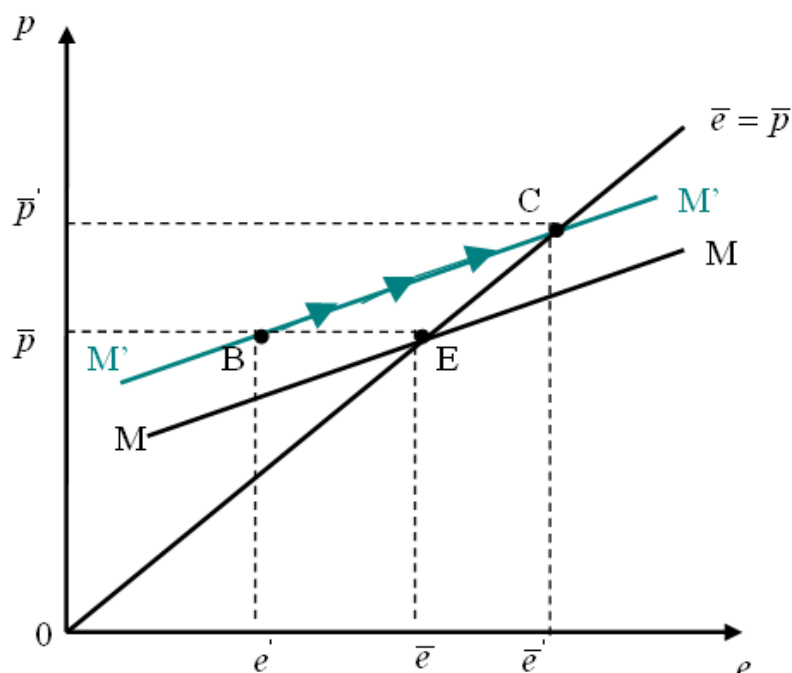
Árfolyam-alullendülés a Dornbusch modellben



Forrás: Wang [2009], 194. o. alapján

4. ábra

Árfolyam-visszalendülés a Dornbusch modellben



Forrás: Wang [2009], 194. o. alapján

A folyamatok magyarázata végső soron ugyanaz lesz negatív λ , és negatív θ feltételezése esetén is. Például negatív θ esetén a gazdaság szereplői az árfolyam ellentétes irányú mozgását várják, mint ami a fedezetlen kamatparitással konzisztens lenne. Ha az árfolyam a hosszú távú egyensúlyi szintje alatt van, akkor a (73)-as egyenletből látszik, hogy ez leértékelődési várakozásokat kellene, hogy indukáljon, de negatív θ esetén felértékelődést várnak a szereplők. Az eltérő rövid távú viselkedések ellenére mindhárom esetben a hosszú távú eredmény ugyanaz, az árfolyam a pénzkínálat növekedésével arányosan le fog értékelődni. Mindhárom folyamat ábrázolható az árfolyam és a reálárfolyam által kifizített síkban is. (Rogoff [2002], Wang [2009])

A változó output szerepe

Dornbusch megmutatja azt is, hogy a monetáris politika kamatra és árfolyamra gyakorolt rövid távú hatását erősen befolyásolja a reálkibocsátás viselkedése. Ha a reálkibocsátás fix, akkor a monetáris expanzió rövid távon csökkenti a kamatlábat és árfolyam-túllendülést okoz, de ha a reálkibocsátás reagál az aggregált kereslet változásaira, akkor az visszafogja az árfolyam és a kamat változásait, így előfordulhat, hogy az árfolyam kevésbé fog leértékelődni,

és nem fog túllendülni a hosszú távú egyensúlyi szintjén. A kibocsátás növekedése miatt pedig nőni fog a reál-pénzállomány iránti kereslet, és ha ez a keresletnövekedés elég nagy, akkor nem hogy kevésbé fog csökkenni a kamat, de még növekedhet is. Felmerül a kérdés, hogy az alkalmazkodás során melyik a releváns feltétel, a fix, vagy a változó output. Dornbusch [1976] szerint nincs kétség afelől, hogy nagyon rövid távon a fix output választása a megfelelő. Nagyon rövid távon nem várhatjuk, hogy az output azonnal alkalmazkodjon, így az alkalmazkodás elsősorban az eszköz piacon megy végbe, amihez a kamat csökkenése és az árfolyam túllendülése társul. A változó output feltételezése középtávon lesz releváns, amikor az árupiaci árak is reagálnak a megnövekedett aggregált keresletre. (*Dornbusch [1976]*)

A Dornbusch modellből több gazdaságpolitikai következtetés is levonható. Egyrészt megerősíthető, hogy az árfolyam fontos monetáris politikai csatorna, mely képes befolyásolni az aggregált keresletet. Másrészt a monetáris expanzió hatása átmeneti a tekintetben, hogy hosszú távon az infláció, a kamat, és a reáljövedelem is visszatérnek az eredeti szintjükre. Tehát megerősítésre kerülnek a Mundell – Flemming modell eredményei, mely szerint rugalmas árfolyamrendszerben rövid távon egy kis ország hatékony monetáris politikát tud folytatni. Harmadrészt, mivel rövid távon az árfolyam nagyobb mértékben értékelődik le egy monetáris expanzió esetén, mint amennyivel nő a pénzkínálat, ebből következik, hogy az árfolyam volatilisabb lesz, mint az azt meghatározó fundamentumok. (*Dornbusch [1976]*) Elméleti szemszögből is jelentőséggel bír, ez volt az első modell a nemzetközi pénzügyekben, mely a ragadós árakat és a racionális várakozásokat egy modellben egyesítette. (*Rogoff [2002]*)

Driskill [1981]-es tanulmánya az első jelentős empirikus tanulmány a Dornbusch modellel kapcsolatban, ami a rövid távú túllendüléssel, középtávú dinamikákkal és az árfolyam hosszú távú viselkedésével is foglalkozik. A svájci frank dollárárfolyamát vizsgálta negyedéves bontásban 1973 és 1977 között. Az empirikus eredmények igazolni látszanak a túllendülés hipotézisét. A túllendülésen túl azt tapasztalta, hogy a valuta nem stabilan értékelődik fel a hosszú távú egyensúlyi szintjéhez a túllendülési pontból, hanem az árfolyam fluktuál, oszcillál az alkalmazkodási folyamatban. Ezalatt az árak stabilan emelkedtek, és majdnem arányosak voltak az adott monetáris sokkal három év elteltével. (*Driskill [1981]*)

Hwang [2003] a Dornbusch modellt és Frankel reálkamat-különbségek modelljét ötvözte, ezt alkalmazta az amerikai dollár-kanadai dollár előrejelzéséhez. A modellt 1980M1 és 2000M12 között becsülte meg, havi adatokon. Kétféle specifikációt becsült meg, az egyik modell egy módosított pénzkeresleti függvényből indul ki, mely tartalmaz egy „részvényár”

változót. A becslések során Johansen eljárást alkalmazott. Bár sikerült kointegrációt kimutatni a nominális árfolyam és a fundamentumok között, a véletlen bolyongás minden előrejelzési időhorizonton jobban működött, mint a vizsgált két modell. Az előrejelzési időhorizontok: egy, három, hat és tizenkét hónap 1999M1 és 2000M12 között. A módosított pénzkeresleti függvénnyel az egy hónapos előrejelzés javult, így a szerző szerint rövid távon a részvényár változó növelheti a modell előrejelző képességének pontosságát (az RMSE kritériumot alkalmazta az előrejelzések értékelésénél). (*Hwang* [2003])

Bár számos tanulmány elutasítja Dornbusch túllendülési hipotézisét, Bjørnland [2009]-nek sikerült igazolni a hipotézist. A szerző szerint a strukturális VAR modellt alkalmazó tanulmányok nem veszik figyelembe a monetáris politika és az árfolyammozgások közötti egyidejű interakciókat (mivel nulla megkötést tesznek rájuk). Bjørnland [2009] úgy éri el az identifikációt, hogy hosszú távú semlegességi megkötést tesz a reálárfolyamra (azaz feltételezi, hogy a monetáris politikai sokknak nincs hosszú távú hatása a reálárfolyam szintjére), ezzel egyidejű interakciót engedve a kamat és az árfolyam között. Négy nyitott gazdaságot tanulmányozott: Ausztráliát, Kanadát, Új-Zélandot és Svédországot. Negyedéves adatokat becsült 1983Q1-2004Q4 között, kivéve Új-Zéland esetén, ekkor 1988Q1-2004Q4 között vizsgáldott, mivel az 1983 és 1987 közötti időszakot nem jellemezte stabil a monetáris politika, ami komoly strukturális töréseket okozott volna a paraméterekben (ez egy átmeneti időszak volt, ahogy zárt gazdaságból nyitott gazdasággá vált az ország). Talált bizonyítékot a túllendülésre: kimutatta, hogy egy restriktív monetáris politikai sokknak erős hatása van az árfolyamra, mégpedig erre az árfolyam felértékelődéssel válaszol, ahogy azt az elmélet sugallja. A maximális hatás egy-két negyedéven belül bekövetkezik, ezt követően az árfolyam fokozatosan leértékelődik a hosszú távú egyensúlyi szintjére, ami konzisztens Dornbusch túllendülési hipotézisével. (*Bjørnland* [2009])

2.2.3 Reálkamat-különbségek modellje²⁰

A reálkamat-különbségek modellje szintézist próbál teremteni a rugalmas áruk monetáris modellje és a ragadós áruk monetáris modellje között. Frankel [1979] egy általános modellt hozott létre, amelynek a rugalmas, illetve a ragadós áruk speciális esetei. Frankel [1979] az árfolyam és a kamat ellentétes kapcsolatára figyelt fel a két monetáris modellben. A rugalmas áruk monetáris modellje pozitív kapcsolatot tételez fel az árfolyam és a nominális kamatkülönbségek között. Tulajdonképpen ebben a modellben a nominális kamatokban

²⁰ A reálkamat-különbségek modellje összefoglalójának egy része Szabó [2015]-ben is megtalálható.

bekövetkező változás az árak tökéletes rugalmasságának feltételezése miatt a várható inflációs rátákban bekövetkező változást tükrözi. Dornbusch ragadós árak modelljében a nominális kamat és az árfolyam között negatív kapcsolat van. Ebben az esetben a kamatváltozás a monetáris politika restriktivitására vagy expanzivitására utal. Például a pénzkínálat csökkenése kamatemelkedést okoz, mert rövid távon az árszínvonal nem reagál az adott monetáris politikai lépésre. Az emelkedő kamatok kezdeti tökebeáramlást okoznak, ami felértékeli a hazai valutát (vagy más szemszögből: a fedezetlen kamatparitásnak fenn kell állnia, s a hazai és külföldi kötvények hozamai csak akkor lesznek egyenlők, ha a hazai kamat emelkedése után az árfolyam leértékelődését várják a befektetők, de ehhez rövid távon a valutának fel kell értékelődnie). A másik központi kérdés az infláció, Dornbusch [1976] nem fektetett explicit hangsúlyt az inflációra, Frenkel [1976] pedig igen. Frenkel modellje jól működött az 1920-as évek német hiperinflációja alatt, a Dornbusch modell pedig a kanadai dollár-dollár árfolyam vizsgálatánál az 1950-es években, amikor a két ország közötti inflációs különbségek ingadozásai alacsonyak voltak. Frankel [1979] olyan modellt szeretett volna kidolgozni, ami megfelelő leírása egy olyan környezetnek, ahol az infláció különbségek ingadozása mérsékeltek, ugyanis Frankel [1979] szerint ez jellemezte döntő mértékben az 1970-es évek fejlett ipari országait. (Frankel [1979])

Az elméletnek két alapvető építőköve van, azaz két fontos feltételre épül a modell. Az egyik a kamatparitás:

$$d_t = i_t - i^* . \quad (97)$$

Frankel [1979] kezdetben nem definiálja pontosan, hogy fedezett vagy fedezetlen kamatparitásból kell-e kiindulni, csak megjegyzi, hogy a fedezetlen kamatparitás egy szigorúbb feltevés. Ha $d = f_{t,t+1} - e_t$, akkor d egy forward diszkont, ekkor fedezett kamatparitásról beszélünk, ahol $f_{t,t+1}$ a t -edik időpontban érvényes $t+1$ -edik időpontra vonatkozó határidős árfolyam logaritmus. Tökéletes tőkemobilitás esetén a fedezett kamatparitásnak fenn kell állnia, különben arbitrázs lehetőség nyílna a piacokon. Ha d várható leértékelődési rátaként van definiálva ($\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t$), akkor fedezetlen kamatparitásról beszélünk. Ha nincs bizonytalanság, mint egy tökéletesen előrelátó gazdaságban, akkor a $t+1$ -edik időpontra vonatkozó határidős árfolyam megegyezik a $t+1$ -edik időpontra várt árfolyammal: $f_{t,t+1} = \mathbf{E}_t(e_{t+1})$, azaz a forward diszkont megegyezik a várható leértékelődési rátával ($f_{t,t+1} - e_t = \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t$). Ha van bizonytalanság, és nincs kockázati prémium, akkor a

fedezetlen kamatparitás szigorúbb feltételezés. A továbbiakban d -t várható leértékelődési rátaként kezeljük. (Frankel [1979])

A másik építőkő a várható leértékelődési rátára vonatkozik:

$$d_t = \mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t = -\theta(e_t - \bar{e}) + \bar{\pi} - \bar{\pi}^*, \quad (98)$$

ahol $\bar{\pi}$ és $\bar{\pi}^*$ a hazai és a külföldi várható hosszú távú inflációs ráták. A (98)-as feltétel szerint az árfolyam várható leértékelődési rátája függvénye a spot árfolyam és az egyensúlyi árfolyam közötti különbségnek és a várt hosszú távú inflációs különbségnek a hazai és külföldi ország között. Hosszú távon, mivel $e_t = \bar{e}$, ezért a valuta várható leértékelődési rátája egyenlő a hazai és a külföldi infláció különbségével, tehát fennáll a relatív PPP. Ha kombináljuk a fedezetlen kamatparitást, (97)-et ($\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^*$) a (98)-as egyenlettel, akkor a következőt kapjuk:

$$e_t - \bar{e} = -\frac{1}{\theta} [(i_t - \bar{\pi}) - (i_t^* - \bar{\pi}^*)]. \quad (99)$$

Az egyenlet azt mondja, hogy a spot árfolyam és az egyensúlyi árfolyam különbsége arányos a reálkamatok különbségével. Tehát, ha egyensúlytalanság van a reálkamatokban, akkor az árfolyam el fog térni a hosszú távú egyensúlyi értékétől. A reálkamat különbségek modellje az árfolyam hosszú távú egyensúlyi értékét ugyanúgy határozza meg, mint a rugalmas árak monetáris modellje rövid távon:

$$\bar{e} = \bar{m} - \bar{m}^* - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\bar{\pi} - \bar{\pi}^*). \quad (100)$$

Ha behelyettesítjük a (100)-as egyenletet a (99)-es egyenletbe, akkor megkapjuk a rövid távon érvényesülő spot árfolyamot:

$$e = m - m^* - \phi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*) - \frac{1}{\theta} [(i - \pi) - (i^* - \pi^*)], \quad (101)$$

$$e = m - m^* - \phi(y - y^*) - \frac{1}{\theta}(i - i^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*).$$

A rövid távú spot árfolyam függvénye a relatív pénzkínálatnak ($m - m^*$), a relatív kibocsátási szintnek ($\phi(y - y^*)$), a nominális kamatkülönbségnek ($\frac{1}{\theta}(i - i^*)$ azzal a hipotézissel, hogy ez negatív) és a várt hosszú távú inflációs különbségeknek ($(\frac{1}{\theta} + \lambda)(\pi - \pi^*)$ azzal a hipotézissel, hogy ez pozitív). (Frankel [1979]) A rugalmas árfolyamok iskolája szerint minden piac azonnal megtisztul, így az alkalmazkodási paraméter θ végtelen, így nekik a rövid távú árfolyamot a (100)-as egyenlet határozza meg. A reálkamat-különbségek modelljében azt

feltételezik, hogy rövid távon az áru és munkapiac árai lassan alkalmazkodnak a sokkokhoz (mint a ragadós árak modelljében), ezért θ véges, így rövid távon az árfolyam túllendül a hosszú távú egyensúlyi értékén, s a túllendülés mértéke arányos a reálkamatok különbségével. (*Frankel [1979]*)

Többen vizsgálták ezt a fajta monetáris modellt is, például Frömmel et al. [2005], Hunter és Ali [2013], vagy Wu [2015]. Frömmel et al. [2005] három árfolyamra: a márka, a jen és font dollárárfolyamokra becsülte meg a reálkamat-különbségek monetáris modelljét 1974 és 2000 között, havi adatokon, Markov rezsimeváltós modellel. Mindhárom árfolyam esetén két rezsimevet azonosítottak, tehát sikerült igazolni a nemlineáris kapcsolatot az árfolyam és a fundamentumok között. A kulcsfundamentum, mely a rezsimeket meghatározta, a kamat volt. Legalább az egyik rezsimevel (általában az elsőnél) olyan együtthatókat találtak, amiket a modell feltételez. De a második becsült rezsime eredményeit az egyes árfolyamoknál nehéz elméletileg megmagyarázni. Általában a második rezsime együtthatói különböztek az első rezsime együtthatóitól, és eltértek a három árfolyam esetén. Így bizonyos periódusokban igazolták a modell feltevéseit, bizonyos periódusokban pedig nem. (*Frömmel et al. [2005]*)

Hunter és Ali [2013] pedig csak egy módosított változatát tudta igazolni a modellnek. Az eredeti változók mellett a következőket vonták be a modellebe: reál részvényárak, kormányzati kiadás a GDP százalékában, a kereskedelmi forgalomba kerülő áruk szektorának termelékenysége, reál olajár. Az eredeti és a módosított modellt Johansen eljárással becsülték a dollár-jen árfolyamra 1980 és 2009 között negyedéves adatokat felhasználva. (*Hunter – Ali [2013]*)

Wu [2015] az ázsiai-pacifikus térség valutáinak (a japán jen, a hongkongi dollár, a dél-koreai won, az új-tajvani dollár, a kínai jüan és a szingapúri dollár) dollárárfolyamaira becsülte meg a reálkamat-különbségek modelljét 2000 januárja és 2011 decembere között, azaz havi adatokat alkalmazott. Az első becslések eredményei nem voltak túl kedvezőek, és országonként is eltérő eredmények születtek. De Markov rezsimeváltós modellel becsülve az adatokat sikerült igazolni a modellt. Két rezsimevet azonosított az egyes árfolyamoknál, amely igazolta az árfolyam és a fundamentumok közötti nemlineáris kapcsolatot. Amikor időben változó átmenet-valószínűség mátrixot engedett a becslés során, az eredmények tovább javultak. (*Wu [2015]*)

2.2.4 A monetáris árfolyammodellek redukált formája²¹

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, azaz, hogy a reál-pénzkínálat egyenlő a reál-pénzkereslettel:

$$m - p = \phi y - \lambda i. \quad (102)$$

Ugyanez az egyensúly külföldön is fennáll:

$$m^* - p^* = \phi y^* - \lambda i^*. \quad (103)$$

A PPP teljesül a piacokon:

$$e = p - p^*. \quad (4)$$

A (102)-es (103)-as egyenletből fejezzük ki az árszínvonalat és helyettesítsük be a PPP-be (4), így megkapjuk az árfolyam egyensúlyi értékét:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*). \quad (58)$$

A kötvények egymás tökéletes helyettesítői, így érvényesül a fedezetlen kamatparitás ($E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^*$). Ezt helyettesítsük be a fenti egyenletbe:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(\mathbf{E}_t(e_{t+1}) - e_t) \quad (64)$$

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

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*). \quad (104)$$

²¹ Szabó [2015] alapján.

3 A MONETÁRIS ÁRFOLYAMMODELLEK IDŐSOROS TESZTELÉSE²²

A nominális árfolyamok hosszú távú viselkedése a monetáris árfolyammodellekkel írható le. Mivel ezek hosszú távú egyensúlyi modellek, fő feltevésük, hogy hosszútávú egyensúlyi kapcsolat van a nominális árfolyam és az egyes modellekben szereplő makrogazdasági fundamentumok között. A monetáris árfolyammodellek különböző fajtái más-más makrogazdasági fundamentumoknak tulajdonítanak meghatározó szerepet a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésének meghatározásában, de az irodalom többnyire a monetáris modellek redukált formáját teszteli, több-kevesebb sikerrel. Bár ígéretes és a nemzetközi közgazdaságtanban meghatározó szerepet betöltő elméleti modellek, empirikus igazolásuk kevésbé meggyőző. 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 makrogazdasági fundamentumok között.

Frankel [1984] a ragadós árak monetáris modelljét tesztelte idősoros technikával, de a becsült paraméterei a legtöbb esetben nem voltak összhangban az elméleti modell együtthatóival. Öt 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 (pénzkínálat, 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]-es tanulmánya. Két csoportba sorolja a monetáris árfolyammodelleket tesztelő irodalmakat: 1) a két világháború közötti időszakot, illetve a lebegtetés kezdetétől kb. 1978-ig tartó periódust vizsgáló tanulmányok alkotják az egyik csoportot, 2) a másik csoportba a hetvenes évek végét, nyolcvanas éveket vizsgáló tanulmányokat sorolta. A két világháború közötti időszakban, és a hetvenes években a vizsgálatok többnyire alátámasztják a monetáris árfolyammodelleket, de ez nem mondható el a nyolcvanas évek időszakára. Sarantis [1994] font árfolyamokat vizsgált a dollár, a márka, a jen és a frank esetén 1973 és 1990 között, de nem tudott kointegrációt kimutatni az egyes árfolyamok és a megfelelő fundamentumok között. Upudhyaya és Pradhan [2006] hat árfolyamot is megvizsgált: a kanadai dollár, a jen, az angol font, a német márka, a francia frank és az olasz líra dollárárfolyamait negyedéves bontásban 1991 és 1998 között. Bár

²² A 3. fejezet szinte teljes egészében Szabó [2015a] tanulmányának szó szerinti idézése.

sikerült kimutatni a kointegrációt a változók között, a hibakorrekciós modell becslésénél már nem jártak sikerrel, nem találtak bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. Szép számmal vannak olyan empirikus kutatások, melyek az alap monetáris modellt módosítják, illetve kiegészítik, és azt tesztelik. Hunter és Ali [2013]-as munkája egyike azoknak a tanulmányoknak, melyek egyfajta módosított monetáris árfolyammodellt tesztelnek. A reálkamat-különbségek modelljét becsülték meg a dollár-jen árfolyamra 1980 és 2009 között negyedéves adatokat felhasználva. Az alap monetáris modell nem igazolta a várakozásokat, ellenben a módosított modell jól szerepelt. Chinn és Moore [2011] szintén egy módosított monetáris modellt becsült, amely inkább már egy hibrid modell. Kiegészítik az alap monetáris modellt Evans és Lyon [2002] mikrostrukturális modelljével²³, s a dollár-jen és a dollár-euró árfolyamot vizsgálják 1999 januárjától 2007 januárjáig havi adatokon. Bár a hibrid modell jobb eredményeket hozott, csak a dollár-euró árfolyam esetén sikerült kimutatni a kointegrációt, a dollár-jen árfolyam esetén nem. A mikro- és a makro megközelítése az árfolyamoknak az irodalomban jól szétválasztható, de több tanulmány is próbál áthidalást találni a két megközelítés között (pl. Rime és szerzőtársai [2010]).

Mindezek ellenére az eddigi eredmények 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 tulajdonította a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az ereje, hogy elutasítsa a nullhipotézist, miszerint nincs kointegráció a változók között. Több szerző is megmutatta, hogy a minta hossza az, ami befolyásolja az egységgyök és kointegrációs tesztek erejét, nem pedig az adatok frekvenciája (*Shiller – Perron* [1985], *Otero – Smith* [2000]).

Rapach és Wohar [2002] szerint két módja van annak, hogy javítsuk a tesztek erejét. Az egyik módja, hogy nem egyetlen idősort tesztelünk, hanem panelbe rendezzük az adatokat, és ezáltal egyszerre több idősor vizsgálható. Például Cerra és Saxena [2010] 98 ország árfolyamát vizsgálta meg panelelemzéssel éves adatokon 1960 és 2004 között. A minta fejlett és fejlődő országokat egyaránt tartalmazott. Erős bizonyítékot találtak a kointegrációra a vizsgált változók között, illetve a fundamentum alapú modellek az előrejelzéseknél is jól szerepeltek. A szerzők nem állítják, hogy a monetáris árfolyammodellek által sugallt fundamentumok kizárólagos forrásai az árfolyam meghatározásának, de mindenképpen fontos összetevői. A másik módja, hogy még hosszabb idősorokat tesztelünk, ahogy azt Rapach és

²³ Evans és Lyon [2002] szerint az árfolyamot a magán és a közösségi információkban bekövetkező innovációk kombinációi határozzák meg; a magán információkban bekövetkező innovációkat pedig a nemzetközi valutapiacon realizálódó rendelési mennyiséggel (order flow) lehet közelíteni. A rendelési mennyiség árfolyammodellekbe foglalása napjaink népszerű kutatási irányvonala ezen a területen.

Wohar [2002] is tette. Több, később íródott tanulmány – melyek már hosszabb idősorokat tudtak tesztelni – idősoros technikák alkalmazásával is képes volt pozitív eredményeket elérni a monetáris árfolyammodellek tesztelésében. Francis és szerzőtársai [2001] a kanadai dollár dollárárfolyamának tesztelésében ért el sikereket, Zhang és szerzőtársai [2007] a kanadai dollár mellett a jen és a font dollárárfolyamok esetén is igazolták a monetáris árfolyammodellek érvényességét.

Ebben a fejezetben a korábbiaknál hosszabb idősorok tesztelésével próbálunk empirikus igazolást nyerni amellet, hogy az általunk a lebegtetés időszakában esetenként közel negyven évet átívelő periódusban vizsgált néhány árfolyam esetén igazolható, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepet játszanak a nominális árfolyam hosszú távú viselkedésének alakításában. Azaz ezekben az esetekben igazolást keresünk a monetáris árfolyammodellek érvényesülésére. A kapott eredményekből nem kívánunk általános következtetéseket levonni, csak azt vizsgáljuk, hogy a kiválasztott néhány árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható-e a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. Az árfolyamok kiválasztását az adatok elérhetősége is befolyásolta, illetve igyekeztünk nagyon különböző valutákat kiválasztani, hogy lássuk, a különböző sajátosságokkal bíró monetáris politikákat folytató országok valutáinak hosszú távú viselkedése mennyire magyarázható a monetáris makrogazdasági fundamentumokkal. Négy árfolyamot vizsgálunk meg: a dán korona, a kanadai dollár és a jen dollár dollárárfolyamát, illetve az eredményeket összevetjük a forint-euró árfolyam eredményeivel. A jen a világ devizapiaci forgalmának jelentős százalékát teszi ki, 2013 áprilisában a teljes átlagos napi valutaforgalomnak a 23,03%-át adta. A legnagyobb forgalmú valuta nem meglepő módon a dollár, 87,04%-os részesedéssel a 2013-as átlagos napi forgalomból (*BIS* [2013], 5. táblázat, 13. o.). Bár a kanadai dollár forgalma ötöde a jen forgalmának a BIS 2013-as felmérése szerint, a felmérésben szereplő többi valutához képest még mindig nagy jelentőséggel bír. Mivel ezek a valuták meghatározó jelentőséggel bírnak, így az irodalom is előszeretettel teszteli őket. E két valután kívül a dán koronát is megvizsgáltuk. Ez a valuta nem bír jelentős súllyal a világ devizapiaci forgalmában, de egy a fejlett nyugat-európai országok valutái közül. Kíváncsiak voltunk, hogy egy kisebb jelentőséggel bíró, de mégis fejlett ország valutája esetén milyen eredményekre jutunk a másik két valutához képest. A fejlett országoknál kapott eredményeket összehasonlítjuk a forint-euró árfolyam eredményeivel. Magyarország egyike a volt szocialista országoknak, így azt várjuk, hogy a forint árfolyam eredményei el fognak térni az előző három árfolyam eredményeitől. Mivel Magyarország felzárkózó országnak tekinthető, ezért a forint-euró árfolyam esetén egyéb módszertani kihívások is felmerülnek, mint például a Balassa –

Samuelson hatás modellbe foglalása. A forint abban is különbözik a többi valutától, hogy 2001 és 2008 között sávosan rögzített volt az árfolyam, így a forint a mintaidőszakban nem lebegett teljesen szabadon.

Előzetes hipotézisünk, hogy a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között hosszú távú egyensúlyi kapcsolat van, és ez a kointegráció kimutatásával megragadható. A teszteléshez két módszert alkalmazunk: kointegrációs tesztekkel – Engle – Granger eljárással és Johansen teszttel – megvizsgáljuk a változók közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését, ami egyfajta gyenge tesztelése a modellnek. Illetve a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatok vizsgálatához kointegrált VAR modelleket specifikálunk, ez pedig egy erős koncepcióban történő tesztelés.

A következőkben ismertetjük a tesztelés módszerét és az adatokat, közöljük a vizsgált idősorok egységgyök teszt eredményeit, a kointegrációs tesztek és a becsült kointegrált VAR modellek eredményeit.

3.1 Módszer

A következőkben megfogalmazzuk egy tesztelési stratégiát, mely során két modellspecifikációt mutatunk be, amelyeket kétféle időtávon is megbecslünk. Végül röviden összefoglaljuk a tesztelés menetét.

3.1.1 Tesztelési stratégia

Az irodalom általában a monetáris modellek redukált formáját teszteli:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + u_t, \quad (105)$$

ahol azt várják, hogy $\beta_1 = +1$ és $\beta_2 = -1$. Ez egy „korlátozott” (restricted) modell, amelyben megkötjük, hogy a hazai és a külföldi változók együtthatója ugyanaz, illetve elvárjuk, hogy az arányossági hipotézis teljesüljön, azaz, hogy a pénzkínálat változása (esetünkben a pénzkínálatok különbségeinek változása) egy az egyben megjelenjen a nominális árfolyam változásában, tehát $\beta_1 = +1$. Ugyanez a helyzet a reáljövedelmek különbségeinek esetén. A következőkben mi is ennek a modellnek a tesztelésére vállalkozunk. A modellt kétféleképpen becsültük meg. Az első tesztelési módszert Rapach és Wohar [2002]-es cikkéből vettük át, melyben egy kétváltozós kointegrált VAR modellt becsültek meg. A két változó e_t és $[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$ voltak. Mivel a pénzkínálatok különbségeinek együtthatójára és a

reáljövedelmek együtthatójára is 1-et várunk, ezért ezekből tudunk egy „kompozit” változót képezni. Az árfolyamot a következőképpen kapjuk meg:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] + u_t, \quad (106)$$

ahol azt várjuk, hogy $\beta_1 = +1$. Ekkor a kointegrált VAR modell a következő:

$$\Delta \mathbf{f}_t = \mathbf{M}_t + \mathbf{\Pi} \mathbf{f}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{f}_{t-i} + \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t, \quad (107)$$

ahol $\mathbf{f}_t = (e_t, [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)])'$, \mathbf{M}_t tartalmazza a determinisztikus részeket (konstans és trend, ha vannak), illetve \mathbf{D}_t az outlier dummykat (az egyes árfolyamok esetén jól megfigyelhető kiugró értékek detektálhatók, melyeket dummykkal fogtunk meg)²⁴. Ezzel a módszerrel elsősorban az árfolyam alkalmazkodását tudjuk megvizsgálni (ha egyik változó sem alkalmazkodik, akkor nincs hosszú távú egyensúly), ehhez pedig elegendő egy ilyen típusú kétváltozós kointegrált VAR specifikálása.

A második tesztelési módszernél eltekintünk attól a restriktiótól, hogy a hazai és a külföldi változók ugyanolyan mértékben befolyásolják az árfolyamot (ez kevésbé jellemző az irodalomban), melyre „korlátlan” (unrestricted) modellként szoktak hivatkozni. Ekkor az árfolyam redukált egyenlete:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + u_t. \quad (108)$$

Ebben az esetben az elméleti feltevés, hogy $\beta_1 = +1$, $\beta_2 = -1$, $\beta_3 = -1$, $\beta_4 = +1$ lesz. Ezen tesztelés során pozitív eredménynek értékeljük az előjelek egyezőségét, és elfogadjuk, ha a hazai és a külföldi változók együtthatói a becslés során nem lesznek egyenlők. A módszer előnye, hogy ezáltal megengedjük a rövid távú hatások heterogenitását. Ekkor egy ötváltozós kointegrált VAR modellt specifikálunk, mely lehetővé teszi az egyes változók rövid és hosszú távú hatásainak részletes vizsgálatát (bár ebben a tanulmányban a rövid távú hatásokkal nem foglalkozunk):

$$\Delta \mathbf{z}_t = \mathbf{M}_t + \mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t, \quad (109)$$

²⁴ A monetáris modellek elméleti megközelítése (és az eredeti PPP egyenlet, melyet a 4. fejezetben panelbe rendezett adatokon tesztelünk) nem foglalja magában a konstans tagot, vagy trendet, vagy éppen dummy változókat. Ilyen értelemben, amikor az empirikus eredményeinket elfogadjuk egy determinisztikus részekkel kiegészített empirikus modell alapján, nem beszélhetünk teljes mértékben erős tesztelésről. Mivel az elméleti megközelítések ilyen szigorú értelemben alkalmazott empirikus tesztjei többségében nem támasztják alá a modelleket, ezért az irodalomban elfogadott a determinisztikus részek modellbe foglalása a jobb modellillesztés érdekében. Így azokra az esetekre, amikor az együtthatók mértékét és előjelét is megvizsgáljuk a tesztelés során, erős tesztelési koncepcióként hivatkozunk, elválasztva ezt a tesztelési koncepciót attól, amikor csak a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését vizsgáljuk meg, melyre gyenge tesztelési koncepcióként utalunk.

ahol $\mathbf{z}_t = (e_t, m_t, m_t^*, y_t, y_t^*)'$, \mathbf{M}_t tartalmazza a determinisztikus részeket (konstans és trend, ha vannak), illetve \mathbf{D}_t az outlier dummykat. Mi most csak a hosszú távú hatásokra fogunk koncentrálni.

A két empirikus modellt az egyes árfolyamokra két különböző időtávon is megbecsüljük: 2012-ig és 1997-ig. Az egyik célunk, hogy az eddig vizsgált idősoroknál hosszabb idősorokon teszteljük a monetáris modelleket, a másik, hogy eredményeinket összehasonlíthassuk a korai panel technikákkal elért eredményekkel. Ehhez pedig olyan időtávon becsültük meg a modelleket, amilyen időtávon az irodalom panelben vizsgálta a nominális árfolyamokat. Mark – Sul [2001] adatbázisával többen dolgoztak (pl.: Rapach – Wohar [2004], Basher – Westerlund [2009]), ami 1973Q1 és 1997Q1 között 19 iparosodott ország adatait tartalmazza. Ezen az adatbázison történt panel becslések pozitív eredményt hoztak a monetáris modellek empirikus igazolásában. Arra vagyunk kíváncsiak, hogy hasonló időtávon, eltérő módszertannal vizsgálva a nominális árfolyamokat pozitív eredményre jutunk-e.

A forint-euró árfolyam esetén olyan modellt kellett specifikálnunk, mely megragadja a Balassa – Samuelson hatást is²⁵. Clements és Frenkel [1980] és Crespo-Cuaresma és szerzőtársai [2005] alapján a következőképpen foglaltuk a Balassa – Samuelson hatást a monetáris modellek egyenletébe: tegyük fel, hogy a hazai és a külföldi ország árszínvonalára súlyozott átlaga a kereskedelmi forgalomba kerülő és kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árának:

$$p = \alpha p^T + (1 - \alpha) p^{NT} \quad \text{és} \quad (110)$$

$$p^* = \alpha p^{T*} + (1 - \alpha) p^{NT*}, \quad (111)$$

ahol p reprezentálja a teljes árszínvonalat, p^T a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát (traded goods), p^{NT} a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árát (nontraded goods), illetve α jelöli a súlyt. A csillaggal jelölt változók a külföldi ország változói, és az egyszerűség kedvéért ugyanazt az α súlyt feltételezzük a hazai és a külföldi országban is. A kisbetűk továbbra is a változók logaritmusait jelölik. Tekintsük a reálárfolyam definícióját, melyet definiáljunk a teljes árszínvonalra:

$$q = e - p + p^*, \quad (112)$$

²⁵ Égert [2002], illetve Égert és szerzőtársai [2003] is szignifikáns Balassa – Samuelson hatást találtak a forint esetén, idősoros és panel technikát egyaránt alkalmazva. Bár szerintük a Balassa – Samuelson hatás a reálárfolyam felértékelődésnek csak egy részét magyarázza. Halpern és Wyplosz [2001] szintén vizsgálja a Balassa – Samuelson hatást – többek között a forint esetén is – az eurózónához való csatlakozás akadályozó tényezőjeként.

ahol q a reálárfolyam logaritmus. Illetve vegyük ugyanezt az összefüggést a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árával definiálva (a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak áránál nem teljesül az egységes ár elve és a vásárlóerő-paritás):

$$q^T = e - p^T + p^{T*}. \quad (113)$$

Felhasználva az (110), (111), (112) és (113)-as összefüggéseket, a következő kifejezés adódik a reálárfolyamra:

$$q = q^T - (1 - \alpha) [(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})]. \quad (114)$$

Mivel $e = (m - m^*) - \phi(y - y^*)$ és $e = p - p^*$, ezért:

$$p - p^* = (m - m^*) - \phi(y - y^*). \quad (115)$$

Felhasználva a (114)-es, a (115)-ös, a (112)-es és a (113)-as összefüggést, illetve, hogy a PPP elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő javak esetén teljesül, megkapjuk a következő egyenletet:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) - (1 - \alpha) [(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})], \quad (116)$$

ahol a nominális árfolyam felértékelődik, ahogy a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk ára a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árához képest emelkedik. Empirikusan becsülhető formában:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) - \beta_3[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})] + u_t, \quad (116')$$

másképp:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(p_t - p_t^*) + u_t, \quad (117)$$

ahol $p_t = p_t^{NT} - p_t^T$ és $p_t^* = p_t^{NT*} - p_t^{T*}$, és β_3 -ra negatív előjelet várunk. A kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak ára logaritmusai közötti különbséget (p_t , p_t^*) a fogyasztói árindex és a termelői árindex logdifferenciájával fogjuk meg a következő összefüggés alapján:

$$(p - p^T) - (p^* - p^{T*}) = (1 - \alpha) [(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})]. \quad (118)$$

A fogyasztói árindex reprezentálja a teljes árszínvonalat, a termelői árindex pedig a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát, ekkor ezek logaritmusának különbsége a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak és a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árának logdifferenciáját reprezentálja. Ebben az esetben is két specifikációt becsültünk meg; egy korlátlan modellt:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 p_t + \beta_6 p_t^* + u_t, \quad (119)$$

ahol a kointegrált VAR modellben $\mathbf{z}_t = (e_t, m_t, m_t^*, y_t, y_t^*, p_t, p_t^*)'$. Illetve egy korlátozott modellt:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] + \beta_2 (p_t - p_t^*) + u_t, \quad (120)$$

ahol a kointegrált VAR modellben $\mathbf{f}_t = (e_t, [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)], (p_t - p_t^*))'$. Ezen kívül összehasonlításképpen megbecsültük az eredeti két specifikációt is, a Balassa– Samuelson hatás modellbe foglalása nélkül.

3.1.2 A tesztelés menete

Mivel a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot vizsgáljuk a monetáris árfolyammodellek segítségével, ezért az előzetes hipotézisünk az, hogy ezek a változók kointegráltak²⁶, azaz létezik olyan lineáris kombinációjuk, amely stacioner. A kointegráltság csak nem stacioner folyamatok között állhat fenn, ezért a változóink integráltságának fokát Augmented Dickey Fuller (ADF) és Ng – Perron egységgyök teszttel, illetve Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) stacionaritás teszttel vizsgáltuk meg. Az ADF és Ng – Perron teszt nullhipotézise, hogy a vizsgált idősor egységgyök folyamat, míg a KPSS teszt nullhipotézise, hogy a vizsgált folyamat stacioner. Mivel a tesztek érzékenyek az idősorok modellezésére, így az ADF teszt esetén mindhárom (az idősor tartalmaz a) tengelymetszetet, b) trendet és tengelymetszetet, c) egyiket sem tartalmaz), az Ng – Perron és KPSS teszt esetén mindkét (az idősor tartalmaz a) tengelymetszetet, b) trendet és tengelymetszetet) modellezési lehetőséget megvizsgáltuk. Az ADF és Ng – Perron tesztnél a segéd regresszióban (auxiliary regression) lévő késleltetések számát automatikus módszerrel, Schwarz információs kritérium alapján határoztuk meg. (Dickey – Fuller [1979], Ng – Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992])

A változók integráltságának vizsgálatát követően a változók közötti kointegrációt teszteltük. Egyrészt ez nem más, mint a monetáris árfolyammodellek gyenge koncepcióban történő tesztelése. Ha sikerül kimutatni a kointegrációt a vizsgált változók között, akkor a monetáris árfolyammodellek feltevései gyenge koncepcióban elfogadhatók. Másrészt a kointegrált VAR modellek specifikálásának feltétele, hogy a változók kointegráltak legyenek. Emellett a kointegrált VAR modellek specifikálásához szükségünk van a kointegrációs vektorok számára, és tudnunk kell, hogy mely modell (van-e benne tengelymetszet, és/vagy trend) illik legjobban a kointegrációs vektorainkra (és az egyes hibakorrekciós

²⁶ A kointegrációról magyarul olvashatunk többek között Kovács [1989], Kőrösi et al. [1990] és Darvas [2004] munkáiban.

egyenleteinkre), amelyben a Johansen-féle kointegrációs teszt volt segítségünkre. (Johansen [1991, 1995]) A kointegráció tesztelését a korlátozott, kétváltozós specifikációk esetén Engle – Granger két lépéses módszerével tettük meg. Lefuttattunk egy sima regressziót a változók szintjére (a monetáris modellek redukált formájára), majd kimentettük a reziduumot. Ezt a fent említett (ADF, Ng – Perron, KPSS) három teszttel teszteltük. (Engle – Granger [1987]) Azonban a reziduum alapú kointegrációs tesztek csak egy kointegrációs vektor jelenlétét képesek kimutatni, de az egyensúlyt több kointegrációs vektor, több mechanizmus is fenntarthatja. A Johansen [1991, 1995] által javasolt maximum likelihood becslésen alapuló kointegrációs teszttel több kointegrációs vektor jelenléte is detektálható. A Johansen tesztek valamennyi specifikációra lefuttattuk. (A Johansen tesztek eredményei az A.3. számú mellékletben találhatóak.) A Johansen teszt öt modellezési lehetősége közül többek között az információs kritériumok alapján döntöttük el, hogy mely modell illeszkedik legjobban az általunk vizsgált árfolyamra. De figyelembe vettük a modellek hibáinak autokorrelációját is.

A kointegrált VAR modellek becslésével, illetve azok identifikációjával (több kointegrációs vektor esetén) azonosíthatók a hosszú távú egyensúlyt biztosító mechanizmusok, a kointegrációs vektorok. Mivel ekkor a vektorokban szereplő változók előjele és mértéke is vizsgálható, illetve a hibakorrekciós együtthatón keresztül a hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás²⁷, ezért ez egyfajta erős tesztelése a monetáris modellek feltevéseinek. Mivel azt szeretnénk megvizsgálni, hogy hosszú távon a monetáris makrogazdasági fundamentumok befolyásolják-e a nominális árfolyamot, ezért elsősorban a nominális árfolyamra normáltuk a kointegrációs vektorokat (Boswijk [1996]), kivéve, ha az árfolyam gyengén exogénnek bizonyult (Burke – Hunter [2005]). Ha ez így van, akkor nem azonosíthatók a monetáris árfolyammodellek feltevései. Ekkor az árfolyam nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, pedig egy ilyen folyamatot szeretnénk azonosítani. Több kointegrációs vektor esetén restriktciókkal identifikáltuk azokat. A restriktciók megtétele a következő szempontok mentén történt: 1) figyelembe vettük az elméleti elgondolásokat, 2) a nem szignifikáns változókra nulla megkötést tettünk, 3) figyelembe vettük az LR statisztikát, 4) az adott specifikáció hibáinak autokorrelációját 5) és a modell illeszkedésének vizsgálatához az információs kritériumokat. Egy kointegrációs vektor becslése esetén nem tettünk restriktciókat, korlátlan kointegrált VAR modellt futtattunk.

²⁷ Ha nincs alkalmazkodás, akkor nem beszélhetünk egyensúlyról, miközben hosszú távú egyensúlyi modelleket szeretnénk azonosítani. Emiatt szükséges az árfolyam hibakorrekciós együtthatójának lejelentése, bár az elsősorban rövid távú folyamatokat tükröz.

A kointegrált VAR modellünk rendjét, azaz, hogy hány késleltetést tartalmazzon, szintén információs kritériumok alapján határoztuk meg. Ehhez specifikáltunk egy kiindulási VAR modellt, s a különböző hosszúságú késleltetések közül a legjobb információs kritériumokkal (AIC, BIC, Hannan – Quinn) rendelkező modelleket választottuk. A kointegrált VAR modell rendje definíció szerint eggyel kevesebb, mint a kiindulási VAR modellé. (Lütkepohl [2005]) A becslések torzítatlansága azon a feltételezésen alapszik, hogy a reziduumok korrelálatlanok, homoszkedasztikusak és normális eloszlásúak, így a kointegrált VAR modellek reziduumaira a következő diagnosztikai tesztek futtattuk: autokorrelációs LM teszt, White heteroszkedaszticitás teszt, Jarque-Bera normalitás teszt. Ezen kívül IPS (Im – Pesaran – Schin), Fisher-PP és Fisher- ADF teszttel teszteltük az egyes kointegrált VAR modellek reziduumainak stacionaritását az Engle – Granger teszt elgondolásából kiindulva. Ha a kointegrált VAR modellek reziduumai stacionerek, akkor az utalhat a változók közötti kointegrációra. Azért ezeket a teszteket választottuk, mert ezek eltérő autoregresszív struktúrát feltételeznek az egyes idősorok esetén. Az IPS t -statisztika az átlaga az egyedi ADF teszteknek, a nullhipotézise, hogy minden egyes idősor a panelben egységgyököt tartalmaz, az alternatív hipotézis, hogy csak néhány idősor, de nem mindegyik, tartalmaz egységgyököt. A Fisher-féle tesztek kombinálják az i -edik keresztmetszeti egységre vonatkozó egységgyök teszt p -értékeit, így tesztelik, van-e egységgyök a panel adatokban. Nullhipotézisük szintén az egységgyök feltételezése az idősorokban. (Im *et al.* [2003], Maddala – Wu [1999]) Valószínűleg idősoros tesztekkel precízebb eredményeket kaptunk volna, de az eredményekből nem vontunk le messzemenő következtetéseket, csupán kiegészítő információként szolgálnak a kointegrált VAR modellek eredményeihez. (A reziduumokra vonatkozó egységgyök tesztek eredményei az A.5. számú mellékletben láthatók.)

A nominális árfolyamok hosszú távú viselkedés akkor írható le a monetáris árfolyammodellekkel, ha azok feltevései teljesülnek. Ha csak egy gyenge tesztelést folytatunk, akkor a kointegráció létezésének vizsgálata elegendő. Tehát ebben az értelemben, ha az Engle – Granger teszt, vagy a Johansen teszt kimutatja a kointegrációt a változók között, akkor ez igazolja a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Ha a hosszú távú egyensúlyt biztosító mechanizmusokat részletesebben megvizsgáljuk, és elvárjuk, hogy a kointegrációs vektorban a változók együtthatóinak előjele és mértéke ne térjen el jelentősen a monetáris árfolyammodellek feltevéseitől, akkor erős tesztelésről beszélünk. Két hipotézis is vizsgálható ebben a koncepcióban, az arányossági hipotézis, és a szimmetria. Az arányossági hipotézis szerint a nominális pénzkínálatok együtthatója nem tér el szignifikánsan egytől. Azaz a nominális pénzkínálatokban bekövetkező változás teljes mértékben tükröződik a nominális

árfolyam változásában. A szimmetria szerint a hazai és a külföldi változók együtthatójának mértéke nem tér el jelentősen egymástól. Ez a hipotézis csak korlátlan specifikációk esetén vizsgálható. A szimmetria hipotézisének a teljesülését jelen tanulmányban nem tekintjük kritériumnak a monetáris árfolyammodellek igazolása tekintetében, ugyanis a hazai és a külföldi változók együtthatójának különbözősége a valósághoz közelebb álló feltételezés. Tehát az erős tesztelés koncepciójában akkor tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodelleket, ha van kointegráció – azaz kimutatható az alkalmazkodás az egyensúlyhoz –, a kointegrációs vektorban szereplő változók előjele megfelel az elméleti feltevéseknek és a változók együtthatójának mértéke közelít a vártnak. Ha létezik kointegráció, de az előjelek nem jók, azaz nem a monetáris modellek feltevéseit tükröző kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, akkor a monetáris modelleket nem tekintjük empirikusan igazoltnak. Illetve, ha sikerült egy megfelelő kointegrációs vektort identifikálni, de ehhez nem alkalmazkodik az árfolyam, akkor sem tekintjük igazoltnak a modellt. Emellett vizsgáljuk, hogy az arányossági hipotézis teljesül-e, de ebben a tanulmányban – hasonlóan a szimmetria hipotéziséhez – nem tekintjük elengedhetetlen feltételnek a modell igazolásában. (Panelben rendezett adatokon általában jobb eredmények érhetők el, így ebben az esetben a fent említett két hipotézis is jobban vizsgálható.)

3.2 Adatok

A dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamait negyedéves bontásban rendre a következő időszakokban vizsgáltuk meg: 1974Q1-2012Q4, 1973Q1-2012Q4 és 1980Q1-2012Q4. A forint-euró árfolyamot pedig 1999Q1-2012Q4 közötti időszakban, azaz az euró bevezetésének kezdetétől. Az adatok összeállításához az OECD Statistics és az Eurostat adatbázisát használtuk fel. Az eredeti adatok havi bontásúak, de számos pozitív eredményt elérő tanulmány negyedéves adatokat alkalmaz, így ebben a tanulmányban negyedéves adatokkal dolgozunk. Az adatokat a Gretl program segítségével átlagolással kaptuk meg. A monetáris modellek redukált formáját teszteltük, így a változóink a nominális árfolyam, a nominális pénzkínálat és a termelési index voltak. A forint-euró árfolyam tesztelésénél a Balassa – Samuelson hatás miatt a fogyasztói árindexet (*consumer price index* – CPI) és a termelési árindexet (*producer price index* – PPI) is felhasználtuk. A nominális árfolyamok átlagos időszaki értékek mind a négy árfolyam esetén, tehát a havi átlagos értékekből számoltunk negyedéves átlagot. A nominális pénzkínálatok hó végi adatok, Dánia és az

eurózóna kivételével pedig szezonálisan kiigazítottak. Az eurózóna és Magyarország esetén M1-es, Kanada esetén M2-es, az USA és Dánia esetén M3-as, Japán esetén pedig M4-es adatokat tudtunk elérni. A termelési index minden ország esetén szezonálisan kiigazított. A CPI szezonálisan nincs kiigazítva, a PPI-ről pedig nincs információ ezzel kapcsolatban. Az OECD megfigyelései alapján úgy ítéli meg, hogy a szezonális hatások nem annyira szignifikánsak a CPI esetén, hogy azokat érdemben kezelni kellene²⁸, 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. A PPI bázis éve 2010, és az ipari tevékenységeket magába foglaló változóval dolgoztunk. A CPI-vel közelítettük a teljes árszínvonalat, a PPI-vel pedig csak a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát. A változók megválasztását az adatok elérhetősége befolyásolta. Mivel reál GDP sokkal rövidebb idősorban állt rendelkezésre, mint az ipari termelési index, ezért mi is, mint a tanulmányok többsége, az ipari termelési indexet használjuk a vizsgálat során. A teszteléshez az Eviews 6-os programot használtuk.

3.3 Idősoros egységgyök tesztek eredményei

Mivel az idősoros egységgyök teszteknek kicsi az erejük, és az egyes beállításokra (pl. késleltetés mértéke, a vizsgált idősor feltételezett modelljére) érzékenyek, ezért az eredmények robusztusságának ellenőrzésére több teszttel is megvizsgáltuk az idősorokat, illetve több modellezési lehetőséget néztünk meg. Így a változók integráltságának fokát az ADF, a KPSS és az Ng – Perron teszttel is megvizsgáltuk. A segéd regresszióban lévő késleltetések mértékét automatikus módszerrel, a Schwarz információs kritérium alapján választottuk meg. Az eredmények az 1. és a 2. táblázatban láthatók.

²⁸ http://stats.oecd.org/OECDStat_Metadata/PrinterFriendly.aspx?SourceU Letöltve: 2013. 03.18.

1. táblázat

Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam esetén

Változó	ADF teszt			KPSS teszt		Ng – Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>Eurózána 1999Q1-2012Q4</i>							
m_t^*	-1.326	-0.950	3.306	0.899 ^{***}	0.198 ^{**}	0.037	-15.594 [*]
Δm_t^*	-3.807 ^{***}	-4.013 ^{**}	-1.367	0.282	0.108	-21.164 ^{***}	-39.240 ^{***}
y_t^*	-3.384 ^{**}	-3.243 [*]	0.001	0.208	0.114 [*]	-12.268 ^{**}	-21.507 ^{**}
Δy_t^*	-4.049 ^{***}	-4.111 ^{***}	-4.101 ^{***}	0.118	0.041	-16.917 ^{***}	-30.850 ^{***}
p_t^*	-1.169	-2.878	-1.085	0.661 ^{**}	0.075	-1.829	-3110.56 ^{***}
Δp_t^*	-5.289 ^{***}	-5.241 ^{***}	-5.247 ^{***}	0.063	0.063	-114.382 ^{***}	-159.318 ^{***}
<i>Magyarország (forint-euró) 1999Q1-2012Q4</i>							
e_t	-1.442	-4.083 ^{**}	0.637	0.685 ^{**}	0.202 ^{**}	-5.575	-30.686 ^{***}
Δe_t	-7.257 ^{***}	-6.677 ^{***}	-7.269 ^{***}	0.500 ^{**}	0.500 ^{***}	-67.507 ^{***}	-70.417 ^{***}
$\Delta^2 e_t$	-	-	-	0.154	0.152 ^{**}	-	-
m_t	-3.884 ^{***}	0.234	1.339	1.188 ^{***}	0.324 ^{***}	0.901	-4.660
Δm_t	-4.013 ^{***}	-5.870 ^{***}	-2.496 ^{***}	1.035 ^{***}	0.096	-0.601	-34.511 ^{***}
$\Delta^2 m_t$	-	-	-	0.210	0.174 ^{**}	-22.423 ^{***}	-35.653 ^{***}
y_t	-0.957	-2.941	0.850	1.132 ^{***}	0.229 ^{***}	0.104	-5.947
Δy_t	-3.470 ^{**}	-3.425 [*]	-3.342 ^{***}	0.164	0.167 ^{**}	-14.649 ^{***}	-15.198 [*]
$\Delta^2 y_t$	-	-	-	0.113	0.077	-	-
p_t	-1.303	-3.671 ^{**}	-1.692 [*]	0.868 ^{***}	0.076	-0.056	-26.016 ^{***}
Δp_t	-5.647 ^{***}	-5.641 ^{***}	-5.480 ^{***}	0.069	0.057	-21.287 ^{***}	-24.104 ^{***}

Megjegyzés: 1) A) az idősor tartalmaz konstanst, B) konstanst 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 MZ_α tesztstatisztikát vettük figyelembe

A tesztek eredményei mellett a változók idősorainak ábráit is figyelembe vettük a változók integráltsági fokának meghatározásakor. A változók idősorainak ábrái az A.1. számú mellékletben láthatók. A forint-euró árfolyamnál az eurózána tölti be a külföldi „ország” szerepét. Az eurózána pénzkínálata a tesztek alapján első fokú integráltságot mutat (egyszer kell differenciálni, hogy stacioner legyen, tehát egységgyök folyamat), csak az Ng – Perron tesztnél merül fel a stacionaritás halvány jele (csak 10%-on utasítja el a teszt a nullhipotézist). De az idősor ábrájából jól kivehető, hogy az eurózána pénzkínálatának trendje van, így nem lehet stacioner folyamat. Ellenben az eurózána reáljövedelménél az ADF és a KPSS teszt is bizonytalanságot mutat a tekintetben, hogy stacioner vagy egységgyök folyamatról van szó, az Ng – Perron teszt pedig egyértelműen stacionaritást jelez. De az idősor ábrájából ebben az esetben is kivehető egyfajta trend, tehát ez a folyamat sem lehet stacioner. Mivel a Balassa – Samuelson hatás vizsgálatához a CPI és a PPI logaritmusainak különbségét használtuk fel, ezért nem teszteljük külön-külön a két idősor, csak a két idősor különbségét. Az ADF teszt

szerint a két idősor különbsége az eurózóna esetén egyértelműen $I(1)$, a KPSS és az Ng – Perron teszt pedig $I(0)$ -t vagy $I(1)$ -et mutat. Úgy tűnik, hogy ennek az idősornak is trendje van, így nem valószínű, hogy az $I(0)$. A forint-euró árfolyam is heterogén képet mutat. Az ADF teszt szerint első fokon integrált, a KPSS teszt szerint másod, vagy harmad fokon integrált, az Ng – Perron teszt szerint pedig vagy stacioner vagy első fokon integrált. A harmad fokú integráltság nem túl reális, mint ahogy a stacionaritás sem, mert a folyamat ábrája alapján úgy tűnik, hogy ennek az idősornak is trendje van. Illetve a folyamat első differenciájának ábráján megfigyelhető néhány kiugró érték, valószínűleg ezek okozzák, hogy a teszt $I(3)$ -as folyamatot is jelez. A magyar pénzkínálatról sem lehet egyértelmű döntést hozni. Az ADF teszt egységgyök vagy stacioner folyamatnak jelzi, a KPSS teszt a folyamat első differenciáját követően bizonytalanodik, $I(1)$ -es vagy $I(2)$ -es folyamatot jelez. Ugyanezt mutatja az Ng – Perron teszt is. Mivel ennek a folyamatnak is trendje van, ezért valószínű, hogy nem stacioner. A magyar reáljövedelem stabilabb képet mutat. Az ADF és az Ng – Perron teszt szerint is $I(1)$ -es folyamat, csak a KPSS teszt mutat $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -et. A folyamat első differenciájának ábráján itt is megfigyelhető egy kiugró érték, ez okozhatja a teszt bizonytalanodását. A magyar CPI és a magyar PPI logaritmusainak különbsége mindhárom teszt szerint vagy $I(0)$ vagy $I(1)$. Az ábrából kivehető trend miatt ez sem valószínű, hogy stacioner folyamat. (*Dickey – Fuller* [1979], *Ng – Perron* [2001], *Kwiatkowski et al.* [1992])

2. táblázat

Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok esetén

Változó	ADF teszt			KPSS teszt		Ng – Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>USA 1980Q1-2012Q4</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 ^{***}
<i>Dánia 1974Q1-2012Q4</i>							
e_t	-2.166	-2.376	-0.233	0.235	0.126 [*]	-9.447 ^{**}	-9.832
Δe_t	-9.108 ^{***}	-9.101 ^{***}	-9.138 ^{***}	0.065	0.049	-13.454 ^{***}	-58.055 ^{***}
m_t	-1.297	-2.026	2.752	1.465 ^{***}	0.221 ^{***}	1.205	-3.794
Δm_t	-3.882 ^{***}	-3.981 ^{**}	-2.650 ^{***}	0.333	0.094	-13.362 ^{**}	-16.099 [*]
y_t	-2.176	-1.366	1.735	1.392 ^{***}	0.252 ^{***}	0.113	-6.469
Δy_t	-7.036 ^{***}	-7.294 ^{***}	-6.735 ^{***}	0.221	0.123 [*]	-1.160	-2.189
$\Delta^2 y_t$	-	-	-	0.165	0.097	0.287	0.026
<i>Kanada 1973Q1-2012Q4</i>							
e_t	-1.746	-1.499	-0.947	0.320	0.270 ^{***}	-2.503	-3.710
Δe_t	-8.840 ^{***}	-8.989 ^{***}	-8.868 ^{***}	0.404 [*]	0.054	-70.253 ^{***}	-71.068 ^{***}
$\Delta^2 e_t$	-	-	-	0.315	0.293 ^{***}	-	-
m_t	-3.579 ^{***}	-3.219 [*]	1.667	1.487 ^{***}	0.347 ^{***}	0.982	-3.078
Δm_t	-2.512	-4.308 ^{***}	-2.011 ^{**}	1.018 ^{***}	0.243 ^{***}	-2.127	-30.070 ^{***}
$\Delta^2 m_t$	-9.069 ^{***}	-9.089 ^{***}	-9.031 ^{***}	-	-	-2.869	-37.159 ^{***}
y_t	-1.155	-2.472	1.352	1.470 ^{***}	0.156 ^{**}	0.344	-14.525 [*]
Δy_t	-6.592 ^{***}	-6.589 ^{***}	-6.417 ^{***}	0.109	0.067	-47.504 ^{***}	-52.768 ^{***}
<i>Japán 1980Q1-2012Q4</i>							
e_t	-1.689	-2.492	-1.545	1.080 ^{***}	0.206 ^{**}	0.179	-11.971
Δe_t	-5.415 ^{***}	-5.387 ^{***}	-5.204 ^{***}	0.072	0.056	-8.704 ^{**}	-8.704 ^{**}
m_t	-3.011 ^{**}	-2.173	1.342	1.265 ^{***}	0.340 ^{**}	0.066 ^{***}	-4.567 [*]
Δm_t	-2.157	-3.040	-1.694 [*]	0.986 ^{***}	0.133 [*]	-5.310 ^{***}	-16.481 ^{**}
$\Delta^2 m_t$	-11.561 ^{***}	-11.513 ^{***}	-11.601 ^{***}	0.193	0.184 ^{**}	-2.471	-62.242 ^{***}
y_t	-2.481	-2.473	0.509	0.919 ^{***}	0.259 ^{***}	-1.763	-10.837
Δy_t	-7.663 ^{***}	-7.751 ^{***}	-7.661 ^{***}	0.274	0.040	-52.406 ^{***}	-56.531 ^{***}

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 MZ_α tesztstatisztikát vettük figyelembe

Az USA a többi árfolyam vizsgálata során a külföldi ország szerepét tölti be (a csillaggal jelölt változók), mivel hazai valuta/ dollár árfolyamokat vizsgálunk. A tesztek alapján mind az amerikai pénzkínálat, mind az amerikai reáljövedelem első fokú integráltságot mutat. A dán változókról nem lehetett ilyen egyértelműen döntést hozni. A tesztek alapján a dán korona-dollár árfolyam vagy stacioner, vagy első fokon integrált. Bár az árfolyam idősorának ábrája alapján inkább első fokon integrálnak látszik, mert úgy tűnik, trendje van. A dán

reáljövedelem pedig egész heterogén képet mutat, $I(1)$ -es vagy $I(2)$ -es folyamat, az $I(3)$ nem túl realiztikus gazdasági folyamatok esetén. Ezen idősor első differenciájának ábráján megfigyelhető néhány kiugró érték, valószínűleg ezek okozzák a tesztek bizonytalanságát. A pénzkínálat az egyetlen, amiről egyértelműen lehet dönteni, az első fokon integrált. A kanadai fundamentumok még heterogénebb képet mutatnak, mint a dán változók. A kanadai dollár-amerikai dollár árfolyam $I(1)$ -nek tűnik, a kanadai pénzkínálat inkább $I(1)$ vagy $I(2)$, a reáljövedelem pedig szintén első fokon integrált. A kanadai pénzkínálat az egyetlen, ahol nem kiugró értékre, értékekre kell gyanakodni az idősor első differenciájának ábrája alapján, hanem kifejezetten töréspontra. Az idősor első szakaszában jól kivehető csökkenő trend van, az utolsó szakaszban viszont eltűnik a trend, ami stacionaritásra utal. Kanada hivatalosan (de jura) 1991-ben tért át az inflációs célkövetésre (Ragan [2011]). Ez okozhat változást a pénzkínálat viselkedésében, emiatt 1991Q1 és 2012Q4 között újratesteltük a kanadai pénzkínálatot (lásd: A.4. számú melléklet), de az eredmények nem támasztják alá ezt a feltételezést. A tesztek egyike sem jelez stacionaritást, az ADF és az Ng –Perron teszt egyértelműen első fokú integráltságot mutat, csak a KPSS tesztnél merül fel a második fokú integráltság egy halvány esélye. A jen-dollár árfolyam és a japán reáljövedelem egyértelműen $I(1)$ -es folyamat, míg a japán pénzkínálat kétszeresen integrálnak tűnik. A kétszeres integráltságot okozhatja egy kiugró érték is, ami a japán pénzkínálat első differenciájának ábráján jól kitűnik. (Dickey – Fuller [1979], Ng – Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992])

A hipotézis, hogy a vizsgált folyamatok első fokon integráltak, nem minden esetben teljesül, illetve bizonyos esetekben nem lehet egyértelmű döntést hozni a folyamatok integráltságának fokáról. Néhány esetben pedig felmerült a második fokú integráltság lehetősége (forint-euró árfolyam, magyar pénzkínálat és jövedelem, dán reáljövedelem, kanadai pénzkínálat, japán pénzkínálat (bár a legtöbb esetben inkább nem tudunk döntést hozni az eredmények alapján)), de az irodalomban nem jellemző, hogy ezeket a változókat kétszeresen integrált változóként kezelik. Bár a második fokon integrált változók kezelésének külön irodalma van (Granger – Lee [1989], Haldrup [1998]), ezeket a módszereket jelen tanulmányban nem alkalmazzuk, az későbbi kutatás tárgyát képezi. Azt feltételezzük, hogy néhány kiugró érték (outlier) miatt mutatják ezeket az eredményeket a tesztek. Ezek a kiugró értékek a VAR modellekben pedig dummykkal kezelve vannak. Így a továbbiakban a tesztelést mindhárom árfolyam esetén továbbfolytatjuk, mivel nem lehetünk teljesen biztosak az előzetes hipotézisünk elvetésében (a nem egyértelmű eseteknél minden folyamat $I(1)$ -es is lehet).

3.4 Engle – Granger és Johansen kointegrációs tesztek eredményei

Az Engle – Granger tesztet csak a kétváltozós esetben futtattuk le, de mindkét időszakra²⁹. Nem csak a szokásos ADF tesztelést tettük a reziduumokra, hanem a KPSS stacionaritás tesztelést és az Ng – Perron egységgyök tesztelést is. Mivel a kointegráció tesztelése során az ADF egységgyök tesztet nem magukra az adatokra futtatjuk, hanem már egy becsült modell reziduumjára, ezért az eredeti kritikus értékek nem lesznek megfelelőek, mert a tesztstatisztika eloszlása megváltozik (*Engel – Yoo [1987]*). *Engel – Yoo [1987]* és *MacKinnon [2010]* is a kritikus értékek újraszámolását javasolja az Engle – Granger kointegrációs teszt alkalmazása esetén. Mi *MacKinnon [2010]* alapján számoltuk ki az Engle – Granger kointegrációs teszt kritikus értékeit az ADF tesztéhez. A kétváltozós specifikáció esetén, az egyes mintáinkon alkalmazható kritikus értékek az A.2. számú mellékletben találhatóak. Az eredmények szinte egyik esetben sem kedvezőek, leszámítva a forint euró-árfolyam kétváltozós specifikációját. Ezen az egy eseten kívül a hagyományos ADF tesztet alkalmazó Engle – Granger kointegrációs teszt egyik árfolyam esetén és egyik időszak esetén sem mutat kointegrációt a vizsgált változók között. Az eredmények a 3. és a 4. táblázatban láthatók.

3. táblázat

Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam kétváltozós és a Balassa – Samuelson hatást is megragadó háromváltozós specifikáció esetén

Változó	ADF teszt			KPSS teszt		Ng – Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>1999Q1-2012Q4, kétváltozós specifikáció</i>							
$u_{t,HUF}$	-4.177***	-4.321**	-4.218***	0.270	0.187**	-31.368***	-33.387***
$\Delta u_{t,HUF}$	-7.075***	-7.015***	-7.143***	0.500**	0.500***	-61.535***	-67.611***
<i>1999Q1-2012Q4, háromváltozós specifikáció Balassa – Samuelson hatással</i>							
$u_{t,HUF}$	-3.377	-3.296	-3.407	0.215	0.209**	-9.421**	-20.679**
$\Delta u_{t,HUF}$	-6.565***	-6.841***	-6.630***	0.289	0.328***	-53.397***	-55.055***

A forint-euró árfolyam esetén a kétváltozós specifikációnál két teszt is kointegrációt jelez: az ADF és az Ng – Perron teszt is, a KPSS teszt pedig bizonytalan. Ezzel szemben a

²⁹ A reziduum alapú tesztek, csak egy kointegrációs kapcsolat jelenlétét feltételezik, de az ötváltozós esetben több ilyen kapcsolat is létezhet, ezért erre az esetre nem futtattunk ilyen típusú tesztek. Ellenben két változó esetén a kointegrációs vektorok maximális száma egy.

háromváltozós specifikáció esetén, mely megragadja a Balassa – Samuelson hatást is, csak az Ng – Perron teszt jelez kointegrációt, a KPSS teszt ismét bizonytalanodik és az ADF teszt egyértelműen első fokon integrálnak mutatja a reziduumot, ami a kointegráció hiányára utal. Így a tesztek alapján a kétváltozós specifikáció esetén van esély a kointegráció jelenlétére, míg a háromváltozós specifikáció esetén nem tudunk döntést hozni.

4. táblázat

Az ADF, az Ng – Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok kétváltozós specifikációinak esetén

Változó	ADF teszt			KPSS teszt		Ng – Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>1974Q1/1973Q1/1980Q1-2012Q4</i>							
$u_{t,DKK}$	-2.480	-2.460	-2.487	0.123	0.124*	-8.483**	-10.301
$\Delta u_{t,DKK}$	-9.177***	-9.170***	-9.205***	0.073	0.050	-22.431***	-64.469***
$u_{t,CAD}$	-1.409	-1.547	-1.421	0.232	0.217***	-5.206	-5.607
$\Delta u_{t,CAD}$	-8.635***	-8.723***	-8.650***	0.392*	0.065	-69.096***	-69.593***
$u_{t,JPY}$	-1.225	-2.401	-1.230	1.091***	0.189**	0.315	-12.279
$\Delta u_{t,JPY}$	-5.090***	-5.068***	-4.959***	0.074	0.058	-16.978***	-25.149***
<i>1974Q1/1973Q1/1980Q1-1997Q4</i>							
$u_{t,DKK}$	-1.723	-1.731	-1.732	0.209	0.207**	-5.719*	-5.729
$\Delta u_{t,DKK}$	-7.253***	-7.224***	-7.291***	0.091	0.085	-8.338***	-37.030***
$u_{t,CAD}$	-2.634	-2.655	-2.650	0.142	0.136*	-23.031***	-23.448**
$\Delta u_{t,CAD}$	-2.931	-2.918	-2.929	0.084	0.086	-12.031**	-12.027
$u_{t,JPY}$	-1.972	-0.639	-1.977	0.540**	0.268***	-1.187	-1.130
$\Delta u_{t,JPY}$	-7.084***	-7.492***	-7.155***	0.633**	0.051	-4.288	-31.769***

Megjegyzés: 1) A) az idősor tartalmaz konstanst, B) konstanst 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 MZ_{α} tesztstatisztikát vettük figyelembe

Azt várhatnánk, hogy a dollárárfolyamok esetén kedvezőbb eredményeket kapunk, már csak a hosszabb mintaidőszak miatt is. De egyik esetben sem mutat kointegrációt a hagyományos, ADF tesztrel futtatott Engle – Granger kointegrációs teszt, egyik mintaidőszak esetén sem. A dán koronánál a KPSS és az Ng – Perron teszt mindkét mintaidőszaknál bizonytalanodik, $I(0)$ -t vagy $I(1)$ -et mutat. A kanadai dollárnál a KPSS teszt ugyanezt mutatja mindkét periódusra, viszont az Ng – Perron teszt a 1997-ig tartó periódus esetén stacionernek jelzi a hibát, de a 2012-ig tartó mintaidőszaknál ismét egyértelműen $I(1)$. A jen dollárárfolyama mutatja a legrosszabb képet. A hosszabb időszakra egyértelműen $I(1)$ -es hibát jeleznek a tesztek, a rövidebb időszakra pedig $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -öt. Jól látható, hogy az Engle – Granger típusú kointegrációs tesztek a dollárárfolyamoknál nem mutattak ki hosszú távú

egyensúlyi kapcsolatot a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között, a forint-euró árfolyam esetén pedig csak egy specifikáció esetén van erre esély, a kétváltozós specifikációnál.

A kointegráció létezését a változók között Johansen teszttel is megvizsgáltuk. Minden specifikáció esetén, mindkét időszakra futtattunk ilyen típusú kointegrációs teszteket. Az eredmények az A.3. számú mellékletben láthatók. Viszonylagos összhang figyelhető meg a két típusú kointegrációs teszt eredményei között a tekintetben, hogy a Johansen teszt sem mutatott ki a kointegrációt a kétváltozós specifikációk többsége esetén. Kivétel ez alól a kanadai dollár kétváltozós specifikációja a 2012-ig tartó időszakra, illetve a forint-euró árfolyam hasonló specifikációi. A dollárárfolyamok esetén minden ötváltozós specifikáció esetén sikerült kimutatni a kointegrációt, vagyis a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Ugyanez elmondható a forint-euró árfolyam valamennyi specifikációjára. Illetve az eredményekből megfigyelhető, hogy a kointegrációs tesztek a korlátlan modellek esetén mutatnak kedvezőbb képet. Tehát gyenge tesztelési koncepcióban valamennyi árfolyam esetén találtunk bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett bizonyos specifikációk esetén.

3.5 Kointegrált VAR modellek tesztelési eredménye

A kointegrált VAR modellek eredményeiről összességében elmondható, hogy heterogén képet mutatnak. A korlátlan specifikációk egyike esetén sem tudtuk azonosítani a monetáris árfolyammodellek hatásait az árfolyamok hosszú távú viselkedésében, sőt, a legtöbb esetben maga a kointegráció sem volt kimutatható a Johansen teszt által sugallt eredmények ellenére. Ellenben a kétváltozós specifikációknál több esetben sikerült igazolni a monetáris modellek feltevéseit.

3.5.1 Forint-euró árfolyam

Nem tipikus a magyar irodalomban, hogy a forint-euró árfolyam hosszú távú viselkedését vizsgálják olyan szempontból, hogy az a monetáris modellek várakozásait tükrözi-e vagy sem. A legtöbb árfolyammal kapcsolatos irodalom talán a sávos árfolyamrendszerrel kapcsolatban íródott, mely felkeltette a témával foglalkozók érdeklődését (pl. *Darvas* [2001], *Naszódi* [2004]), illetve az euró bevezetésével kapcsolatban (pl. *Neményi* [2003], *Tarafás* [2001]). A forint előrejelezhetőségét is többféle koncepcióban vizsgálják az irodalomban: például sávon

belüli előrejelezhetőségről, illetve előrejelezhetetlenségéről Darvas [1999] munkájában olvashatunk, egy eszköz árazási koncepcióban történő előrejelzési vizsgálatról pedig Naszodi [2011]-es tanulmányában. Darvas Zsolt és Schepp Zoltán [2007]-es munkája a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását feltételező hibakorrekciós modellel történő előrejelzési eredményekről számol be, melyben a forintot is tesztelték. A forint esetében az eredmények viszonylag kedvezőek voltak. (Darvas – Schepp [2007b]) Hasonló vizsgálatot végeztek a fejlett ipari országok valutáival kapcsolatban. Ezen valutáknál kedvezőbb eredményeket realizáltak, mint a kelet-közép-európai valuták vizsgálatánál. (Darvas – Schepp [2007a]) A nemzetközi irodalomban is található olyan tanulmányok, melyek a kelet-közép európai árfolyamokat vizsgálják, beleértve a forintot is, és ezek között inkább megtalálhatók a klasszikus monetáris modelleket tesztelő tanulmányok (pl. Crespo-Cuaresma et al. [2005]). A mi eredményeink hasonlítanak az irodalom eredményeihez a tekintetben, hogy a Balassa – Samuelson hatás modellbe foglalásával a forint esetén viszonylag kedvező eredmények érhetők el a tesztelés terén. Látható (5. táblázat), hogy azok a specifikációk, amelyek nem ragadják meg a Balassa – Samuelson hatást, teljesen negatív képet mutatnak. Viszont a Balassa – Samuelson hatást is megragadó korlátozott modellnél a változók előjelei megfelelnek a várakozásoknak. Valamennyi specifikáció esetén stacioner reziduumok találtunk, még a Balassa – Samuelson hatást nem tartalmazó specifikációk esetén is (A.5. számú melléklet).

5. táblázat

Kointegrációs vektorok a forint euró árfolyamának esetén

	Hétváltozós modell 99Q1-12Q4	Háromváltozós modell 99Q1-12Q4	Ötváltozós modell 99Q1-12Q4	Kétváltozós modell 99Q1-12Q4
Restriktciók	$\beta_{12}=1$	$\beta_{11}=-1$	$\beta_{12}=1$	$\beta_{11}=-1$
e_t	-0.715***	e_t -1	e_t -29.172	e_t -1
m_t	-1	f_t 4.488***	m_t -1	f_t -0.609***
m_t^*	0.921***	$p_{d,t}$ -7.833***	m_t^* 31.320***	c 14.708
y_t	1.024***	c -60.041***	y_t -19.942	
y_t^*	-1.884***		y_t^* -41.843***	
p_t	-0.527***			
p_t^*	0.135			
c	24.270***			
hiba korr. e.	0.023	0.090***	-0.002	0.227***
AIC	-43.316	-15.647	-29.079	-9.129
SBC	-35.661	-13.314	-23.587	-8.466

Megjegyzés: A hét- és háromváltozós modell a Balassa – Samuelson hatást is megragadja.

$$f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$$

A forint-euró árfolyamot minden specifikáció esetén 1999Q1 és 2012Q4 között vizsgáltuk meg, illetve mindenhol egy egyensúlyi kapcsolatot becsültünk, ezért nem volt szükség a vektorok identifikálására, így nem tettünk restriktciókat a változókra (sem az előjelekre). Az ötváltozós modell esetén az árfolyam gyengén exogén, azaz nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, így ez a becslés nem igazolja a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A Johansen teszt egy kointegrációs kapcsolatot javasolt:

$$m_t = 31.320 \cdot m_t^* - 41.843 \cdot y_t^* . \quad (121)$$

Mivel az árfolyamra nem lehetett normálni a vektort, így a hazai pénzkínálatra normáltuk (*Burke – Hunter [2005]*). Az előjelek elvben jók, ugyanis ha a monetáris árfolyammodellek egyenletét átrendezzük a pénzkínálatra, akkor pontosan a becsült előjeleket várjuk: azaz a külföldi pénzkínálatra pozitív, a külföldi reáljövedelemre pedig negatív előjelet. Az árfolyam és a hazai reáljövedelem nem volt szignifikáns a kointegrációs vektorban. De nem azt szeretnénk megtudni, hogy a hazai pénzkínálatot hogyan befolyásolják a fundamentumok, hanem hogy az árfolyamot hogyan befolyásolják ezek a változók hosszú távon. Így az árfolyam gyenge exogenitása mellett az is a monetáris árfolyammodellek ellen szól, hogy az árfolyam nem szignifikáns a hosszú távú egyensúly kialakításában. Az egyes kointegrált VAR modellek reziduumaikat az LM autokorrelációs teszttel, a White-féle heteroszkedaszticitási teszttel és a Jarque – Bera-féle normalitás teszttel teszteltük. A diagnosztikai eredmények viszonylag kedvezők, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, csak a normalitási feltételt nem teljesítik.

A Balassa – Samuelson hatást is megragadó hétváltozós specifikációnál is hasonló a helyzet. Az árfolyam ebben az esetben is gyengén exogén, tehát nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz. Így ez a becslés sem támasztja alá a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A Johansen teszt három vagy négy egyensúlyi mechanizmus jelenlétét jelzi, de nem sikerült olyan identifikációt találni, amelynél a reziduumok autokorrelációja egy ilyen modell esetén megfelelő lenne. Viszont egy egyensúlyi mechanizmus jelenléte esetén sikerült egy elfogadható autokorrelációjú modellt találni. A becsült egyensúlyi mechanizmus a következő:

$$m_t = 24.270 - 0.715 \cdot e_t + 0.921 \cdot m_t^* + 1.024 \cdot y_t - 1.884 \cdot y_t^* - 0.527 \cdot p_t . \quad (122)$$

A kointegrációs vektort a hazai pénzkínálatra normáltuk. Bár a fő probléma az, hogy az árfolyam nem alkalmazkodik, a vektor sem teljesen a monetáris árfolyammodellek feltevéseit tükrözi. A monetáris árfolyammodellek redukált formájának pénzkínálatra való rendezését

követően az árfolyamra pozitív előjelet várunk, mivel az árfolyam és a hazai pénzkínálat között pozitív irányú kapcsolat van. Ugyanis a hazai pénzkínálat növekedése leértékelődést okoz az árfolyamban, ha az a hazai valuta árát jelzi külföldi valutában. De a becsült mechanizmus pontosan az ellenkezőjét mutatja. Illetve még rossz az előjel a hazai árindex-különbségek³⁰ esetén. A hazai pénzkínálat pozitívan befolyásolja az árfolyamot, viszont a hazai árindex-különbségek negatívan, mivel változatlan árszínvonal mellett a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árának növekedése árfolyam felértékelődést okoz. Ugyanis a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árának emelkedésével egy időben a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árának csökkennie kell, hogy az árszínvonal ne változzon. Az egyenlet hazai pénzkínálatra rendezésével a várt negatív előjel megfordul, így a becsült mechanizmusban pozitív előjelet várunk. A többi változó előjele megfelel a várakozásoknak. A diagnosztika kicsit rosszabb, mint az előző esetben, de még így is autokorrelálatlanok a reziduumok, homoszkedasztikusak, csak a normalitási feltétel sérül (6. táblázat).

A kétváltozós specifikációt is megbecsültük a Balassa – Samuelson hatás megragadása nélkül és azzal együtt is, hogy össze tudjuk vetni az eredményeket. A Balassa – Samuelson hatás modellbe foglalása nélkül nem jutottunk eredményre. Két változó esetén a maximálisan lehetséges kointegrációs vektorok száma egy, így egy vektort becsültünk:

$$e_t = 14.708 - 0.609 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]. \quad (123)$$

Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült kointegrációs vektorhoz, csak a fundamentumok előjele nem felel meg a várakozásoknak. Ahhoz, hogy a várt hatásokat azonosítani tudjuk, pozitívnak kellene lennie az együtthatónak (a hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem növekedése leértékelődést, a külföldi pénzkínálat és a hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban a monetáris árfolyammodellek szerint). A diagnosztikai eredmények kedvezőek, mindhárom feltételt teljesítik a reziduumok. (6. táblázat).

Ezzel ellentétben a Balassa – Samuelson hatás figyelembevételével olyan kointegrációs vektort sikerült megbecsülni a kétváltozós specifikáció esetén (háromváltozós modell), melyben a változók előjelei megfelelnek a monetáris árfolyammodellek várakozásainak:

$$e_t = -60.041 + 4.488 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 7.833 \cdot (p_t - p_t^*). \quad (124)$$

A fundamentumokból képzett kompozit változó ilyen összeállításban pozitívan befolyásolja az árfolyamot, az árindex-különbségek pedig negatívan, a fent említett okok miatt. Így esetünkben szignifikáns Balassa – Samuelson hatás figyelhető meg. Az árfolyam

³⁰ Azaz a teljes árszínvonal és a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árának különbsége, ami a kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak ára közötti különbséget proxyzza.

alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz, a hibakorrekciós együtthatója szignifikánsan negatív (az árfolyam mínusz egyre való normálás esetén pozitív). Bár a kompozit változó együtthatójának mértéke túllépi a várt értéket, de nem extrém mértékben. Így ebben az esetben igazoltnak véljük a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A diagnosztikai eredmények a többi esethez hasonlóak, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, csak a normális eloszlás feltételét nem teljesítik (6. táblázat).

6. táblázat

A diagnosztika teststatisztikái a forint euró árfolyamának esetén

	Hétváltozós modell 99Q1-12Q4		Háromváltozós modell 99Q1-12Q4		Ötváltozós modell 99Q1-12Q4		Kétváltozós modell 99Q1-12Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
<i>Autokorrelációs LM teststatisztika</i>								
LM stat.(1)	52.973	0.324	8.138	0.520	25.274	0.447	7.341	0.119
LM stat.(2)	42.532	0.731	8.017	0.532	28.065	0.305	2.665	0.615
LM stat.(3)	51.037	0.394	11.067	0.271	26.892	0.361	6.991	0.136
LM stat.(4)	32.974	0.962	3.924	0.916	19.788	0.758	4.334	0.363
LM stat.(5)	36.414	0.908	11.017	0.275	28.067	0.305	4.369	0.358
LM stat.(6)	68.567	0.034	6.649	0.674	36.570	0.063	4.583	0.333
LM stat.(7)	54.591	0.271	10.243	0.331	25.944	0.411	7.487	0.112
LM stat.(8)	67.399	0.042	13.132	0.157	20.669	0.711	5.682	0.224
LM stat.(9)	32.721	0.964	11.458	0.246	17.516	0.862	3.942	0.414
LM stat.(10)	68.841	0.032	7.076	0.629	22.303	0.618	2.323	0.677
LM stat.(11)	33.982	0.949	8.134	0.521	31.372	0.177	3.935	0.415
LM stat.(12)	46.255	0.585	2.735	0.974	27.271	0.343	0.149	0.997
<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>								
	1419.8	0.350	200.626	0.667	743.378	0.407	24.326	0.757
<i>Normalitás teszt</i>								
ferdeség	1.109	0.993	0.243	0.970	1.048	0.959	0.775	0.679
csúcsosság	72.669	0.000	19.375	0.000	57.184	0.000	5.742	0.057
Jarque-Bera	73.778	0.000	19.618	0.003	58.232	0.000	6.517	0.164

Megjegyzés: A hét- és háromváltozós modell a Balassa – Samuelson hatást is megragadja.

3.5.2 Dán korona-dollár árfolyam

A dán korona dollárárfolyama nem tartozik a leggyakrabban tesztelt árfolyamok közé, de több panelelemzésben is fellelhető, és általában a korai panelelemzést alkalmazó tanulmányok idősorban is tesztelték a panelben összegyűjtött árfolyamokat. Rapach és Wohar 2002-es és 2004-es cikkében is szerepel ez az árfolyam, amelyet mindkétyszer idősoros technikákkal is megbecsültek. Rapach és Wohar [2002] már a változók integráltsági fokának tesztelésénél kudarccal szembesült a dán korona-dollár árfolyam esetén. A vizsgált változókat Ng – Perron egységgyök tesztelést tesztelték, mely során az árfolyam stacionernek bizonyult, ebben az

esetben pedig nem állhat fenn kointegráció a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között. A pénzkínálatok különbsége első fokon integrált folyamatnak mutatkozott, a jövedelem különbségek tesztje pedig nem adott egyértelmű eredményt. Éves adatokkal dolgoztak, az 1885 és 1995 közötti periódust vizsgálták meg. 2004-es tanulmányukban már más adatbázist használtak fel a vizsgálataikhoz, Mark és Sul [2001] adatbázisát. Ezek negyedéves adatok, melyek az 1973Q1 és 1997Q1 közötti időszakot ölelik fel. A reáljövedelmet ez az adatbázis a termelési indexszel közelítette, míg a szerzők 2002-es cikkükben reál GDP-t használtak a becsléshez. Hatféle idősoros technikát alkalmaztak: sima legkisebb négyzetek módszerét (OLS – *ordinary least squares*), „teljesen módosított” legkisebb négyzetek módszerét (FM-OLS – *fully modified ordinary least squares*)³¹, dinamikus legkisebb négyzetek módszerét (DOLS)³², vektor hibakorrekciós modellt maximum likelihood becsléssel, „látszólag széteső” modellt (SUR – *seemingly unrelated model*)³³ és elosztott késleltetésű autoregresszív modellt. Ezen kívül Engle – Granger és Johansen kointegrációs tesztet is futtattak. A számos tesztelési módszer ellenére idősoros technikával nem sikerült bizonyítékot találni a monetáris árfolyammodellek mellett a dán korona-dollár árfolyam esetén. Volt olyan eljárás, mely során találtak kointegrációs kapcsolatot, de a kointegrációs vektor együtthatóinak előjelei nem voltak összhangban az elméleti feltevésekkel, illetve olyan is előfordult, hogy az előjelek helyesek voltak, de a vizsgált változók nem voltak szignifikánsak. A mi eredményeink sem mutatnak túl pozitív képet. Az árfolyam három esetben mutat alkalmazkodást, bár a reziduumok mind a négy esetben stacionerek (A.5. számú melléklet). Mindkét kétváltozós esetben alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, de a kointegrációs vektorban szereplő kompozit változó együtthatójának előjele nem a várakozásoknak megfelelő. Illetve az 1997-ig vizsgált ötváltozós esetben is szignifikáns az árfolyam hibakorrekciós együtthatója, azaz az egyik „korlátlan” modell esetén, ahol csak az USA pénzkínálatának előjele nem stimmel. Az eredmények az 7. táblázatban láthatók:

³¹ Phillips, P. C. – Hansen, B.E. [1990]: Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 1, pp. 99–125.

³² Saikkonen, P. [1991]: Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions. *Econometric Theory*, Vol. 7, No. 1, pp. 1–21. és Stock, J. H. – Watson, M. H. [1993]: A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 783–820.

³³ Mark, N. C. – Ogaki, M. – Sul, D. [2005]: Dynamic seemingly unrelated cointegrating regression. *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, pp. 797-820.

7. táblázat

Kointegrációs vektorok a dán korona dollárárfolyamának esetén

	Ötváltozós modell(1) 74Q1-12Q4	Ötváltozós modell 74Q1-97Q4	Kétváltozós modell 74Q1-12Q4	Kétváltozós modell 74Q1-97Q4
Restrikciók	$\beta_{13} = -1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{11} = -1$
e_t	0.751***	e_t -1	e_t -1	e_t -1
m_t	0.468***	m_t 0.765	f_t -0.879***	f_t -0.778***
m_t^*	-1	m_t^* 1.577***		
y_t	-2.715***	y_t -5.419***		
y_t^*	3.130***	y_t^* 1.022		
c	13.767***	c -45.282***		
hiba korr. e.	-0.022	0.088***	0.031*	0.043**
AIC	-24.802	-25.077	-6.713	-6.721
SBC	-21.997	-22.034	-6.437	-6.118

Megjegyzés: 1) $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

Az ötváltozós esetben az 1974Q1 és 2012Q4 közötti időszakra vonatkozó becslésnél nem tudtuk a dán korona-dollár árfolyamra normálni a kointegrációs vektort, mert az gyengén exogén volt. Azaz, ha eltérés következik be a hosszú távú egyensúlytól, akkor az árfolyam nem fog alkalmazkodni. Tehát nem sikerült a monetáris modellek feltevéseit igazolni. Ugyanez a helyzet a hazai pénzkínálattal, szintén nem mutat alkalmazkodást a hosszú távú egyensúlyhoz, így végül a külföldi pénzkínálatra normáltuk a kointegrációs vektort:

$$m_t^* = 13.767 + 0.751 \cdot e_t + 0.468 \cdot m_t - 2.715 \cdot y_t + 3.130 \cdot y_t^* \quad (125)$$

A kointegrációs vektor ebben az esetben sem a monetáris modellek feltevéseit tükrözi. Az árfolyam és a külföldi pénzkínálat között a monetáris modellek szerint negatív kapcsolatnak kell lenni: ha a külföldi pénzkínálat nő, akkor az árfolyam felértékelődik (ha az árfolyam a hazai valuta árát jelzi külföldi valutában kifejezve). A többi változó előjele elvben jó, de nem azt szeretnék megtudni, hogy a pénzkínálatra hogyan hatnak a monetáris fundamentumok, hanem hogy azok az árfolyamot hogyan befolyásolják. Illetve az árfolyam nem szignifikáns hibakorrektív együtthatója esetén nincs egyensúly, nincs kointegráció. A diagnosztikai tesztek kedvező eredményeket mutatnak: a becslés reziduuma nem autokorreláltak, nem heteroszkedasztikusak, csak a normalitási feltétel sérül (8. táblázat).

Az 1997-ig becsült ötváltozós specifikáció esetén viszont nem volt akadálya annak, hogy az árfolyamra normáljuk a kointegrációs vektort:

$$e_t = -45.282 + 1.577 \cdot m_t^* - 5.419 \cdot y_t \quad (126)$$

Hasonlóan az előbbi esethez, szintén egy kointegrációs kapcsolatot jelzett a Johansen teszt. A hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem nem bizonyult szignifikánsnak, a külföldi

pénzkínálat együtthatója pedig nem felel meg a várakozásoknak. Az egyenlet szerint a külföldi pénzkínálat növekedése a nominális árfolyam leértékelődését okozná, pedig ennek fordítva kellene történni. Ebben az esetben az árfolyam felértékelődne, tehát ennek a változónak az előjele nem felel meg a várakozásoknak. Viszont a hazai reáljövedelem előjele megfelelő, mivel a hazai reáljövedelem növekedésének hatására a nominális árfolyam felértékelődik, s ezt jelzi a becsült kointegrációs vektor is. Bár az árfolyam alkalmazkodási együtthatója szignifikáns – azaz a változók kointegráltak, és hosszú távon létrejön egyensúly az alkalmazkodás révén –, mivel a vektor előjelei nem felelnek meg teljes mértékben a várakozásoknak, ezért ebben az esetben sem találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett. A diagnosztika eredményei ugyanolyanok, mint az előző becslés esetén (8. táblázat). Tehát a korlátlan modell becslési eredményei hasonlítanak a forint-euró árfolyam eredményeihez, egyik esetben sem találtunk bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett.

A kétváltozós specifikációk esetén sem kaptunk jobb eredményeket. A maximálisan lehetséges egy kointegrációs vektort mindkét esetben az árfolyamra normáltuk. Sajnos egyik esetben sem kaptunk pozitív előjelű együtthatót a fundamentumokra, bár az együtthatók mértéke közelít a vártnak. Az 1974Q1 és 2012Q4 közötti időszakra becsült kointegrációs vektor:

$$e_t = -0.879 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)], \quad (127)$$

és az 1997Q4-ig becsült:

$$e_t = -0.778 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]. \quad (128)$$

Az árfolyam mindkét esetben alkalmazkodik, azaz szignifikáns az árfolyam hibakorrekciós együtthatója, de sajnos mindkét specifikációnál elméleti szempontok szerint rossz vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam. Így hiába mutatható ki kointegráció, erős tesztelési koncepcióban ismét nem tudjuk igazolni a monetáris modelleket. A diagnosztikai tesztek kicsit jobbak, mint az előző esetben. Mindkét specifikáció reziduumaik autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak és normális eloszlásúak (8. táblázat). A korlátozott modellek esetén a forint-euró jobban teljesített, ott a Balassa – Samuelson hatást is megragadó korlátozott specifikáció pozitív eredményt mutatott, legalábbis előjelek tekintetében.

8. táblázat

A diagnosztika tesztstatisztikái a dán korona dollárárfolyama esetén

	Ötváltozós modell 1974Q1-2012Q4		Ötváltozós modell 1974Q1-1997Q4		Kétváltozós modell 1974Q1-2012Q4		Kétváltozós modell 1974Q1-1997Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>								
LM stat.(1)	27.749	0.319	29.281	0.252	3.192	0.526	3.508	0.477
LM stat.(2)	23.323	0.559	23.250	0.563	2.849	0.584	5.111	0.276
LM stat.(3)	18.151	0.836	18.063	0.840	7.271	0.122	3.392	0.494
LM stat.(4)	22.995	0.578	32.753	0.137	0.838	0.933	1.583	0.812
LM stat.(5)	27.726	0.321	35.305	0.083	1.699	0.791	5.094	0.278
LM stat.(6)	27.247	0.344	29.633	0.238	4.906	0.297	1.016	0.907
LM stat.(7)	21.396	0.671	12.308	0.984	4.822	0.306	1.733	0.785
LM stat.(8)	22.215	0.623	25.222	0.450	3.533	0.473	3.702	0.448
LM stat.(9)	22.004	0.636	32.996	0.131	5.201	0.267	4.692	0.320
LM stat.(10)	28.168	0.300	24.487	0.491	4.759	0.313	3.628	0.459
LM stat.(11)	24.159	0.510	20.115	0.741	2.263	0.688	3.872	0.424
LM stat.(12)	30.600	0.203	26.973	0.357	1.657	0.799	2.607	0.626
<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>								
	549.150	0.997	521.830	0.840	14.407	0.977	31.835	0.984
<i>Normalitás teszt</i>								
ferdeség	7.830	0.166	2.421	0.788	2.221	0.329	0.445	0.801
csúcsosság	17.568	0.004	26.163	0.000	4.214	0.122	4.423	0.110
Jarque-Bera	25.398	0.005	28.585	0.002	6.435	0.169	4.868	0.301

3.5.3 Kanadai dollár-amerikai dollár árfolyam

A kanadai dollár-dollárárfolyam tesztelésének is változóak az eredményei az irodalomban. A korai vizsgálatok nem voltak túl sikeresek a tekintetben, hogy igazolják fundamentumok szerepét a nominális árfolyam alakításában. Backus [1984], Boothe és Poloz [1988], Marquez és Schinasi [1988] sem tudta igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit a kanadai dollár esetén. Boothe és Poloz [1988] figyelembe vette a pénzkereslet dinamikáját, Marquez és Schinasi [1988] pedig a pénzkínálatok speciális mérésével próbált eredményt elérni. De később már a pozitív eredményt hozó tanulmányok is feltűntek: Choudhry és szerzőtársai [1991]-nek sikerült igazolni a PPP fennállását az 1950-es és az 1960-as évek legelejére a kanadai dollárárfolyamon, majd Choudhry és Lawler [1997] a monetáris árfolyammodellek feltevéseit is igazolta ugyanezen az időszakon. Johansen technikát alkalmaztak, és egy kointegrációs vektort becsültek, melynek együtthatói összhangban voltak az irodalommal, kivéve a kanadai jövedelmet, mert az nem volt szignifikáns. A pénzkínálatokat M1-es adatokkal, a reáljövedelmeket a termelési indexszel, a kamatokat a hosszú lejáratú államkötvények kamataival közelítették. Havi adatokat becsültek 1950 októbere és 1962 májusa között. Korlátlan modellt becsültek, és nem tudták elutasítani a nullhipotézist, hogy a

hazai és a külföldi változók együtthatói abszolút értékben azonosak. Előrejelzéseket egyaránt futtattak, melyek minden vizsgált horizonton jobban szerepeltek, mint a véletlen bolyongás. Kouretas [1997] eredményei is alátámasztják, hogy a monetáris árfolyammodellek képesek leírni a kanadai dollár dollárárfolyamának hosszú távú viselkedését. 1970 júniusa és 1994 májusa között vizsgálta meg a kanadai dollár dollárárfolyamát havi adatokon, a reáljövedelmet, mint legtöbbször, a termelési indexszel közelítette. Két kointegrációs vektor létezését mutatta ki, – ahogy mi is az egyik ötváltozós specifikáció esetén, bár azokhoz az árfolyam nem alkalmazkodott – és szintén egy restriktiók nélküli (nem feltételezte, hogy a hazai és külföldi változók együtthatója ugyanaz), korlátlan modellt becsült meg. Később Cushman [2000] újravizsgálta Kouretas [1997] eredményeit egy hosszabb adatbázison, de a becsült kointegrációs vektor együtthatói nem voltak összhangban az elméleti feltevésekkel, tehát nem talált bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. Kouretas-al ellentétben egy kointegrációs vektort mutatott ki, és 1998-ig vizsgálta meg az adatokat. A változói és a becsült modell is hasonló Kouretas [1997]-hez: a reáljövedelmet ő is az ipari termelési indexszel közelítette, és szintén egy restriktiók nélküli modellt becsült. A változók között nem talált másod fokon integrált folyamatot. Groen [2000] Johansen-féle kointegrációs tesztet alkalmazott, de nem kapott egyértelmű eredményeket. A teszt alapján nem lehet eldönteni, hogy van-e kointegráció a változók között, illetve a tesztek szerint egy és két kointegrációs vektor jelenléte is elképzelhető. Negyedéves adatokat vizsgált 1973Q1-1994Q4 között, a reáljövedelem mérésére a reál GDP-t használta. Francis és szerzőtársai [2001] havi adatokat vizsgált meg 1974 és 1993 között, szintén Johansen technika alkalmazásával, melynek során négy kointegrációs vektor jelenlétét mutatták ki. Nekik sikerült igazolniuk a monetáris modelleket. Rapach és Wohar [2002] éves adatokon tesztelte a kanadai dollár dollárárfolyamát 1880 és 1995 között. Már az árfolyam egységgyök tesztjének eredménye sem volt egyértelmű. Majd a becslések során általában rossz előjeleket kaptak, és nem voltak szignifikánsak az egyes változók. Upudhyaya és Pradhan [2006] negyedéves adatokat vizsgált 1991 és 1998 között. Minden változó első fokon integráltnak bizonyult a tesztek alapján, és elutasították, hogy nincs kointegráció a változók között. De a hibakorrekciós modell becslésekor már nem jártak sikerrel. Ezzel ellentétben Zhang és szerzőtársai [2007] –nek sikerült kointegrációt kimutatni a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között, illetve 9 hónap és 1 év közötti időhorizonton az előrejelzési eredményeik is felülmúlták a véletlen bolyongásból származó előrejelzési eredményeket. Többek között a kanadai dollárt is vizsgálták. Johansen technikát alkalmaztak negyedéves, szezonálisan kiigazított adatokon 1975 és 2004 között. Egy korlátlan modellt becsültek meg, mely a

pénzkínálatok és a jövedelmek mellett a kamatokat is tartalmazta. Darvas Zsolt és Schepp Zoltán [2007a] vizsgálatában szintén szerepelt a kanadai dollár, melyben hosszú lejáratú határidős árfolyamokat alkalmaznak az azonnali árfolyam előrejelzésére. Az előrejelzések értékeléséhez az 1990 és 2006 közötti időszakot használták fel, és a kanadai dollár esetén is jobb előrejelzéseket kaptak az egyes előrejelzési időhorizontokon, mint a véletlen bolyongás esetén. Mi az ötváltozós „korlátlan” modellek egyike esetén sem tudtuk igazolni a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét, de a kétváltozós „korlátozott” modelleknél sikert könyvelhettünk el. Az előjelek megfelelnek az elméleti feltevéseknek, és az együtthatók mértéke is közelít a várhoz. Igaz az arányossági hipotézis nem teljesül, de ezt nem is tekintettük szükséges kritériumnak a vizsgált modell igazolásához. Az ötváltozós specifikációk kudarca ellenére a reziduumok mind a négy esetben stacionerek a tesztek szerint (A.5. számú melléklet). Az eredmények a 9. táblázatban láthatók:

9. táblázat

Kointegrációs vektorok kanadai dollár dollárárfolyamának esetén

	Ötváltozós modell 73Q1-12Q4		Ötváltozós modell 73Q1-97Q4		Kétváltozós modell 73Q1-12Q4		Kétváltozós modell 73Q1-97Q4	
Restrikción	$\beta_{13} = -1 \beta_{25} = -1 \beta_{12} = 0$ $\beta_{14} = 0 \beta_{22} = 0$ $\alpha_{11} = 0 \alpha_{12} = 0$ $\alpha_{51} = 0$		$\beta_{12} = -1$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$	
e_t	0.800***	0.259***	e_t	0.614***	e_t	-1	e_t	-1
m_t	0	0	m_t	-1	f_t	0.962***	f_t	0.600*
m_t^*	-1	-0.404***	m_t^*	0.856***	t	-0.008***	t	-0.003
y_t	0	0.174***	y_t	-3.375***	c	2.810	c	1.648
y_t^*	-2.240***	-1	y_t^*	1.064				
t	0.028	0.011	t	0.020				
c	35.954	14.205	c	10.400				
hiba korr. e.	0	0		0.006		0.052***		0.066***
LR stat.	2.152			-		-		-
p-érték	0.708			-		-		-
AIC	-32.195			-32.678		-10.469		-10.952
SBC	-29.859			-30.422		-9.657		-10.284

Megjegyzés: 1) $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

A kanadai dollár dollárárfolyamánál az 1973Q1 és 2012Q4 közötti időszakra az ötváltozós esetben a Johansen teszt két kointegrációs vektort jelzett, így két egyensúlyi mechanizmust becsültünk meg. Mivel az árfolyam mindkét vektor esetén gyengén exogén volt, így más változókra kellett normálnunk a vektorokat. A legjobb statisztikai tulajdonságokkal rendelkező identifikáció úgy adódott, hogy az egyik vektort a külföldi pénzkínálatra a másik

vektort pedig a külföldi reáljövedelemre normáltuk. A két kointegrációs vektor nem lehet ugyanaz, nem tükrözheti ugyanazokat a hatásokat, ezért restrikciónal azonosítottuk őket a 2.3 pontban leírtaknak megfelelően. Mivel az árfolyam egyik vektorhoz sem alkalmazkodik, ezért nem jön létre hosszú távú egyensúly, így a monetáris árfolyammodellek ebben az esetben sem igazolhatók. A mintán becsült két kointegrációs vektor a külföldi pénzkínálatra normálva:

$$m_t^* = 35.954 + 0.800 \cdot e_t - 2.240 \cdot y_t^* + 0.028 \cdot t, \quad (129)$$

illetve a külföldi reáljövedelemre normálva:

$$y_t^* = 14.205 + 0.259 \cdot e_t - 0.404 \cdot m_t^* + 0.174 \cdot y_t + 0.011 \cdot t. \quad (130)$$

A vektorok sem igazán tükrözik a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Az első kointegrációs vektorban (129) egyik változó előjele sem felel meg a várakozásoknak, a második vektor esetén (130) pedig a külföldi pénzkínálat előjele hibázik, bár a két vektor nem értelmezhető egymástól teljesen függetlenül. A diagnosztikai eredmények olyanok, mint a legtöbb esetben, a reziduumok nem autokorreláltak, nem heteroszkedasztikusak, de nem is normális eloszlásúak (10. táblázat).

1973Q1 és 1997Q4 közötti időszakra az ötváltozós modellnél a Johansen teszt egy kointegrációs kapcsolatot jelzett. Az árfolyam ebben az esetben is gyengén exogénnek bizonyult, így a hazai pénzkínálatra normáltuk a kointegrációs vektort:

$$m_t = 10.400 + 0.614 \cdot e_t + 0.856 \cdot m_t^* - 3.375 \cdot y_t + 0.020 \cdot t. \quad (131)$$

A külföldi reáljövedelem nem lett szignifikáns, illetve a hazai reáljövedelem együtthatójának előjele eltér a várttól. A hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban, ezért negatív előjelet várunk erre a változóra az árfolyamra kifejezett egyenletben. A hazai pénzkínálatra rendezve az egyenletet az együtthatónak pozitívnak kellene lennie, de ennek az ellenkezője szerepel a megbecsült mechanizmusban. A külföldi pénzkínálat és az árfolyam együtthatója megfelel a várakozásoknak. A nem megfelelő előjelű változókat tartalmazó kointegrációs vektor, és az árfolyam alkalmazkodásának hiánya miatt sem detektálhatók a monetáris árfolyammodellek hatásai. A diagnosztikai eredmények kifejezetten jók, az autokorrelátlanság és a homoszkedaszticitás mellett a normális eloszlás feltételét is teljesítik a reziduumok. A korlátlan modellek eredményei ismét hasonlóak a forint-euró árfolyam eredményeihez, nem igazolják a monetáris árfolyammodellek által feltételezett hatásokat.

A fenti esetekkel ellentétben a kétváltozós modellt 2012Q4-ig becsülve kifejezetten kedvező eredményeket kaptunk. A fundamentumokból képzett „kompozit” változó

együtthatójának előjele megfelel az elméleti feltevéseknek, és a mértéke is nagyon közel van a várthoz az árfolyamra normált kointegrációs vektorban:

$$e_t = 2.810 + 0.962 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 0.008 \cdot t. \quad (132)$$

Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz, tehát kimutatható a kointegráció a nominális árfolyam és monetáris makro-fundamentumok között, még akkor is, ha a hosszú távú egyensúlyi árfolyamban negatív trend, azaz felértékelődési tendencia figyelhető meg. Mivel olyan kointegrált VAR modellt becsültünk, melyben az árfolyam alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, amely a monetáris árfolyammodellek által feltételezett hatásokat ragadja meg, ezért ebben az esetben igazoltnak tekintjük ezeket a modelleket. A reziduumokra vonatkozó diagnosztikai eredmények mind a három feltételt teljesítik (10. táblázat).

A kétváltozós modellt 1997Q1-ig becsülve szintén kedvező eredményeket kaptunk. A fundamentumok előjele pozitív, az árfolyam pedig alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz:

$$e_t = 1.648 + 0.600 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 0.003 \cdot t. \quad (133)$$

Bár a fundamentumok együtthatójának értéke kicsit csökkent, de ez még így is a jó eredmények közé sorolható. A negatív trend ebben az esetben is megfigyelhető a hosszú távú árfolyamban, de ettől még kimutatható a kointegráció a vizsgált változók között. Ebben az esetben is elmondhatjuk, hogy a kanadai dollár dollárárfolyamának hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. A diagnosztikai eredmények ismét teljesítik mind a három feltételt (10. táblázat). A kanadai dollár korlátozott modelljeinek eredményei hasonlóan pozitívak, mint a forint euró árfolyamának Balassa – Samuelson hatást is megragadó korlátozott modelljének eredménye.

10. táblázat

A diagnosztika tesztstatistikái a kanadai dollár dollárárfolyama esetén

	Ötváltozós modell 1973Q1-2012Q4		Ötváltozós modell 1973Q1-1997Q4		Kétváltozós modell 1973Q1-2012Q4		Kétváltozós modell 1973Q1-1997Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
<i>Autokorrelációs LM tesztstatistika</i>								
LM stat.(1)	26.099	0.402	28.882	0.269	0.406	0.982	2.511	0.643
LM stat.(2)	27.700	0.322	16.754	0.891	5.017	0.286	6.929	0.140
LM stat.(3)	34.942	0.089	27.655	0.324	3.306	0.508	2.624	0.623
LM stat.(4)	30.158	0.218	23.536	0.546	0.541	0.969	7.105	0.131
LM stat.(5)	20.889	0.699	24.222	0.507	3.920	0.417	4.365	0.359
LM stat.(6)	37.637	0.050	33.240	0.125	5.935	0.204	8.667	0.070
LM stat.(7)	32.483	0.145	22.411	0.612	1.152	0.886	3.833	0.429
LM stat.(8)	26.117	0.401	24.311	0.502	6.996	0.136	5.639	0.228
LM stat.(9)	24.697	0.480	23.305	0.560	0.712	0.950	2.983	0.561
LM stat.(10)	26.040	0.406	17.761	0.852	3.604	0.462	6.114	0.191
LM stat.(11)	18.151	0.836	20.365	0.727	2.051	0.726	0.827	0.935
LM stat.(12)	22.773	0.591	20.540	0.718	4.407	0.354	3.382	0.496
<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>								
	459.175	0.948	399.967	0.561	78.087	0.866	50.026	0.512
<i>Normalitás teszt</i>								
ferdeség	13.437	0.020	0.857	0.973	0.216	0.897	0.454	0.797
csúcsosság	29.918	0.000	13.580	0.019	5.218	0.074	2.411	0.300
Jarque-Bera	43.355	0.000	14.437	0.154	5.435	0.246	2.865	0.581

3.5.4 Jen-dollár árfolyam

A jen-dollár, illetve a dollár-jen árfolyamot gyakran teszteli az irodalom, de az eredmények általában vegyesek. Meese és Rogoff 1983-as tanulmánya elsősorban a monetáris árfolyammodellek előrejelzésének képességét tesztelte, de mintán belüli becsléseket is végeztek. A vizsgált árfolyamok között a jen-dollár árfolyam is szerepel. A szerzők a becslés eredményeivel elégedettek voltak, nem úgy a modellek előrejelző képességével. Hatféle technikát, köztük VAR modelleket is alkalmaztak havi adatokon 1973 márciusától 1981 júniusáig. Frankel [1984] ezzel szemben idősoros technikát alkalmazva nem kapott az elmélettel összhangban lévő együtthatókat a jen-dollár árfolyam becslése során, havi adatokon 1974 és 1981 között. Groen [2000] nemcsak panelben tesztelte a nominális árfolyamokat, hanem idősorban is az 1973Q1-1994Q4 közötti periódusban. A Johansen-féle kointegrációs teszt a jen-dollár árfolyam esetén elég bizonytalan képet mutatott, az eredmények alapján nem lehetett eldönteni, hogy van kointegráció a változók között vagy nincs. Ezzel ellentétben Dutt és Ghosh [2000]-nek sikerült kimutatnia a kointegrációt a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Szintén Johansen technikát alkalmaztak, s egy kointegrációs vektort becsültek meg havi adatokon. Fix (1959M1-1972M12) és rugalmas

árfolyamrendszer (1973M1-1996M12) alatt egyaránt vizsgálták a jen-dollár árfolyamot, és mindkét rezsim alatt igazolták a monetáris modelleket. Caporale és Pittis [2001] is sikert könyvelhetett el a jen dollárárfolyamának vizsgálata során. Negyedéves adatokat becsültek 1975Q1 és 1997Q1 között, s egy korlátlan modellt specifikáltak (a változók a pénzkínálat, a jövedelem és a hosszú távú kamat). VAR modellt és FM-OLS-t is futtattak, mindkét esetben találtak bizonyítékot amellett, hogy a monetáris fundamentumok hosszú távon befolyásolják a nominális árfolyamot a jen esetén. Ők is egy kointegrációs vektor jelenlétét mutatták ki. De továbbra is születtek negatív képet festő tanulmányok a jen vizsgálata tekintetében. Juselius és MacDonald [2004] elsősorban a PPP és a fedezetlen kamatparitás fennállását vizsgálta a jen dollárárfolyamra, és arra a következtetésre jutottak, hogy inkább a devizapiaci szereplők viselkedése fontos az árfolyam meghatározásában, mint az árupiaci szereplők viselkedése. Cheung és társai [2005] előrejelzéssel tesztelte a monetáris modelleket – Meese és Rogoff [1983]-hoz hasonlóan –, és a jen-dollár árfolyamot is vizsgálta. Az eredmények alapján hosszú távon, hibakorrekciós eljárást alkalmazva néhány esetben a modellek jobban teljesítettek, mint a véletlen bolyongás. Upudhyaya és Pradhan [2006] többek között a japán jen dollárárfolyamát is vizsgálta 1991Q1 és 1998Q4 között, negyedéves adatokon. Ők csak gyenge koncepcióban tudták igazolni a monetáris modellek érvényesülését a vizsgált árfolyamok esetén. A tesztelt változók első fokon integráltak voltak, és nem tudták elutasítani, hogy nincs kointegráció a változók között. De a hibakorrekciós modellek becslésénél már nem jártak sikerrel. Zhang és szerzőtársai [2007] vizsgálata is kiterjedt a jen dollárárfolyamára. Az eredmények hasonlóak a kanadai dollár eredményeihez: 1975Q1 és 2004Q4 között sikerült Johansen technikával kimutatni a kointegrációt a változók között, és a VEC alapú előrejelzések elsősorban a 9 és 12 hónapos időhorizonton múlták felül a véletlen bolyongásból származó előrejelzéseket. Darvas Zsolt és Schepp Zoltán [2007a] tanulmányában a jen dollár árfolyamra is készített előrejelzéseket. A jen dollárárfolyama esetén is jobb előrejelzéseket kaptak az egyes előrejelzési időhorizontokon, mint a véletlen bolyongás esetén. Chinn és Moore [2011] az alap monetáris modelleken kívül egy módosított, „hibrid” monetáris modellt is vizsgált. Havi frekvencián végeztek becslést, 1999. januártól 2007. januárig. A mintán belüli becslés mellett előrejelzéseket is készítettek. A Johansen teszt ebben az esetben is egy kointegrációs vektort jelzett a jen dollárárfolyamának esetén, de az eredmények egyik modellnél sem voltak összhangban az elméleti várakozásokkal. Hunter és Ali [2013] szintén becsült egy módosított modellt az alap monetáris modellek mellett. A reálkamat-különbségek modelljét becsülték meg 1980Q1 és 2009Q4 között. Johansen technikát alkalmazták, és VAR modellt futtattak. Csak a módosított modellnél értek el sikert,

az alap reálkamat-különbségek modellje esetén az árfolyam gyengén exogénnek bizonyult. Mi a jen-dollár árfolyam esetén is két specifikációt becsültünk meg két időszakra. Az ötváltozós modellek egyikénél két kointegrációs vektort mutatott a Johansen teszt, a többi esetben egy kointegrációs vektort becsültünk. A kétvektoros esetben csak az egyik vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, ezen kívül minden más esetben szignifikáns lett a hibakorrekciós együttható, de csak a kétváltozós esetekben kaptunk az elméleti várakozásoknak megfelelő együtthatókat. De ezekben az esetekben nem csak az együtthatók előjele megfelelő, a mértékük is nagyon közel van a várthoz. A reziduumok mind a négy esetben stacionerek a tesztek szerint (A.5. számú melléklet), ami kointegrációra utalhat, igaz a 2012-ig tartó ötváltozós becslés ezt nem támasztja alá maradéktalanul. A jen-dollár árfolyam esetén becsült kointegrációs vektorok, az egyik ötváltozós specifikáció esetén tett megkötések és LR teszt, illetve az információs kritériumok a 11. táblázatban találhatóak:

11. táblázat

Kointegrációs vektorok a japán jen dollárárfolyamának esetén

	Ötváltozós modell 80Q1-12Q4		Ötváltozós modell 80Q1-97Q4		Kétváltozós modell 80Q1-12Q4		Kétváltozós modell 80Q1-97Q4	
Restriktciók	$\beta_{11} = -1 \quad \beta_{23} = -1 \quad \beta_{13} = 0$ $\beta_{15} = 0 \quad \beta_{22} = 0$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$	
	$\alpha_{21} = 0 \quad \alpha_{12} = 0 \quad \alpha_{22} = 0$ $\alpha_{42} = 0$		-		-		-	
e_t	-1	-11.032***	e_t	-1	e_t	-1	e_t	-1
m_t	-2.047***	0	m_t	1.941*	f_t	0.925***	f_t	1.016***
m_t^*	0	-1	m_t^*	-1.904				
y_t	3.367***	29.234***	y_t	1.220*				
y_t^*	0	-30.004***	y_t^*	-3.049***				
c	59.866	81.734						
hiba korr. e.	0.064***	0		0.040*		0.020*		0.031***
LR stat.	5.017		-		-		-	
p-érték	0.414		-		-		-	
AIC	-31.748		-32.168		-8.781		-8.715	
SBC	-29.873		-30.402		-7.831		-8.329	

Megjegyzés: 1) $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

A jen-dollár árfolyam 1980Q1 és 2012Q4 közötti időszak ötváltozós modelljénél a Johansen teszt a kanadai esethez hasonlóan szintén két kointegrációs vektort jelzett. Az árfolyam csak az első vektorhoz alkalmazkodik a második vektorhoz nem, a hazai pénzkínálat pedig gyengén exogén, azaz egyik vektorhoz sem alkalmazkodik. Így az első vektort az árfolyamra a második vektort a külföldi pénzkínálatra normáltuk. A vektorok

identifikálásához pedig a 2.3 pontban leírtak alapján restriktciókat tettünk. A becült két kointegrációs vektor:

$$e_t = 59.866 - 2.047 \cdot m_t + 3.367 \cdot y_t \quad (134)$$

$$\text{és } m_t^* = 81.734 - 11.032 \cdot e_t + 29.234 \cdot y_t - 30.004 \cdot y_t^* \quad (135)$$

Az első vektornál (134) egyik változó előjele sem felel meg a várakozásoknak, a második vektornál (135) pedig a reáljövedelmek együtthatói nem jók, bár ismét meg kell jegyezni, hogy a két vektor nem értelmezhető egymástól teljesen függetlenül. A hazai pénzkínálatra pozitív együtthatót várunk, mert annak növekedése leértékelődést okoz az árfolyamban. A hazai reáljövedelem esetén pedig negatív előjelűnek kellene lennie az együtthatónak, mivel a hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban. A külföldi reáljövedelem esetén épp pont fordított a helyzet. Ha az egyenlet a külföldi pénzkínálatra van rendezve, akkor is ezeket az előjeleket várjuk a reáljövedelmek esetén. Mivel a kointegrációs vektorok nem a monetáris árfolyammodellek hatásait tükrözik, ezért ebben az esetben nem mondható el, hogy a jen-dollár árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellekkel. A diagnosztikai eredmények olyanok, mint a legtöbb esetben, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, de nem normális eloszlásúak (12. táblázat).

Az ötváltozós specifikációt 1997Q4-ig becülve sem kaptunk sokkal másabb eredményeket. A Johansen teszt egy egyensúlyi kapcsolatot jelzett, melyet az árfolyamra normáltunk:

$$e_t = 1.941 \cdot m_t + 1.220 \cdot y_t - 3.049 \cdot y_t^* \quad (136)$$

A hazai pénzkínálat együtthatója a várakozásoknak megfelelő, pozitív, de a reáljövedelmek együtthatója ismét nem jó. A hazai és a külföldi reáljövedelem együtthatója is ellentétes az elmélet által várt előjellel. Bár az árfolyam alkalmazkodást mutat a megbecsült egyensúlyi kapcsolathoz, így a változók kointegrálnak tekinthetők, de a kointegrációs vektor előjelei nem tükrözik a monetáris árfolyammodellek várakozásait. Így erős tesztelési koncepcióban ebben az esetben sem tudtuk igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A diagnosztika eredményei jobbák az előző becsléshez képest, a reziduumok a normalitási feltételt is teljesítik a másik két feltétel mellett (12. táblázat).

A kétváltozós specifikációk mindkét időszakra sikeres eredményeket hoztak. Az árfolyam alkalmazkodási paramétere mindkét esetben szignifikánsan negatív (az árfolyam mínusz egyre való normálása esetén pozitív), és mindkét becült vektor a monetáris árfolyammodellek várakozásait tükrözi. A 2012Q1-ig becült kointegrációs vektor:

$$e_t = 0.925 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)], \quad (137)$$

az 1997Q4-ig becsült kointegrációs vektor:

$$e_t = 1.016 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]. \quad (138)$$

A fundamentumok együtthatójának előjele mindkét esetben pozitív, és a mértékük is közel van a várt +1-es értékhez. Így beazonosíthatók a várt hatások: a hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem növekedésének hatására az árfolyam leértékelődik, a külföldi pénzkínálat és a hazai reáljövedelem növekedésének hatására pedig felértékelődik az árfolyam. Ezekben az esetekben elmondhatjuk, hogy a jen-dollár árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. A diagnosztikai eredmények a megszokottak, a 2012-ig becsült modell reziduumaik teljesítik az autokorrelálatlanságot és a homoszkedaszticitást, a 1997Q4-ig becsült modell reziduumaik pedig ezen a két feltételen kívül a normalitást is teljesítik (12. táblázat). Az eredmények ezekben az esetekben is hasonlóak a forint eredményekhez, a korlátozott modellek esetén kedvező eredményekre jutottunk, a korlátlan modellek esetén viszont kedvezőtlenekre.

12. táblázat

A diagnosztika tesztstatisztikái a japán jen dollárárfolyama esetén

	Ötváltozós modell 1980Q1-2012Q4		Ötváltozós modell 1980Q1-1997Q4		Kétváltozós modell 1980Q1-2012Q4		Kétváltozós modell 1980Q1-1997Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>								
LM stat.(1)	36.894	0.059	22.671	0.597	1.309	0.860	1.777	0.777
LM stat.(2)	28.532	0.284	17.969	0.844	2.209	0.698	7.710	0.103
LM stat.(3)	34.029	0.107	32.654	0.140	0.958	0.916	4.798	0.309
LM stat.(4)	22.999	0.578	27.930	0.311	3.005	0.557	7.536	0.110
LM stat.(5)	24.466	0.493	26.661	0.373	1.584	0.812	0.935	0.919
LM stat.(6)	30.097	0.221	25.338	0.444	1.025	0.906	4.230	0.376
LM stat.(7)	20.276	0.732	17.805	0.851	0.352	0.986	1.065	0.899
LM stat.(8)	23.820	0.530	17.362	0.868	4.925	0.295	3.751	0.441
LM stat.(9)	22.003	0.636	27.303	0.341	1.219	0.875	2.327	0.676
LM stat.(10)	25.634	0.427	18.653	0.813	4.431	0.351	6.194	0.185
LM stat.(11)	16.492	0.899	20.455	0.723	3.508	0.477	3.196	0.526
LM stat.(12)	27.112	0.350	17.850	0.849	0.638	0.959	0.666	0.955
<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>								
	296.388	0.767	178.291	0.999	73.854	0.972	18.427	0.782
<i>Normalitás teszt</i>								
ferdeség	19.785	0.001	3.117	0.682	10.367	0.006	0.026	0.987
csúcsosság	95.034	0.000	11.502	0.042	0.785	0.675	2.034	0.362
Jarque-Bera	114.819	0.000	14.620	0.147	11.152	0.025	2.060	0.725

3.6 Konklúzió az idősoros eredmények alapján

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a monetáris árfolyammodellekkel írható le. A monetáris árfolyammodellek fontos elméleti megközelítései az árfolyam meghatározásának hosszú távon, ennek ellenére empirikus igazolásuk nem túl meggyőző. A korai idősoros tesztelések többségének nem sikerült igazolnia a modellt empirikusan. Ennek egyik oka az egységgyök és kointegrációs tesztek alacsony ereje. A tesztek ereje két módon növelhető: panelbe rendezzük az adatokat, és egyidejűleg több idősort vizsgálunk; vagy még hosszabb adatsorokat tesztelünk. Mi ebben a fejezetben a második módszerrel próbáltunk empirikus igazolást nyerni a monetáris modellek redukált formája mellett néhány OECD ország devizaárfolyamának esetén.

A dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamait vizsgáltuk meg negyedéves bontásban a lebegtetés időszaka alatt kétféle specifikációban (ötváltozós, kétváltozós modell), két időszakra: 1997-ig és 2012-ig. Emellett összehasonlításként közöltük a forint-euró árfolyam eredményeit is, szintén két specifikáció esetén. A változók integráltsági fokának tesztelését követően Engle – Granger teszttel és Johansen teszttel vizsgáltuk meg, hogy kointegráltak-e a változóink, azaz gyenge koncepcióban teszteltük a monetáris árfolyammodelleket. Az Engle – Granger tesztet csak a kétváltozós esetre futtattuk le, de mindkét időszakra. A dán koronánál és a kanadai dollárnál az eredmények bizonytalanok, de inkább a kointegráció hiányát jelzik, a jen dollár árfolyam esetén pedig egyértelműen nem mutat az Engle – Granger teszt kointegrációt. A forintnál a kétváltozós specifikációnál van esély a kointegrációra, viszont a háromváltozós specifikáció szintén a kointegráció hiányát jelzi. A Johansen teszt eredmények viszonylag összhangban vannak az Engle – Granger teszt eredményekkel, a legtöbb kétváltozós specifikáció esetén nem jelzett kointegrációt (kivéve a kanadai dollárt és a forintot) a teszt, viszont valamennyi ötváltozós specifikációnál kimutatta a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését a vizsgált változók között. Ez alapján a következő tézis fogalmazható meg:

1. Tézis: *A forint-euró, a dán korona-, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamai gyenge tesztelési koncepcióban bizonyos specifikációk esetén empirikusan igazolják, hogy létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem) és a nominális árfolyam között. Ez a vizsgált mintákon elsősorban a korlátlan, ötváltozós specifikációk esetén mutatható ki, kivétel ez alól a forint-*

euró árfolyam, melynél ez a hosszú távú kapcsolat a korlátozott specifikációknál is egyértelműen kimutatható.

A kointegrált VAR modellek – ez egyfajta erős koncepcióban történő tesztelése a modelleknek – eredményei specifikációnként és árfolyamonként is eltérőek. Érdekes, hogy pont azoknál a specifikációknál nem értünk el pozitív eredményeket, amelyeknél a tesztek kimutatták a kointegráció jelenlétét. A korlátlan specifikációk becslésénél egy esetben sem igazolhatók a monetáris árfolyammodellek feltevései, de a korlátozott specifikációk esetén – a dán korona dollárárfolyamának kivételével – igazolhatók az elméleti feltevések. A forint-euró árfolyamról ugyanez mondható el, de csak annál a specifikációnál, melynél a Balassa – Samuelson hatást a modellbe foglaltuk. A legjobb eredményeket a jen-dollár árfolyamra kaptuk. A kointegrált VAR modellek eredményei alapján a következő tézis fogalmazható meg:

2. Tézis: *A forint-euró, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamai erős tesztelési koncepcióban a korlátozott (kétváltozós) specifikáció esetén empirikusan bizonyítják, hogy a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem) a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Ez nem mondható el a dán korona dollárárfolyamáról, illetve a forint-euró árfolyam esetén csak a Balassa – Samuelson hatás figyelembevételével nyer igazolást a fenti állítás.*

Az idősoros vizsgálatok eredményei többek között összhangban vannak Darvas és Schepp [2007b] (forint-euró árfolyam esetén), Rapach és Wohar [2004] (a dán korona dollárárfolyama esetén), Zhang és szerzőtársai [2007] (kanadai dollár dollárárfolyama esetén) és Dutt és Gosh [2000] (a jen dollárárfolyama esetén) eredményeivel.

Így elmondható, hogy bizonyos specifikációk esetén minden árfolyamnál találtunk empirikus igazolást arra, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok fontos szerepet játszanak a vizsgált árfolyamok hosszú távú viselkedésének alakításában.

4 A MONETÁRIS ÁRFOLYAMMODELLEK TESZTELÉSE PANELBEN³⁴

Ebben a fejezetben többek között Rapach és Wohar [2002] által javasolt másik módszerrel próbáljuk igazolni a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét, azaz panelbe rendezett adatokat tesztelünk, illetve becsülünk meg. A modellt gyenge és erős koncepcióban egyaránt vizsgáljuk, így a panelben szereplő idősorok integráltságának tesztelését követően panel kointegrációs tesztekkel és kointegrált panelbecsléssel vizsgáljuk meg 14 OECD-ország és az eurózóna valutájának dollárárfolyamát. Az adathiány miatt hat különböző panelt állítottunk össze, melyek eltérnek a vizsgált időintervallum hosszában és a vizsgált valutapárok számában.

4.1 Módszer

A tesztelési stratégia és a tesztelés menete nagyon hasonló az idősoroknál követett eljáráshoz. Ezeket összefoglaljuk, s röviden bemutatjuk a tesztelés során alkalmazott panelbecslési eljárásokat.

4.1.1 Tesztelési stratégia³⁵

Továbbra is a monetáris árfolyammodellek redukált formáját teszteljük, de három specifikáció esetén: két korlátozott és egy korlátlan modellspecifikációt vizsgálunk. A kétváltozós specifikáció egyetlen változóként kezeli a fundamentumokat, Rapach és Wohar [2002] tanulmánya alapján:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1 [(m_{it} - m_t^*) - (y_{it} - y_t^*)] + u_{it}, \quad (139)$$

ahol e_{it} az i -edik ország nominális árfolyamának logaritmus a t -edik időpontban, m_{it} az i -edik ország pénzkínálatának logaritmus a t -edik időpontban, y_{it} az i -edik ország reáljövedelmének logaritmus a t -edik időpontban, u_{it} pedig fehér zaj folyamat. A csillag továbbra is a külföldi országot jelöli, mely minden esetben az Egyesült Államok, így csak t indexszel rendelkeznek a külföldi ország változói. Az elméleti feltevések alapján β_1 -re plusz egyet várunk ($\beta_1 = +1$). Ekkor a megbecsülendő panel hibakorrekciós modell a következő:

³⁴ A 4. fejezet számos része Szabó [2014, 2015b] tanulmányának szó szerinti idézésén alapszik.

³⁵ Szabó [2014] alapján.

$$\Delta e_{it} = \beta_0 + \gamma(e_{it-1} - \alpha_1 f_{it-t}) + \beta_1 \Delta f_{it} + u_{it}, \quad (140)$$

ahol $f_{it} = [(m_{it} - m_t^*) - (y_{it} - y_t^*)]$, γ az alkalmazkodási paraméter (hibakorrekciós együttható), α_1 jelöli a fundamentumok hosszú távú hatását a nominális árfolyamra, β_1 pedig a rövid távú hatásokat jelöli.

Az irodalomban a legtöbbet tesztelt korlátozott specifikáció a háromváltozós modell:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1(m_{it} - m_t^*) + \beta_2(y_{it} - y_t^*) + u_{it}. \quad (141)$$

A restriktció a hazai és a külföldi változók együtthatójának egyenlősége. A pénzkínálat különbségeinek együtthatójára plusz egyet ($\beta_1 = +1$), a reáljövedelmek különbségére mínusz egyet ($\beta_2 = -1$) várunk. A háromváltozós specifikáció panel hibakorrekciós megfelelője:

$$\Delta e_{it} = \beta_0 + \gamma(e_{it-1} - \alpha_1 m_{d,it-1} - \alpha_2 y_{d,it-1}) + \beta_1 \Delta m_{d,it} + \beta_2 \Delta y_{d,it} + u_{it}, \quad (142)$$

ahol $m_{d,it} = (m_{it} - m_t^*)$ és $y_{d,it} = (y_{it} - y_t^*)$.

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:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1 m_{it} + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_{it} + \beta_4 y_t^* + u_{it}. \quad (143)$$

Ezen specifikáció esetén nemcsak az arányossági hipotézis (a pénzkínálatok és a reáljövedelmek együtthatója is egységnyi), de a szimmetria hipotézise (a hazai és a külföldi változó ugyanolyan mértékben befolyásolja a nominális árfolyamot, azaz szimmetrikusak az együtthatók) is tesztelhető. Az ötváltozós specifikációnak megfelelő panel hibakorrekciós modell:

$$\begin{aligned} \Delta e_{it} = & \beta_0 + \gamma(e_{it-1} - \alpha_1 m_{it-1} - \alpha_2 m_{t-1}^* - \alpha_3 y_{it-1} - \alpha_4 y_{t-1}^*) + \\ & + \beta_1 \Delta m_{it} + \beta_2 \Delta m_t^* + \beta_3 \Delta y_{it} + \beta_4 \Delta y_t^* + u_{it}. \end{aligned} \quad (144)$$

A monetáris árfolyammodellek egyik alap építőköve a vásárlóerő-paritás. Ezért a panelvizsgálatok esetén a vásárlóerő-paritás teljesülését is megvizsgáljuk a rendelkezésünkre álló mintákon, mivel az esetleges negatív eredményeket okozhatja a PPP instabilitása is. A tesztelt empirikus modell a következő:

$$e_{it} = \beta_0 + \beta_1 p_{it} + \beta_2 p_t^* + u_{it}, \quad (145)$$

ahol p_{it} az i -edik ország árszínvonalának logaritmus a t -edik időpontban, p_t^* pedig az USA árszínvonalának logaritmus a t -edik időpontban, míg u_{it} fehér zaj folyamat. A PPP erős változata megkívánja, hogy $\beta_1 = 1$ és $\beta_2 = -1$ legyen, azaz feltételezi az egységnyi

árrugalmasságot mind a hazai, mind a külföldi árindex esetén, tehát egyfajta szimmetria áll fenn. De esetünkben a PPP igazolásához megelégszünk azzal, ha a becült együtthatók előjelei megfelelnek az elméleti feltevéseknek, és a mértékük közelíti a vártat; illetve a PPP gyenge koncepcióban történő tesztelése esetén a kointegráció jelenlétével. A PPP-re becült panel hibakorrekciós modell:

$$\Delta e_{it} = \beta_0 + \beta_1(e_{it-1} - \alpha_1 p_{it-1} - \alpha_2 p_{t-1}^*) + \beta_2 \Delta p_{it} + \beta_3 \Delta p_t^* + u_{it}. \quad (146)$$

4.1.2 A tesztelés menete³⁶

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a változók közötti kointegráció kimutatásával igazolható. De ahogy azt már az idősoroknál is láthattuk, a kointegráció csak nemstacioner változók között értelmezhető, ezért meg kell vizsgálni 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 et al.* [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, hogy minden egyes idősor a panelben egységgyököt tartalmaz, az alternatív hipotézis, hogy csak néhány idősor – azaz nem mindegyik – tartalmaz egységgyököt (*Im et al.* [2003]). A Fisher-féle tesztek kombinálják az i -edik keresztmetszeti egységre vonatkozó egységgyök tesztek 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

³⁶ Részben Szabó [2014] és Szabó [2015b] alapján.

struktúráját, kivéve a Hadri tesztet (de jelenleg csak ez az egy szoftvercsomagok által támogatott panel stacionaritás teszt áll rendelkezésre).

A monetáris modellek gyenge koncepcióban történő tesztelése, ha csak a változók közötti kointegrációt vizsgáljuk meg. Ha a kointegráció kimutatható a vizsgált változók között, akkor gyenge értelemben igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodelleket, ellenkező esetben nem tudjuk igazolni azok empirikus érvényességét. Továbbá, ha kointegrált panelbecslési eljárásokat szeretnénk alkalmazni, akkor ennek feltétele, hogy a panelben szereplő változók kointegráltak legyenek. A panel kointegrációs teszteknek nagyobb az erejük, mint a sima idősoros kointegrációs teszteknek, így ritkábban fogadják el helytelenül a nullhipotézist, hogy nincs kointegráció a változók között. A vizsgálat során három panel kointegrációs tesztet alkalmaztunk: Pedroni, Kao és Westerlund panel kointegrációs tesztet (*Pedroni* [2001a, 2004], *Kao* [1999], *Westerlund* [2007]). A Pedroni és a Kao teszt Engle – Granger [1987] tesztjének elgondolásán alapszik, azaz reziduum alapú tesztek. Mindkét teszt nullhipotézise, hogy nincs kointegráció a változók között. Pedroni [2001a, 2004] több tesztet is javasol a panelben lévő kointegráció tesztelésére. A tesztjei két kategóriába sorolhatóak: 1) vannak olyan tesztjei, melyek az egyedi idősorok tesztstatisztikáit átlagolják a keresztmetszeti egyedek mentén, 2) és olyanok is, melyek nem az egész tesztstatisztikát átlagolják, hanem a külön a számláló, és külön a nevező részt. (*Baltagi* [2008]) A tesztjei az idősorok feltételezett autoregresszív stukturájában is különböznek egymástól: néhány teszt minden keresztmetszeti egyed esetén azonos autoregresszív struktúrát feltételez, néhány pedig lehetővé teszi, hogy az egyes keresztmetszeti egyedeknél eltérő autoregresszív struktúrát feltételezzünk. Hasonlóan a panel egységgyök tesztekhez, ebben az esetben is olyan tesztstatisztikákat választottunk, melyek heterogenitást engednek az idősorok autoregresszív struktúrájában. Mivel ezek a tesztek is érzékenyek az idősorok modelljének megválasztására, így valamennyi modellezési lehetőséget [a) az idősorok egyedi tengelymetszetet tartalmaznak; b) egyedi tengelymetszetet és trendet is tartalmaznak; c) egyiket sem tartalmazzák] megvizsgáltuk az eredmények robusztusságának ellenőrzése végett. (*Pedroni* [2001a, 2004], *Baltagi* [2008]) A Kao tesztnek egyaránt van panel DF és ADF tesztstatisztikája, de csak az ADF tesztstatisztikákat vettük figyelembe. Ebben az esetben az idősorok modellezésére egyetlen lehetőség van: az idősorok egyedi tengelymetszetet tartalmaznak. (*Kao* [1999]) A reziduumot mindkét teszt esetén a vizsgált panel fix hatású becsléséből kaptuk meg, illetve a segéd regresszióban lévő késleltetések mértékét mindkét teszt esetén automatikus módszerrel, Schwarz információs kritériummal határoztuk meg (*Baltagi* [2008]).

De a reziduum alapú panel kointegrációs tesztek között Westerlund [2007] is megkritizálta. Az ilyen típusú tesztek fő hátránya az a feltételezés, hogy a rövid és a hosszú távú hatásokat megragadó együtthatók egyenlők, ez pedig nagymértékben csökkentheti az erejüket (Westerlund [2007]). Így a reziduum alapú tesztek mellett Westerlund [2007] tesztjeit is alkalmaztuk. Ezeknek a teszteknek is az a nullhipotézise, hogy nincs kointegráció a változók között. Kiinduló pontjuk egy feltételes panel hibakorrektív 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.

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 nem túl nagy 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 okozhat 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)³⁷ kaptuk meg, amely mára egy bevett becslési

³⁷Mivel 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.

módszer a kointegrált panelek esetén; aszimptotikusan torzítatlan és normális eloszlású paraméterbecsléseket eredményez (*Pesaran et al.* [1999]). Keresztmetszeti függőség jelenléte esetén megváltozik a Westerlund tesztek eloszlása, ezért ismét futtatva a teszteket a bootstrap eljárással újrászámolt p -értékeket is lejelentettük, s ez alapján értékeltük a panel kointegrációs tesztek eredményeit.

Majd a hat panelt ötféle (FM-OLS, DOLS, DFE, MG, PMG) kointegrált panelbecslési technikával becsültük meg a monetáris árfolyammodellek redukált formájának három specifikációjára és az egyik központi feltételre, a vásárlóerő-paritásra is. Így ellenőrizhető az eredmények robusztussága. Ez a monetáris árfolyammodellek erős koncepcióban történő tesztelése. A modellek igazolásában nem tekintjük feltételnek, hogy az arányossági hipotézis és a korlátlan specifikációk esetén a szimmetria hipotézise teljesüljön, bár megvizsgáljuk azokat. Ha a becsült kointegrációs vektorokban az előjelek megegyeznek az elmélet által várt előjelekkel és a változók együtthatóinak mértéke közelíti³⁸ a várt mértéket, akkor erős koncepcióban igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodelleket és a PPP-t is. A dinamikus fixhatás-becslés (*Dynamic Fixed-effects Estimation* – DFE), a csoportátlag (*Mean-group Estimation* – MG) (*Pesaran et al.* [1995]) és az összevont csoportátlag (PMG) (*Pesaran et al.* [1999]) becslés panel hibakorrektív modellt becsül, mely során ezek az eljárások a hibakorrektív együtthatókat is megbecslik. Ezekben az esetekben ugyanolyan döntési szabályt alkalmazunk, mint az idősorok esetén. Így az erős tesztelés koncepciójában akkor tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodelleket és a PPP-t, ha van kointegráció – azaz kimutatható az alkalmazkodás az egyensúlyhoz –, a kointegrációs vektorban szereplő változók előjele megfelel az elméleti feltevéseknek és a változók mértéke közelít a várthoz. Ha létezik kointegráció, de az előjelek nem jók, azaz nem a monetáris modellek és a PPP feltevéseit tükröző kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, akkor a monetáris modelleket és a PPP-t nem tekintjük empirikusan igazoltnak. Illetve, ha sikerült egy megfelelő kointegrációs vektort becsülni, de ehhez nem alkalmazkodik az árfolyam, akkor sem tekintjük igazoltnak a modelleket.

A teljesen módosított legkisebb négyzetek módszere (*Fully Modified Ordinary Least Square* – FM-OLS) és a dinamikus legkisebb négyzetek módszere becslés (*Dynamic Ordinary*

³⁸ Mivel idősoros vizsgálatok esetén akár kétszámjegyű együtthatókkal is szembesülhetünk a becslés során, így pozitív eredménynek értékeltük, hogy a panelben végzett vizsgálatoknál valamennyi esetben egyszámjegyű együtthatókat becsültünk. Abszolút értékben a legkisebb együttható, melynél még igazoltnak tekintettük a vizsgált modellt, 0.106, a legnagyobb 3.698. De több esetben kaptunk abszolút értékben egyhez egészen közeli értékeket, így ha szigorúbb kritériumrendszer alapján értékelnénk a becsléseket, akkor is találnánk empirikus igazolást a monetáris árfolyammodellek és a PPP empirikus érvényessége mellett, csak kicsit kevesebb esetben. Viszont, ha mind az arányosság, mind a szimmetria hipotézisének teljesülését megkövetelnénk az eredmények értékelésekor, akkor csak pár esetben tudnánk empirikusan igazoltnak tekinteni a modelleket.

Least Square – DOLS) nem becsli meg a hibakorrekciós együtthatókat, csak a kointegrációs vektort. Illetve az eljárás azt a változót sem jelenti le, amelyre a kointegrációs vektor normálva lett. Mindkét becslés, Hansen [1992] nyomán, a regresszió trianguláris reprezentációjából indul ki, s egyetlen közös kointegráló vektort feltételez az összes vizsgált keresztmetszeti egyed számára. Viszont lehetővé teszik az egyedi fix hatások (már ha specifikálunk ilyet) és a rövid távú hatások heterogenitását az egyes keresztmetszeti egyedeknél. Feltételezzük, hogy a függő változó és a magyarázó változók között kimutatható a kointegráció, de a keresztmetszeti egyedek egymással nem kointegráltak. Eredetileg egyik módszer sem panelbecslési eljárás volt. Az FM-OLS becslés Phillips – Hansen [1990]-es tanulmányához köthető, melyet Phillips – Moon [1999], Pedroni [2001a] és Kao – Chiang [2001] dolgoztak át panelbecsléssé. A DOLS becslést eredetileg Stock – Watson [1993] és Saikkonen [1992] fejlesztette ki kointegrált idősorok becslésére, melyet Kao – Chiang [2001], Mark – Sul [2003] és Pedroni [2001b] alakított át panelbecslési eljárássá. Az FM-OLS dinamikus heterogén panelek kointegráló vektorainak becslésére alkalmas, míg a DOLS-t eredetileg homogén panelekhez fejlesztették ki. Bár Kao – Chiang [2001] szimulációs eredményei szerint heterogén panel esetén az FM-OLS torzítása növekszik a homogén panelbecsléshez képest, illetve megállapítják, hogy a DOLS az esetek többségében torzítás tekintetében jobban teljesít az FM-OLS becslésnél, azaz kevésbé torzít. Az FM-OLS korrigálja az endogenitást és az autokorrelációt a hagyományos OLS becslésben, mivel az kointegrált idősorok becslése esetén erősen torzított eredményekhez vezet. A DOLS pedig abban különbözik a hagyományos OLS-től, hogy a magyarázó változók szintjei mellett azok differenciáinak (Δx_{it}) múltbeli (lag) és jövőbeli (lead) értékeit is a modellbe foglalja (szintén az endogenitás és az autokorreláció kezelésére). (Kao – Chiang [2001], Pedroni [2001a])

Mindkét becslést háromféleképpen végeztük el: elkészítettünk egy összevont (pooled), egy súlyozott összevont (pooled wieghted) és egy csoportátlag (grouped mean) verzióját a becsléseknek. Az összevont becslés a standard FM-OLS és DOLS becslést futtatja az összevont mintára, miután eltávolította a determinisztikus részeket mind a függő, mind a magyarázó változókból. A csoportátlag becslések a keresztmetszeti egyedek FM-OLS és DOLS becslések átlagát számítják ki. A súlyozott összevont becslések a heterogenitást próbálják figyelembe venni, de a súlyok a technikai különbségek miatt eltérnek a két becslés esetén. Az FM-OLS a hosszú távú kovarianciák egyed-specifikus becslését alkalmazza, hogy újrásúlyozza az adatokat, mielőtt kiszámítaná az összevont becslést. A DOLS a feltételes hosszú távú reziduumok varianciáinak egyed-specifikus becslését használja, hogy

újrásúlyozza a keresztmetszeti egyedek momentumait az összevont DOLS becslés kiszámítása során. (Kao – Chiang [2001], Pedroni [2001a]) Mindkét becslésnél a kointegráló vektorokba és a magyarázó változók egyenleteibe is tettünk egy konstans, illetve az 1980Q1-től kezdődő és annál rövidebb panelek esetén a monetáris modellek három- és kétváltozós specifikációjánál a magyarázó változók egyenletébe egy trendet is bevontunk a konstans mellé, mert úgy a modellillesztés jobbnak bizonyult. A DOLS becslésnél az egyed-specifikus késleltetések és a jövőbeli értékek számát automatikus módszerrel határoztuk meg: Schwarz információs kritériummal. Mivel a becslés érzékeny (az együtthatók mértéke és a t -statisztika is) a késleltetések és a jövőbeli értékek számának megválasztására (illetve valószínűleg a többi beállításra is), ezért Kao – Chiang [2001] DOLS beállításainak megfelelően is megbecsültük a modelleket 2 késleltetéssel és 1 jövőbeli értékkel.

A DFE, az MG és a PMG becslési eljárások elsősorban olyan nemstacioner, heterogén panelek becslésére alkalmasak, amelyekben mind az időintervallum, mind a keresztmetszeti egyedek száma nagy. A DFE egy hagyományos dinamikus fixhatás-becslés, míg a csoportátlag és az összevont csoportátlag viszonylag új becslési eljárások, melyeket Pesaran – Smith [1995]-ös és Pesaran és szerzőtársai [1999]-es munkájukban fejlesztettek ki. A három becslési eljárás abban különbözik egymástól, hogy a becslt paramétereket mennyire engedik változni a keresztmetszeti egyedek mentén. A dinamikus fixhatás-becslés csak a tengelymetszetek heterogenitását engedi meg (pl.: $\Delta e_{it} = \beta_{i0} + \gamma(e_{it-1} - \alpha_1 f_{it-1}) + \beta_1 \Delta f_{it} + u_{it}$). A csoportátlag becslés (MG) az N keresztmetszeti egyed paramétereinek az átlagát illeszti (pl.: $\Delta e_{it} = \beta_0 + \gamma(e_{it-1} - \alpha_1 f_{it-1}) + \beta_1 \Delta f_{it} + u_{it}$), így ebben az esetben a tengelymetszetek, a meredekségi együtthatók és a reziduumok varianciája is változhat a keresztmetszeti egyedek mentén. Az összevont csoportátlag (PMG) becslés esetén az összes keresztmetszeti egyednél azonosnak feltételezzük a kointegrációs vektort – azaz egyetlen közös kointegrációs vektort becslünk –, de az alkalmazkodási paraméter és a rövid távú hatások (a tengelymetszetek, a rövid távú együtthatók és a reziduumok varianciái) egyedenként eltérhetnek (pl.: $\Delta e_{it} = \beta_{i0} + \gamma_i(e_{it-1} - \alpha_1 f_{it-1}) + \beta_{i1} \Delta f_{it} + u_{it}$). A PMG maximum likelihood módszerrel becsli meg a paramétereket. (Pesaran – Smith [1995], Pesaran et al. [1999]) De sajnos a DFE és a PMG becslés nem minden esetben ad konzisztens eredményeket. A DFE becslés rákényszeríti a modellre a meredekségi együtthatók azonosságát, de ha a valóságban a meredekségi együtthatók heterogének, akkor a DFE becslés inkonzisztens és félrevezető eredményekhez vezet. Ezen kívül a dinamikus fix hatású modell általában torzításnak van kitéve az endogenitás miatt, ami az egyenletek bal oldalán lévő késleltetett függő változó és a hiba

között van. De a Hausman teszttel könnyedén mérhető a torzítás mértéke. A PMG becslés pedig a hosszú távú hatások homogenitását kényszeríti az adatokra. Ha ez a restriktió igaz, akkor a PMG hatékony és konzisztens becslést biztosít. Viszont, ha a hosszú távú hatások heterogének a keresztmetszeti egyedek mentén, akkor a PMG becslés is inkonzisztens lesz. Az MG becslés akkor is konzisztens, ha az eredeti modell együtthatói homogének, illetve akkor is, ha heterogének. Így Hausman teszttel vizsgálható, hogy a három becslés közül melyik becslés illik jobban a vizsgált adatokhoz. (*Blackburne III – Frank [2007]*)

4.2 Adatok³⁹

A paneladatok összeállításánál az OECD Statistics (Main Economic Indicators – MEI) adatbázisát használtuk fel. Az adatok hiánya miatt hat panelt állítottunk össze, amelyek a keresztmetszeti egyedek számában és a mintaidőszakban is eltérnek egymástól: az időben hosszú (például 1973 első negyedétől 2011 negyedik negyedévéig terjedő) panelek kevesebb keresztmetszeti egyedet tartalmaznak, az időben rövidebb (például 1996 első negyedétől 2011 negyedik negyedévéig terjedő) panelek pedig többet. A panelek részletes összeállítását az 13. táblázat tartalmazza. A táblázatban a valuták megnevezése helyett az országok neveit tüntettük fel.

³⁹ Szabó [2014] alapján.

13. táblázat

A minta hossza és a keresztmetszeti egyedek az OECD-országok dollárárfolyamainak paneljei esetén

Az OECD-országok dollárárfolyamainak paneljei						
	1973Q1- 2011Q4	1976Q4- 2011Q4	1980Q1- 2011Q4	1985Q1- 2011Q4	1992Q1- 2011Q4	1996Q1- 2011Q4
1.	Kanada	<i>Ausztrália</i>	Ausztrália	Ausztrália	Ausztrália	Ausztrália
2.	Norvégia	<i>Dánia</i>	Dánia	Dánia	<i>Csehország</i>	Csehország
3.	Svédország	Kanada	<i>Egyesült Királyság</i>	Egyesült Királyság	Dánia	Dánia
4.	Svájc	Norvégia	<i>Japán</i>	Japán	Egyesült Királyság	Egyesült Királyság
5.		Svájc	Kanada	Kanada	Japán	<i>eurózóna</i>
6.		Svédország	<i>Mexikó</i>	Mexikó	Kanada	Japán
7.			Norvégia	Norvégia	<i>Korea</i>	Kanada
8.			Svájc	Svájc	<i>Lengyelország</i>	Korea
9.			Svédország	Svédország	<i>Magyarország</i>	Lengyelország
10.				<i>Törökország</i>	Mexikó	Magyarország
11.					Norvégia	Mexikó
12.					Svájc	Norvégia
13.					Svédország	Svájc
14.					Törökország	Svédország
15.						Törökország
Megfigyelések száma:						
	624	846	1152	1080	1120	960

A legtöbb keresztmetszeti egyedet tartalmazó panel esetén összesen 15 OECD-ország (egészen pontosan: 14 ország, illetve az eurózóna) dollárárfolyamait vizsgáltuk meg negyedéves bontásban, így az 1996Q1 és 2011Q4 közötti időszakban a következő országok dollárárfolyamait tartalmazza a panel: Ausztrália, Csehország, Dánia, az eurózóna, 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 adatokkal 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 (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 adatok álltak rendelkezésre. 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,⁴⁰ így a szezonális kiigazítástól mi is eltekintünk. A fogyasztói árindex báziséve 2005., és a felkínált árukosár-kategóriák közül a „minden tételt tartalmazó” kategóriát alkalmaztuk. A teszteléshez Eviews és Stata programokat használtunk.

4.3 Panel egységgyök tesztek eredményei

Mivel a kointegráció csak nemstacioner⁴¹ változók között értelmezhető, ezért szükséges a változók integráltsági fokának tesztelése. A változóink integráltságának fokát négy teszttel teszteltük: IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri teszttel (*Im et al.* [2003], *Maddala – Wu* [1999], *Hadri* [2000]). Az eredmények robusztusságának vizsgálata érdekében valamennyi modellezési lehetőségre lefuttattuk a teszteket. Az IPS és a Fisher-ADF tesztnél a segéd regresszióban lévő képlettetések számát automatikus módszerrel, Schwarz információs kritérium alapján határoztuk meg, a Fisher-PP és a Hadri tesztnél pedig Bartlett kernelt alkalmaztunk a lehetséges autokorreláció korrigálására. A tesztek eredményei sok esetben nem egyértelműek, ezért a változók idősorainak ábráit is figyelembe vettük a változók integráltsági fokának meghatározásakor, melyek a B.1. mellékletben találhatóak. Az USA

⁴⁰http://stats.oecd.org/OECDStat_Metadata/PrinterFriendly.aspx?SourceU Letöltve: 2013. 03.18.

⁴¹ Általánosabb megközelítésben akkor nevezünk két nemstacioner idősort kointegrálnak, ha azok lineáris kombinációja alacsonyabb rendben integrált (*Darvas* [2004]). Mivel empirikus tanulmányok igazolják, hogy a gazdasági idősorok többsége egységgyök folyamat (*Hendry – Juselius* [2000]), így azok akkor lesznek kointegráltak, ha lineáris kombinációjuk stacioner. Tehát az egységgyök tesztek során azt várjuk, hogy a vizsgált változók $I(1)$ -es folyamatok legyenek.

változói idősoros egységgyök tesztekkel is tesztelhetők, hiszen az egyes egyenletekben ugyanazok az idősorok szerepelnek. Ezt a 3.3. fejezetben meg is tettük, Augmented Dickey Fuller (ADF) és Ng – Perron egységgyök tesztet, illetve Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) stacionaritás tesztet futtattunk a vizsgált idősorokra (*Dickey – Fuller [1979]*, *Ng – Perron [2001]*, *Kwiatkowski et al. [1992]*). Mivel az idősoros vizsgálatoknál nem teszteltük a PPP-t, ezért az eredményeket az árszínvonalakkal kiegészítve újra közöljük a B.2. mellékletben. Ezen felül az USA változóira minden panel esetén a kiválasztott négy paneltesztet is alkalmaztuk, hogy valamennyi változó integráltsági fokának tesztelése azonos módszertannal történjen, illetve, hogy megvizsgáljuk az eredmények robusztusságát. Bár az egyes panelek esetén nagyon hasonló eredményeket kellett volna kapnunk ezekre a változókra – mivel ugyanazokat az adatgeneráló folyamatokat teszteltük –, de sok esetben mégis egymástól eltérő eredményeket kaptunk. Ezekből az eredményekből jól látható, hogy a megfigyelések száma nagymértékben befolyásolta a tesztek eredményeit.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1973Q1-2011Q4) IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri egységgyök teszt eredményei

Az USA pénzkínálata az IPS teszt szerint vagy stacioner, vagy egységgyök folyamat, a Fisher-ADF teszt szerint viszont egyértelműen $I(1)$. A Fisher-PP tesztnél felmerül a stacionaritás lehetősége, de inkább $I(1)$ -nek ítéli a folyamatot, a Hadri teszt pedig teljesen bizonytalan, $I(2)$ -öt, vagy $I(3)$ -at mutat. Mivel a pénzkínálat idősoros ábrája alapján úgy tűnik, hogy a folyamatnak trendje van, így valószínűleg az nem lehet stacioner. Illetve a folyamat mind az első-, mind a második differenciájának ábráján több kiugró érték (outlier) detektálható, ami okozhatja a Hadri teszt bizonytalankodását. Így a folyamatot első fokon integrált folyamatnak tekintjük. A 3.3. fejezet idősoros tesztjei alapján szintén első fokon integrált folyamatnak ítéltük meg az amerikai pénzkínálatot. Az amerikai reáljövedelmet az IPS teszt és a Fisher-ADF teszt is $I(1)$ -nek, vagy $I(0)$ -nak mutatja, bár a Fisher-ADF teszt inkább $I(1)$ -nek. Ezzel szemben a Fisher-PP és a Hadri teszt egyértelműen egységgyök folyamatot jelez. Mivel a vizsgált idősor ábrájából úgy tűnik, hogy a folyamatnak trendje van, így nem lehet stacioner, ezért hasonlóan a 3.3. fejezet idősoros eredményeihez, egységgyök folyamatnak ítéljük az amerikai reáljövedelmet. Az USA árszínvonala ennél heterogénebb képet mutat, mind a panel, mind az idősoros egységgyök tesztek esetén. Az IPS teszt és a Fisher tesztek szerint a folyamat vagy stacioner, vagy első fokon integrált. A Fisher-ADF teszt szerint inkább $I(1)$, a Fisher-PP teszt szerint pedig inkább $I(0)$. A Hadri teszt pedig

másod fokú integráltságot mutat. Az idősoros tesztek eredményei alapján szintén nem lehet egyértelműen dönteni. Az ADF teszt $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -t jelez, de inkább $I(1)$ -et, a KPSS teszt $I(0)$ -t vagy $I(2)$, az Ng – Perron teszt pedig teljesen bizonytalan. Mivel az idősor ábrájából úgy tűnik, hogy a folyamatnak trendje van, ezért nem lehet stacioner, az idősor első differenciájának ábráján pedig jól megfigyelhető egy kiugró érték, ez okozhatja a tesztek bizonytalankodását. Így ezt a folyamatot is első fokon integrálnak ítéljük.

Az 1976Q1-től 2011Q4-ig tartó panel négy árfolyamot tartalmaz: a kanadai dollár, a norvég és svéd korona, illetve a svájci frank dollárárfolyamát. Az OECD-országok árfolyamait mind a négy panel egységgyök teszt első fokon integrált folyamatoknak jelzi. Az OECD-országok nominális pénzkínálata már nem mutat ennyire kedvező képet. Az IPS teszt stacionaritást jelez, míg a Fisher tesztek alapján vagy $I(1)$, vagy $I(0)$ folyamatok, de mindkét teszt szerint inkább $I(1)$. A Hadri tesztnél viszont felmerül a másod fokú integráltság lehetősége is. Mivel az ábrákból úgy tűnik, hogy az idősoroknak trendje van, ezért a stacionaritás nagy valószínűséggel kizárható. Az idősorok első differenciájának ábrájából kivehető, hogy kiugró értékekből sincs hiány, illetve a kanadai pénzkínálatnál felmerül a töréspont gyanúja, de a 3.3. fejezetben a kritikus időintervallumra futtatott egységgyök tesztek eredményei alapján kizártuk a töréspont lehetőségét. Ezek okozhatják a Hadri teszt bizonytalankodását. Így az OECD-országok nominális pénzkínálatát $I(1)$ -nek ítéljük. Viszont az OECD-országok reáljövedelmét három teszt is egyértelműen egységgyök folyamatnak mutatja: az IPS, a Fisher-ADF és a Fisher-PP teszt. Csak a Hadri teszt bizonytalankodik, de ez ismét magyarázható az idősorok első differenciájában jól megfigyelhető kiugró értékekkel, így ezt is egységgyök folyamatnak tekintjük. Az OECD-országok árszínvonalai a pénzkínálathoz hasonlóan heterogén képet mutatnak. Az IPS és a Fisher tesztek alapján is vagy $I(1)$, vagy $I(0)$, de a Fisher tesztek szerint inkább $I(1)$. A Hadri teszt másod fokú integráltságot mutat, amit okozhatnak az ábrákon megfigyelhető kiugró értékek, és lehetséges töréspontok (Kanada, Norvégia, Svédország). Így az OECD-országok árszínvonalait is $I(1)$ -nek ítéljük. Az eredményeket a 14. és a 15. táblázat tartalmazza.⁴²

⁴² Valamennyi panel egységgyök teszt eredményt tartalmazó táblázat esetén a következőket jelentik a jelölések: a vizsgált idősorok A) egyedi tengelymetszetet tartalmaznak; B) egyedi tengelymetszetet és trendet is tartalmaznak; C) egyiket sem tartalmaznak. Továbbá: a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%. A Fisher-ADF és a Fisher-PP teszt esetén is a χ^2 (Khi négyzet) tesztet, a Hadri teszt esetén a heteroskedasztikus konzisztens Z statisztikát alkalmaztuk.

14. táblázat

Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1973Q1-2011Q4)

Változók	IPS teszt		Fisher-ADF teszt		
	A	B	A	B	C
<i>USA változói 1973Q1-2011Q4</i>					
m_t^*	-1.614 [*]	-0.173	12.960	6.205	0.003
Δm_t^*	-4.718 ^{***}	-11.161 ^{***}	38.984 ^{***}	115.038 ^{***}	8.231 ^{***}
y_t^*	1.638	-2.007 ^{**}	1.692	15.330 [*]	0.151
Δy_t^*	-10.660 ^{***}	-10.109 ^{***}	119.502 ^{***}	100.225 ^{***}	147.604 ^{***}
p_t^*	-3.795 ^{***}	-1.224	29.867 ^{***}	10.698	0.183
Δp_t^*	-2.950 ^{***}	-3.898 ^{***}	22.323 ^{***}	29.077 ^{***}	24.043 ^{***}
<i>OECD-országok változói 1973Q1-2011Q4</i>					
e_{it}	-1.234	-0.304	11.029	7.886	10.628
Δe_{it}	-17.683 ^{***}	-17.893 ^{***}	235.982 ^{***}	216.368 ^{***}	572.175 ^{***}
m_{it}	-2.220 ^{**}	-1.337 [*]	19.125 ^{**}	11.671	0.027
Δm_{it}	-5.316 ^{***}	-5.643 ^{***}	47.793 ^{***}	47.995 ^{***}	18.962 ^{**}
y_{it}	0.682	0.068	9.328	12.059	0.117
Δy_{it}	-19.983 ^{***}	-21.206 ^{***}	250.268 ^{***}	233.624 ^{***}	617.926 ^{***}
p_{it}	-4.225 ^{***}	0.011	36.037 ^{***}	8.604	0.836
Δp_{it}	-1.530 [*]	-2.715 ^{***}	14.001 [*]	20.663 ^{***}	27.184 ^{***}

15. táblázat

A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1973Q1-2011Q4)

Változók	Fisher-PP teszt			Hadri teszt	
	A	B	C	A	B
<i>USA változói 1973Q1-2011Q4</i>					
m_t^*	13.808 [*]	4.823	0.000	17.674 ^{***}	9.234 ^{***}
Δm_t^*	116.909 ^{***}	11.936 ^{***}	30.168 ^{***}	4.485 ^{***}	6.939 ^{***}
$\Delta^2 m_t^*$	—	—	—	0.271	5.689 ^{***}
y_t^*	1.551	4.696	0.026	17.530 ^{***}	3.627 ^{***}
Δy_t^*	120.347 ^{***}	101.049 ^{***}	151.130 ^{***}	-1.122	0.365
p_t^*	126.245 ^{***}	15.226 [*]	0.000	17.115 ^{***}	13.105 ^{***}
Δp_t^*	103.344 ^{***}	156.541 ^{***}	45.615 ^{***}	11.907 ^{***}	4.395 ^{***}
$\Delta^2 p_t^*$	—	—	—	-2.129	-2.804
<i>OECD-országok változói 1973Q1-2011Q4</i>					
e_{it}	7.701	5.885	12.089	7.268 ^{***}	5.530 ^{***}
Δe_{it}	229.508 ^{***}	209.749 ^{***}	538.472 ^{***}	0.076	-0.335
m_{it}	38.199 ^{***}	9.702	0.000	17.629 ^{***}	12.121 ^{***}
Δm_{it}	237.311 ^{***}	229.221 ^{***}	369.080 ^{***}	5.871 ^{***}	3.718 ^{***}
$\Delta^2 m_{it}$	—	—	—	-1.035	0.4846
y_{it}	10.239	9.367	0.081	16.919 ^{***}	6.779 ^{***}
Δy_{it}	286.939 ^{***}	264.597 ^{***}	830.210 ^{***}	3.143 ^{***}	0.811
$\Delta^2 y_{it}$	—	—	—	-0.052	4.179 ^{***}
p_{it}	162.261 ^{***}	8.234	0.000	16.563 ^{***}	14.625 ^{***}
Δp_{it}	185.191 ^{***}	259.390 ^{***}	136.685 ^{***}	12.809 ^{***}	4.141 ^{***}
$\Delta^2 p_{it}$	—	—	—	-1.699	-1.426

Az OECD-országok dollárpaneljének (1976Q4-2011Q4) IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri egységgyök teszt eredményei

Bár az USA változóról már megállapítottuk, hogy milyen integráltsági fokúak, minden panel esetén megvizsgáltuk azokat, hogy lássuk az eredmények robusztusságát. Az 1976Q4-től 2011Q4-ig tartó panelben az USA pénzkínálatát az IPS és a Fisher-PP teszt egyértelműen $I(1)$ -nek mutatja, a Fisher-ADF $I(1)$ -nek vagy $I(0)$ -nak, de inkább $I(1)$ -nek, míg a Hadri teszt szerint akár harmad fokon is integrált lehet, aminek nyilvánvalóan nincs realitása. Viszont a reáljövedelem egyértelműen egységgyök folyamat valamennyi teszt szerint. Érdekes, hogy ezen a mintán az árszínvonal stacionernek tűnik a tesztek eredménye alapján, holott az árszínvonal idősoros ábráján jól látható trend rajzolódik ki. Ennek ellenére az IPS teszt egyértelműen stacionaritást jelez, a Fisher tesztek szerint $I(1)$ vagy $I(0)$, de inkább $I(0)$, míg a Hadri teszt másod fokú integráltságot mutat. A már korábban is megfigyelt kiugró értékek és esetleges töréspontok (Kanada, Norvégia, Svédország, Ausztrália, Dánia) okozhatják a tesztek bizonytalankodását. Az árszínvonallal az előző esetben is nehezen tudtunk dönteni csak a tesztek eredményei alapján.

Ebbe a mintába további két árfolyamot tudtunk bevonni: az ausztrál dollár és a dán korona dollárárfolyamát. Az OECD-országok árfolyamaira ezen a mintán is kedvező eredményeket kaptunk: a Fisher tesztek és a Hadri teszt szerint is egyértelműen egységgyök folyamatokról van szó, csak az IPS teszt bizonytalan, azokat $I(0)$ -nak, vagy $I(1)$ -nek ítéli. Mivel úgy tűnik, hogy az újonnan bevont két árfolyamnak is trendje van, ezért valószínű, hogy a folyamatok nem lehetnek stacionerek. Így $I(1)$ -nek tekintjük az OECD-országok árfolyamait ezen a mintán is. Az OECD-országok pénzkínálata az IPS és a Fisher tesztek alapján $I(1)$ vagy $I(0)$, de inkább $I(1)$, a Hadri teszt pedig másod fokú integráltságot mutat. Úgy tűnik, hogy az újonnan bevont ausztrál és dán pénzkínálatnak is trendje van, így a stacionaritás valószínűleg nem jöhet szóba, illetve mindkét újonnan bevont ország első differenciájában kiugró értékek figyelhetők meg, amik továbbra is befolyásolhatják a Hadri teszt eredményét (a már korábban megfigyelt kiugró értékek mellett). Így az OECD-országok pénzkínálatát az 1976Q4-től kezdődő panelen is $I(1)$ -nek tekintjük. Az OECD-országok reáljövedelme esetén csak a Hadri teszt bizonytalankodik: $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -öt mutat. Viszont az IPS és a Fisher tesztek alapján egyértelműen egységgyök folyamatokról van szó. Mivel az idősorok első differenciájának ábráján jól kivehető kiugró értékek láthatók, amikre a Hadri teszt érzékeny lehet, az OECD-országok pénzkínálatainak folyamatait $I(1)$ -nek ítéljük. Az OECD-országok

árszínvonalainak teszteredményei ellentmondanak annak, amit az egyes árszínvonalak szintjeinek ábráin láthatunk: nagy valószínűséggel a folyamatoknak trendje van. Ennek ellenére a tesztek többsége stacionaritást mutat: az IPS teszt egyértelműen $I(0)$ -t, a Fisher tesztek $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -t, de inkább $I(0)$ -t, a Hadri teszt pedig másod fokú integráltságot. Mivel kevésbé valószínű mind a stacionaritás, mint a másod fokú integráltság, ezért nem zárjuk ki az egységgyök jelenlétét a folyamatokban. Az eredmények a 16. és a 17. táblázatban találhatóak:

16. táblázat

Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1976Q4-2011Q4)

Változók	IPS teszt		Fisher-ADF teszt		
	A	B	A	B	C
<i>USA változói 1976Q4–2011Q4</i>					
m_t^*	0.500	0.548	6.068	6.266	0.000
Δm_t^*	-14.252***	-14.026***	200.564***	176.493***	15.524
y_t^*	1.487	-0.451	3.207	10.443	0.072
Δy_t^*	-10.754***	-9.897***	137.063***	111.586***	195.912***
p_t^*	-4.757***	-6.006***	45.947***	57.836***	0.235
Δp_t^*	-3.434***	-4.275***	31.681***	38.408***	23.491**
<i>OECD-országok változói 1976Q4-2011Q4</i>					
e_{it}	-1.778**	-0.321	18.548	11.368	14.082
Δe_{it}	-20.012***	-20.309***	315.071***	288.102***	677.397***
m_{it}	-0.374	-1.968**	10.893	21.154**	0.020
Δm_{it}	-6.497***	-6.873***	70.656***	70.661***	29.195***
y_{it}	0.590	1.276	10.199	9.367	0.172
Δy_{it}	-22.589***	-23.643***	340.211***	313.644***	825.119***
p_{it}	-8.203***	-2.277***	109.999***	26.695***	0.659
Δp_{it}	-2.553***	-3.862***	24.217**	38.681***	34.217***

17. táblázat

A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1976Q4-2011Q4)

Változók	Fisher-PP teszt			Hadri teszt	
	A	B	C	A	B
<i>USA változói 1976Q4–2011Q4</i>					
m_t^*	10.730	11.305	0.000	19.592***	6.954***
Δm_t^*	198.455***	173.045***	56.300***	3.447***	9.786***
$\Delta^2 m_t^*$	–	–	–	2.941***	8.331***
y_t^*	4.934	3.084	0.020	19.280***	5.448***
Δy_t^*	168.909***	141.225***	199.984***	-0.596	0.336
p_t^*	139.532***	49.879***	0.000	21.202***	13.814***
Δp_t^*	172.083***	222.269***	76.897***	10.306***	5.993***
$\Delta^2 p_t^*$	–	–	–	-2.592	-3.372
<i>OECD-országok változói 1976Q4–2011Q4</i>					
e_{it}	14.473	7.292	12.755	5.815***	6.081***
Δe_{it}	305.985***	276.040***	632.390***	0.722	-0.995
m_{it}	26.043**	16.403	0.000	20.101***	11.052***
Δm_{it}	322.044***	303.089***	580.949***	3.921***	4.122***
$\Delta^2 m_{it}$	–	–	–	-0.949	-0.379
y_{it}	9.820	9.013	0.115	18.664***	7.878***
Δy_{it}	431.623***	391.834***	1211.08***	2.178**	1.071
$\Delta^2 y_{it}$	–	–	–	0.065	4.051***
p_{it}	229.739***	43.186***	0.000	19.432***	16.477***
Δp_{it}	261.612***	350.208***	230.637***	14.710***	8.708***
$\Delta^2 p_{it}$	–	–	–	-1.891	-1.629

Az OECD-országok dollárpaneljének (1980Q1-2011Q4) IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri egységgyök teszt eredményei

Az 1980Q1-től kezdődő panel esetén az USA változóira hasonló eredményeket kaptunk, mint a többi mintán, csak a Hadri teszt mutat jelentős bizonytalanságot. Az USA pénzkínálata egyértelműen $I(1)$ az IPS és a Fisher tesztek szerint, a Hadri teszt viszont másod, vagy akár harmadfokú integráltságot jelez, ami nem túl reális. Az USA reáljövedelménél hasonló a helyzet: az IPS és a Fisher tesztek egyértelműen első fokon integrálnak jelzik az amerikai reáljövedelmet, csak a Hadri teszt bizonytalan, bár egy esetben az is $I(1)$ -et jelez. Viszont az amerikai árszínvonallal kapcsolatban bizonytalanok a tesztek: az IPS teszt és a Fisher tesztek $I(1)$ -et, vagy $I(0)$ -t jeleznek, de a Fisher tesztek inkább $I(0)$ -t, a Hadri teszt pedig $I(2)$ -öt. Ez továbbra is ellentétes azzal, amit az ábrán láthatunk, hiszen az amerikai árszínvonalnak nagy valószínűséggel trendje van, tehát nem lehet stacioner.

A minta rövidülésével újabb három valutapárt tudunk bevonni a vizsgálatba: az angol font, a japán jen és a mexikói peso dollárárfolyamait. Sajnos ezen a mintán az OECD-

országok árfolyamaira nem kaptunk olyan kedvező eredményeket. Az IPS teszt stacionaritást jelez, a Fisher tesztek $I(1)$ -et, vagy $I(0)$ -t – a Fisher-ADF teszt inkább $I(0)$ -t, a Fisher-PP teszt inkább $I(1)$ -et –, a Hadri teszt pedig nagyon bizonytalan. Az ábrák alapján viszont úgy tűnik, hogy a dán korona és a mexikói peso dollárárfolyamának trendje van, viszont a font dollárárfolyamáról nehezen lehet dönteni, hogy van-e trendje. Mivel az árfolyamok többsége valószínűleg rendelkezik trenddel, így a stacionaritást kizárjuk, és inkább $I(1)$ -nek tekintjük a folyamatokat a tesztek eredményei ellenére. Az árfolyamok első és második differenciájának idősoraiiban is jó pár kiugró érték látható, ezekre pedig érzékeny lehet a Hadri teszt. Az OECD-országok pénzkínálatai ezen a mintán is heterogén képet mutatnak. Az IPS teszt és a Fisher tesztek szerint is $I(1)$ vagy $I(0)$ folyamatok: a Fisher-ADF teszt szerint inkább $I(0)$, a Fisher-PP teszt szerint meg inkább $I(1)$. A Hadri teszt teljesen bizonytalan, felmerül a másod- és a harmadfokú integráltság lehetősége is, ami teljesen irreális. Mivel az ábrák alapján úgy tűnik, hogy a pénzkínalatoknak trendje van, ezért kizárjuk a stacionaritást, és a folyamatokat $I(1)$ -nek tekintjük. A Hadri teszt bizonytalankodásáért továbbra is a pénzkínalatok első és második differenciáiban is megfigyelhető kiugró értékeket okoljuk. Az OECD-országok reáljövedelme viszont sokkal kedvezőbb képet mutat: az IPS teszt és a Fisher tesztek is egyértelműen egységgyök folyamatokat jeleznek, csak a Hadri teszt bizonytalan, ismét, de kiugró értékekből továbbra sincs hiány az idősorok differenciáiban. Az OECD-országok reáljövedelmét első fokon integráltnak tekintjük ezen a mintán is. A tesztek az OECD-országok árszínvonalait is furcsán ítélik meg, nem csak az amerikai árszínvonalat. Úgy tűnik, a bevont új három árszínvonalnak is trendje van, a tesztek ennek ellenére többségében továbbra is stacionaritást jeleznek. Az IPS teszt $I(0)$ -t, a Fisher tesztek $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -t, de inkább $I(0)$ -t mutatnak. A Hadri teszt az előző mintákhoz hasonlóan $I(2)$ -öt jelez. Az OECD-országok árszínvonalait továbbra is inkább $I(1)$ -nek tekintjük. Az eredményeket a 18. és a 19. táblázat szemlélteti:

18. táblázat

Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1980Q1-2011Q4)

Változók	IPS teszt		Fisher-ADF teszt		
	A	B	A	B	C
<i>USA változói 1980Q1-2011Q4</i>					
m_t^*	1.492	-0.335	6.059	14.410	0.000
Δm_t^*	-16.009***	-15.441***	263.802***	225.892***	33.846**
y_t^*	0.803	1.731	8.125	5.349	0.117
Δy_t^*	-14.632***	-13.973***	235.468***	198.858***	264.946***
p_t^*	-3.236***	-1.175	36.776***	19.233	0.001
Δp_t^*	-12.714***	-13.224***	192.971***	184.431***	80.900***
<i>OECD-országok változói 1980Q1-2011Q4</i>					
e_{it}	-3.711***	-1.745**	55.162***	27.905*	21.853
Δe_{it}	-21.541***	-22.067***	395.692***	366.068***	700.773***
m_{it}	-1.066	-1.768*	26.902*	27.636*	0.284
Δm_{it}	-6.713***	-6.524***	88.828***	79.324***	50.686***
y_{it}	0.043	1.486	16.617	16.312	0.763
Δy_{it}	-25.989***	-27.004***	469.692***	431.228***	1106.21***
p_{it}	-8.184***	-4.239***	136.646***	82.207***	1.290
Δp_{it}	-6.016***	-9.332***	72.265***	131.700***	91.463***

19. táblázat

A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1980Q1-2011Q4)

Változók	Fisher-PP teszt			Hadri teszt	
	A	B	C	A	B
<i>USA változói 1980Q1-2011Q4</i>					
m_t^*	6.278	12.781	0.000	23.376***	11.293***
Δm_t^*	263.217***	222.336***	67.117***	5.665***	4.109***
$\Delta^2 m_t^*$	–	–	–	-1.156	1.418*
y_t^*	3.845	4.008	0.091	23.119***	8.982***
Δy_t^*	255.630***	217.163***	282.780***	0.805	2.582***
$\Delta^2 y_t^*$	–	–	–	-0.083	1.945**
p_t^*	130.914***	103.296***	0.000	24.331***	18.480***
Δp_t^*	399.716***	410.987***	226.907***	11.658***	4.343***
$\Delta^2 p_t^*$	–	–	–	-0.916	0.508
<i>OECD-országok változói 1980Q1-2011Q4</i>					
e_{it}	37.337***	17.735	21.888	18.684***	15.646***
Δe_{it}	429.413***	391.375***	831.817***	6.795***	0.576
$\Delta^2 e_{it}$	–	–	–	1.418*	11.181***
m_{it}	67.074***	13.985	0.000	23.376***	11.293***
Δm_{it}	321.368***	311.073***	544.263***	5.665***	4.109***
$\Delta^2 m_{it}$	–	–	–	-1.156	1.417*
y_{it}	10.681	10.142	0.725	20.919***	10.202***
Δy_{it}	508.685***	462.617***	1327.96***	1.469*	1.791**
$\Delta^2 y_{it}$	–	–	–	1.435*	8.679***
p_{it}	255.748***	161.153***	0.381	22.101***	17.937***
Δp_{it}	418.073***	485.625***	583.246***	14.249***	8.196***
$\Delta^2 p_{it}$	–	–	–	-2.281	-1.086

Az OECD-országok dollárpaneljének (1985Q1-2011Q4) IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri egységgyök teszt eredményei

Az 1985Q1-től 2011Q4-ig tartó panelbe egy újabb árfolyamot tudunk bevonni: a török líra dollárárfolyamát, de az időintervallum rövidülése miatt már kicsit csökkent a megfigyelések száma az előző panelhez képest. Az amerikai változókra vonatkozó eredmények nem sokban módosultak az előző mintákhoz képest (ami az eredmények robusztusságára utal, hiszen ugyanazokról az adatgeneráló folyamatokról van szó). Az amerikai pénzkínálat az IPS és a Fisher tesztek szerint is egyértelműen egységgyök folyamat, csak a Hadri teszt bizonytalanodik. Az amerikai reáljövedelem eredményei még ennél is kedvezőbbek: mind a négy teszt alapján egyértelműen $I(1)$ -es folyamat. Az USA árszínvonalának eredményei pedig hasonlóak az előző minták eredményeihez: az IPS és a Fisher tesztek alapján is $I(1)$ vagy $I(0)$, de a Fisher tesztek szerint inkább $I(1)$, a Hadri teszt pedig $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -öt mutat.

Az OECD-országok árfolyamaira viszont kifejezetten kedvezőtlen eredményeket kaptunk. Az IPS és a Fisher tesztek is stacionaritást jeleznek, a Hadri teszt pedig bizonytalan. De a legtöbb árfolyamnak az ábrák alapján úgy tűnik, hogy trendje van, így nagy valószínűséggel nem lehetnek stacionerek. Az árfolyamok differenciáiban megfigyelhető kiugró értékek pedig okozhatják a Hadri teszt bizonytalanságát. Így ezen a mintán is inkább $I(1)$ -nek tekintjük az árfolyamokat az idősorok ábrái alapján, a tesztek eredményeinek ellenére. Az OECD-országok pénzkínálata az IPS és a Fisher tesztek alapján is $I(1)$ vagy $I(0)$, de a Fisher tesztek szerint inkább $I(1)$. A Hadri teszt teljesen bizonytalan, másod, illetve harmadfokú integráltságot mutat, ami kissé irreális. Az OECD-országok pénzkínálatát így ismét $I(1)$ -nek ítéljük. Az OECD-országok reáljövedelme az IPS és a Fisher-ADF teszt alapján egyértelműen egységgyök folyamat, míg a Fisher-PP teszt szerint $I(1)$ vagy $I(0)$, de inkább $I(1)$, a Hadri teszt pedig bizonytalan. Az OECD-országok reáljövedelmét a tesztek eredményei és az idősorok ábrái alapján is egységgyök folyamatnak tekintjük, hasonlóan a többi mintához. Az OECD-országok árszínvonalainak eredményei hasonlóak az előző minták eredményeihez: az IPS teszt és a Fisher-PP teszt egyértelműen stacionaritást jelez, a Fisher-ADF teszt $I(1)$ -et, vagy $I(0)$ -t mutat, de inkább $I(0)$ -t, a Hadri teszt pedig az előző mintákhoz hasonlóan kitar a másodfokú integráltság mellett. Mivel a legtöbb árszínvonal úgy tűnik, hogy rendelkezik trenddel, ezért a stacionaritást továbbra is kizárjuk, és inkább $I(1)$ -nek tekintjük a folyamatokat. Az eredményeket a 20. és a 21. táblázat tartalmazza:

20. táblázat

Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1985Q1-2011Q4)

Változók	IPS teszt		Fisher-ADF teszt		
	A	B	A	B	C
<i>USA változói 1985Q1-2011Q4</i>					
m_t^*	9.720	5.273	0.050	0.952	0.000
Δm_t^*	-14.779***	-14.381***	239.273***	207.738***	31.226*
y_t^*	-0.233	2.357	14.257	4.549	0.242
Δy_t^*	-12.051***	-11.251***	184.207***	151.211***	207.758***
p_t^*	-4.455***	3.358	52.846***	2.653	0.000
Δp_t^*	-13.277***	-30.476***	208.237***	535.201***	19.473
<i>OECD-országok változói 1985Q1-2011Q4</i>					
e_{it}	-5.615***	-2.276***	83.403***	46.307***	52.457***
Δe_{it}	-20.414***	-20.652***	372.337***	338.429***	604.651***
m_{it}	0.249	-1.524*	27.922	39.878***	0.430
Δm_{it}	-10.993***	-9.632***	173.074***	138.489***	208.871***
y_{it}	-0.624	0.526	24.693	22.455	1.519
Δy_{it}	-25.392***	-26.342***	458.793***	412.013***	1043.56***
p_{it}	-5.838***	-2.547***	92.893***	46.304***	4.157
Δp_{it}	-6.185***	-8.104***	99.196***	130.301***	54.031***

21. táblázat

A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1985Q1-2011Q4)

Változók	Fisher-PP teszt			Hadri teszt	
	A	B	C	A	B
<i>USA változói 1985Q1-2011Q4</i>					
m_t^*	0.061	0.726	0.000	21.456***	13.064***
Δm_t^*	239.273***	207.738***	66.874***	2.590***	4.262***
$\Delta^2 m_t^*$	–	–	–	5.474***	23.124***
y_t^*	11.835	1.796	0.089	19.695***	9.410***
Δy_t^*	118.302***	86.544***	154.185***	0.804	0.681
p_t^*	41.969***	3.502	0.000	21.312***	12.246***
Δp_t^*	432.430***	408.554***	237.105***	6.411***	-0.103
$\Delta^2 p_t^*$	–	–	–	-2.245	-0.656
<i>OECD-országok változói 1985Q1-2011Q4</i>					
e_{it}	74.012***	41.911***	54.072***	8.620***	8.653***
Δe_{it}	406.379***	368.626***	693.699***	2.193**	4.586***
$\Delta^2 e_{it}$	–	–	–	1.398*	10.549***
m_{it}	77.732***	28.123	0.000	20.811***	9.579***
Δm_{it}	277.577***	256.229***	368.856***	3.613***	5.280***
$\Delta^2 m_{it}$	–	–	–	-0.030	5.777***
y_{it}	29.419*	15.914	0.937	17.089***	9.410***
Δy_{it}	508.485***	418.303***	1273.48***	2.960***	2.944***
$\Delta^2 y_{it}$	–	–	–	-0.009	6.051***
p_{it}	109.383***	46.089***	1.136***	19.332***	13.041***
Δp_{it}	487.763***	489.352***	802.952***	9.012***	7.215***
$\Delta^2 p_{it}$	–	–	–	-1.938	-1.164

Az OECD-országok dollárpaneljének (1992Q1-2011Q4) IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri egységgyök teszt eredményei

Az USA változóra az 1992Q1-től kezdődő panelen kicsit bizonytalanabb eredményeket kaptunk, mint az előző mintán. Az USA pénzkínálata az IPS és a Fisher-PP teszt alapján $I(1)$ vagy $I(0)$, de a Fisher-PP teszt szerint inkább $I(1)$. A Fisher-ADF és a Hadri teszt is nagyon bizonytalan, nem lehet döntést hozni az eredményeik alapján, illetve irreális eredményeket is mutatnak. Az USA reáljövedelme egy kicsit stabilabb képet mutat: az IPS és a Fisher tesztek alapján $I(1)$ vagy $I(0)$, de a Fisher tesztek inkább $I(1)$ -et jeleznek. A Hadri teszt szerint vagy egységgyök folyamat, vagy másod fokon integrált. Az amerikai árszínvonal ezen a panelen pedig ennél is kedvezőbb képet mutat, a többi mintával ellentétben. Az IPS és a Fisher-ADF teszt szerint is egyértelműen $I(1)$, a Fisher-PP és a Hadri teszt alapján $I(1)$ vagy $I(0)$, de a Fisher-PP inkább $I(1)$ -et jelez.

Az 1992Q1-től 2011Q4-ig tartó panelbe az időszak rövidülésével négy új árfolyamot tudtunk bevonni (a cseh korona, a lengyel zloty, a magyar forint és a dél-koreai won dollárárfolyamát), így tizennégyre nőtt a keresztmetszeti egyedek száma. Ezen a mintán sem kaptunk sokkal kedvezőbb eredményeket az OECD-országok dollárárfolyamaira az előző panel eredményeihez képest. Az IPS teszt és a Fisher tesztek $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -t jeleznek, de a Fisher tesztek inkább stacionaritást. A Hadri teszt pedig teljesen bizonytalan, a másod-, illetve a harmadfokú integráltság is felmerül, ami nem túl reális feltételezés gazdasági idősorok esetén. Az árfolyamok első és második differenciáiban megfigyelhető kiugró értékek továbbra is magyarázhatják a Hadri teszt irreális eredményeit. A stacionaritást pedig ismét kizárjuk, mivel az árfolyamok ábráiból jól kivehető, hogy nagy valószínűséggel a legtöbb árfolyam trenddel rendelkezik, azaz nem lehetnek stacionerek. Így a tesztek eredményeinek ellenére ezen a mintán is egységgyök folyamatoknak ítéljük meg az OECD-országok árfolyamait. Az OECD-országok nominális pénzkínálata egyértelműen egységgyök folyamat az IPS teszt szerint, a Fisher tesztek alapján vagy egységgyök folyamat, vagy stacioner, de inkább $I(1)$, a Hadri teszt pedig ismét nagyon bizonytalan. Mivel az idősorok ábrájából úgy tűnik, hogy nagy valószínűséggel valamennyi pénzkínálatnak trendje van, ezért az OECD-országok pénzkínálatát egységgyök folyamatnak tekintjük. Az OECD-országok reáljövedelme is kifejezetten kedvező képet mutat ezen a mintán: az IPS, a Fisher-PP és a Hadri teszt szerint is egyértelműen egységgyök folyamat. Csak a Fisher-ADF mutat $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -t, de az is

inkább $I(1)$ -et jelez. Így az OECD-országok reáljövedelmeit $I(1)$ -es folyamatoknak tekintjük. Az OECD-országok árszínvonalai továbbra is inkább stacionernek tűnnek a tesztek eredményei alapján. Az IPS teszt és a Fisher tesztek is $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -t jeleznek, de a Fisher tesztek szerint inkább stacioner folyamatokról van szó. A Hadri teszt teljesen bizonytalan, másod, illetve harmadfokú integráltságot mutat, ami nem túl valószínű. Az árszínvonalak ábrái alapján továbbra is kizárjuk a stacionaritást, a Hadri teszt bizonytalanságát pedig a differenciákban megjelenő kiugró értékekkel magyarázzuk. Így ezen a mintán is inkább egységgyök folyamatoknak tekintjük az árszínvonalakat – a tesztek eredményeinek ellenére –, mint stacionernek. Az eredményeket a 22. és a 23. táblázat tartalmazza:

22. táblázat

Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1992Q1-2011Q4)

Változók	IPS teszt		Fisher-ADF teszt		
	A	B	A	B	C
<i>USA változói 1992Q1–2011Q4</i>					
m_t^*	12.929	-5.267***	0.025	72.088***	0.000
Δm_t^*	-15.143***	-15.391***	265.410***	246.980***	23.063
y_t^*	-3.524***	0.799	50.105***	14.164	1.053
Δy_t^*	-10.260***	-9.483***	160.746***	136.532***	210.727***
p_t^*	3.175	0.129	5.413	18.012	0.000
Δp_t^*	-35.215***	-35.510***	346.686***	454.667***	101.092***
<i>OECD-országok változói 1992Q1-2011Q4</i>					
e_{it}	-2.311**	0.003	50.498***	23.591	38.842*
Δe_{it}	-19.825***	-19.865***	363.824***	341.223***	588.213***
m_{it}	1.325	1.001	48.075**	23.455	0.698
Δm_{it}	-10.505***	-11.563***	182.436***	189.360***	95.821***
y_{it}	-0.185	-1.140	30.832	39.336*	2.558
Δy_{it}	-25.313***	-25.639***	361.720***	336.715***	998.721***
p_{it}	-0.482	-1.369*	76.512***	39.878*	2.970
Δp_{it}	-1.369***	-15.220***	208.028***	228.588***	109.158***

23. táblázat

A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1992Q1-2011Q4)

Változók	Fisher-PP teszt			Hadri teszt	
	A	B	C	A	B
<i>USA változói 1992Q1–2011Q4</i>					
m_t^*	0.005	85.529***	0.000	26.989***	7.829***
Δm_t^*	258.804***	245.682***	83.983***	8.096***	9.502***
$\Delta^2 m_t^*$	–	–	–	-1.449	1.309*
y_t^*	53.945***	6.299	0.383	20.189***	17.973***
Δy_t^*	101.285***	66.665***	157.859***	4.646***	-1.618
$\Delta^2 y_t^*$	–	–	–	-3.302	-3.720
p_t^*	10.140	56.309***	0.000	27.164***	-0.149
Δp_t^*	257.890***	257.890***	290.294***	0.431	4.817
<i>OECD-országok változói 1992Q1–2011Q4</i>					
e_{it}	48.139**	15.727	52.417***	9.864***	15.011***
Δe_{it}	384.743***	345.666***	628.618***	3.900***	1.644*
$\Delta^2 e_{it}$	–	–	–	0.814	8.539***
m_{it}	143.710***	22.601	0.000	26.135***	16.488***
Δm_{it}	259.989***	274.329***	181.826***	9.240***	5.711***
$\Delta^2 m_{it}$	–	–	–	0.925	8.247***
y_{it}	25.065	23.230	2.530	18.888***	10.601***
Δy_{it}	353.673***	329.120***	1021.71***	-0.161	-2.043
p_{it}	138.574***	82.698***	0.665	24.116***	12.665***
Δp_{it}	283.506***	336.771***	846.940***	8.235***	9.603***
$\Delta^2 p_{it}$	–	–	–	0.637	7.691***

Az OECD-országok dollárpaneljének (1996Q1-2011Q4) IPS, Fisher-ADF, Fisher-PP és Hadri egységgyök teszt eredményei

Az 1996Q1-től kezdődő mintán az USA pénzkínálata az IPS, a Fisher-PP és a Hadri teszt alapján egyértelműen egységgyök folyamat, csak a Fisher-ADF teszt mutat $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -öt, de az is inkább $I(1)$ -et. A reáljövedelem vagy első fokon integrált vagy stacioner: az IPS teszt $I(0)$ -t, a Fisher tesztek $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -t jeleznek. De a Fisher-ADF teszt szerint inkább $I(0)$, a Fisher-PP teszt szerint pedig inkább $I(1)$. 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. Stacioner nagy valószínűséggel 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 $I(1)$, de inkább $I(1)$, a Hadri teszt pedig teljesen bizonytalan. Ha megnézzük az amerikai árszínvonal első differenciáját, akkor két kiugró érték is detektálható, erre ismételtén érzékeny lehet a Hadri teszt. Illetve valószínűleg $I(0)$ sem lehet, mert a folyamatnak trendje van.

Az OECD-országok árfolyamai az IPS és a Fisher tesztek alapján $I(1)$ -es vagy $I(0)$ -ás folyamatok, de a Fisher tesztek szerint inkább $I(1)$, a Hadri teszt pedig $I(3)$ -at mutat. Viszont az idősorok ábráján jól kivehető, hogy a folyamatokban több kiugró érték is jelen van, erre érzékeny lehet a Hadri teszt. Az sem 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 fokozaton integrált, a Fisher tesztek szerint inkább stacioner, mint $I(1)$, a Hadri teszt pedig megint $I(3)$ -at mutat. Kiugró értékektől most sem mentesek a folyamatok, ez a pénzkínálatok első differenciájában látszik. A változók szintjeinek ábráin pedig jól kivehető, hogy valamennyi pénzkínálatnak trendje van, tehát nem lehetnek stacionerek, 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 bizonytalanok kicsit, $I(1)$ -es vagy $I(0)$ -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 teszteredményei szintén nincsenek egyértelmű összhangban azzal, amit az idősorok ábráin látunk. Az IPS teszt $I(1)$ -et vagy $I(0)$ -át, a Fisher tesztek inkább $I(0)$ -át, mint $I(1)$ -et, 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. Az eredményeket a 24. és a 25. táblázat szemlélteti.

24. táblázat

Az IPS és a Fisher-ADF egységgyök tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1996Q1-2011Q4)

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***

25. táblázat

A Fisher-PP egységgyök és a Hadri stacionaritás tesztek eredményei az OECD-országok dollárpanelje esetén (1996Q1-2011Q4)

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***

A vizsgált idősorok integráltságának fokát a tesztek eredményeinek és az idősorok ábráinak figyelembevételével együtt határoztuk meg. Az USA változóit már a 3.3. fejezetben is megvizsgáltuk idősoros egységgyök tesztekkel, kivéve az amerikai árszínvonalat. Ebben a fejezetben paneltesztekkel vizsgáltuk meg őket, valamennyi minta esetén, hogy ellenőrizzük az eredmények robusztusságát. Bár az eredmények heterogének lettek, végül első fokon integrált folyamatnak ítéltük valamennyi amerikai változót. Az OECD-országok változói szintén nem mutattak egyértelmű képet minden esetben, de az idősorok ábrái segítségünkre voltak a döntésben. Több esetben, mikor stacionaritást jeleztek a tesztek, az idősorok ábrái alapján úgy tűnt, hogy az idősorok többségének trendje van, így a tesztek eredményei ellenére a stacionaritást kizártuk. Illetve az idősorok differenciáinak ábráján több kiugró érték, illetve lehetséges töréspont is megfigyelhető, ami okozhatja a tesztek bizonytalanságát. Végül ezek figyelembevételével első fokon integráltak ítéltük meg a vizsgált folyamatokat. Így értelmezhető a kointegráció a változók között, azaz meg tudjuk vizsgálni, van-e hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a változóink között, illetve teljesülnek-e a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás állításai.

4.4 Panel kointegrációs tesztek eredményei⁴³

A monetáris árfolyammodellek panelbecsléseit megelőzően, vagy épp azokat követően általában ellenőrizni szokták, hogy a modellben szereplő változók kointegráltak-e. Groen [2000]-es tanulmánya egyike a korai elemzéseknek, mely 1973-tól 1994-ig terjedő időszakban 14 OECD-ország dollár és márka árfolyamait negyedéves adatokon vizsgálva mérsékelt igazolást talált a monetáris árfolyammodellek redukált formájának empirikus érvényessége mellett. Engle – Granger [1987] kétlépéses módszeréből kiindulva a becsült reziduumokra Levin – Lin [1993]-as panel egységgyök tesztjét alkalmazta. A teljes panel mellett három alpanelt is képzett (G10, G7, EMS országok). A dollár árfolyamok esetén a négy panelből két panelnél sikerült kointegrációt kimutatni (a teljes panelen és a G10 országokat tartalmazó panelen), a márka árfolyamok esetén négy panelből három panel esetén (csak a G7 panelnél nem jelzett kointegrációt a teszt). Így a legjobb eredményt a teljes panel esetén kapta, az alpanelek közül pedig az G10 országok panelje volt a legkedvezőbb. Az IFS és az OECD adatbázisból is gyűjtött adatot, illetve a Holland Nemzeti Banktól; többnyire M1-el közelítette

⁴³ Részben Szabó [2014] és Szabó [2015b] alapján.

a pénzkínálatot, reál GDP-vel a jövedelmet. Mark és Sul [2001] paraméteres és nemparaméteres kointegrációs tesztet is készített Hansen [1995] alapján. 1973Q1-től 1997Q1-ig tartó panelben 19 OECD-ország esetén vizsgálta meg a kointegrációt a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Három horgony valutát is alkalmaztak a vizsgálat során: a dollárt, a svájci frankot és a jent. Valamennyi esetben sikerült elvetniük a kointegráció hiányát, igazolva ezzel a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését a nominális árfolyam és a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Rapach – Wohar [2004] Mark és Sul [2001] adatait használta fel a monetáris árfolyammodellek redukált formájának vizsgálatához. Tanulmányukban az idősoros és a panelbecslések mellett kointegrációs teszteket is futtattak. A panelben végzett vizsgálatok során négy kointegrációs tesztet alkalmaztak: Pedroni [2004] tesztjét, Kao [1999] tesztjét, a Groen [2000] által alkalmazott tesztet, illetve Groen [2000] tesztjének Taylor – Sarno [1998] által módosított változatát. Az alkalmazott tesztek azonos autoregresszív struktúrát feltételeztek a keresztmetszeti egyedek mentén, csak a Taylor – Sarno [1998] teszt engedett heterogén autoregresszív struktúrát. A teljes panelen kívül négy alpanelt is megvizsgáltak. Végül jelentős támogatást találtak a monetáris árfolyammodellek mellett, mivel az esetek többségében elutasították a nullhipotézist, hogy nincs kointegráció a vizsgált változók között. Crespo-Cuaresma et al. [2005] a panelbecsléseket követően tesztelte a kapott reziduumok stacionaritását, azaz megvizsgálták, hogy a tesztelt monetáris árfolyammodellben szereplő változók között kimutatható-e a kointegráció. A tesztelést Kao panel kointegrációs tesztel végezték el. Két DF tesztstatisztikát vettek figyelembe: az egyik az autoregressziós együtthatón (ρ) alapszik, a másik pedig a t -statisztikán. Ezek a tesztek figyelembe veszik a magyarázó változók és a reziduumok közötti endogenitást. Az esetek többségében a tesztek eredményei igazolták a reziduumok stacionaritását, azaz a kointegrációt a vizsgált változók között. Basher és Westerlund [2009] 1973Q1-től 1997Q1-ig vizsgálta meg 18 OECD-ország valutájának dollárárfolyamát – ők is Mark – Sul [2001] adatbázisával dolgoztak –, hogy kimutatható-e kointegráció a monetáris árfolyammodellek redukált formájának esetén. Az elemzés újdonsága, hogy figyelembe vette az országok nagyfokú heterogenitását, a keresztmetszeti függőséget és még a lehetséges többszörös strukturális töréseket is. A monetáris modellek tanulmányozása során nem jellemző az irodalomban, hogy egyszerre fókuszáljanak mindhárom problémára. A kointegráció vizsgálatához Westerlund [2006] tesztjét alkalmazták, ami a maradék alapú verziója a Carrion-i-Silvestre et al. [2005] stacionaritás tesztjének. Az eredmények alátámasztották a monetáris modellek empirikus érvényességét. Cerra és Saxena [2010] fejlett és fejlődő országok esetén egyaránt vizsgálta,

hogyan létezik-e hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a nominális árfolyam, a nominális pénzkínálat és a reáljövedelem között egy 1960-tól 2004-ig tartó panelben, éves adatokon. Pedroni [2004]-es tesztjét alkalmazták, s az eredmények nagyon kedvezőek lettek: majdnem az összes esetben el lehetett utasítani a kointegráció hiányát a vizsgált változók között. Ezen kívül bootstrap eljárással újramintázták Pedroni [2004] paraméteres csoportátlag ADF tesztjét, annak érdekében, hogy új kritikus értékeket állapítsanak meg, melyek segítségével figyelembe vehető a keresztmetszeti függőség a vizsgált panelben. A bootstrap eljárással készült kritikus értékek figyelembevételével az eredmények csak javultak. Dąbrowski et al. [2014] a közép-kelet európai országok (Csehország, Magyarország, Moldova, Lengyelország, Románia, Szerbia, Ukrajna és Törökország) euró árfolyamait vizsgálta meg Westerlund [2007] panel kointegrációs tesztjével, mely a keresztmetszeti függőséget is figyelembe veszi. Negyedéves adatokat teszteltek 2001Q4 és 2012Q4 között, s a Balassa – Samuelson hatást is megragadták a modellben. A keresztmetszeti függőség figyelembevétele nélkül csak a G_α tesztstatistika esetén nem tudták elutasítani a kointegráció hiányát, a másik három tesztstatistika alapján ez 5% és 10%-os szignifikancia szinten elvethető. A keresztmetszeti függőség figyelembevételével mind a négy tesztstatistika esetén elvethető a kointegráció hiánya, szintén 5% és 10%-os szignifikancia szinten.

A vásárlóerő-paritás empirikus vizsgálatainál a reálárfolyam stacionaritásának tesztelése talán egy kicsit népszerűbb, mint a nominális árfolyam és az árszínvonalak együttmozgásának vizsgálata. Többek között Papell [2002] a reálárfolyam stacionaritását vizsgálta 20 iparosodott ország esetén 1973 és 1998 között idősoros és panelben végzett vizsgálattal a lehetséges töréspontokat is figyelembevéve. Az általa fejlesztett panel egységgyök tesztelést vizsgálta meg a reálárfolyamokat, de azonos töréspontokat feltételezett a vizsgált árfolyamokban. Ez a feltételezés 11 és 16 ország között tartalmazó paneleknél tűnt reálisnak, ahol 1%-os szignifikancia szinten el tudta utasítani az egységgyök nullhipotézisét, igazolva ezzel a PPP-t. Im et al. [2005] 1973 áprilisa és 1999 decembere közötti időszakban negyedéves és havi adatokon is vizsgálta a reálárfolyam stacionaritását négy panel esetén LM (Lagrange multiplikáló) egységgyök tesztelést. Valamennyi esetben sikerült elvetni, hogy a vizsgált reálárfolyamok egységgyököt tartalmaznak. De még panelvizsgálatok során is találkozhatunk negatív eredményekkel: Harris és szerzőtársai [2005] panel stacionaritás tesztelést vizsgálták a havi reálárfolyamok stacionaritását a dollárral szemben 17 ország esetén 1973. január és 1998. december között. Még akkor is elutasították a nullhipotézist, ha a panel egyes egyedei esetén különböző töréspontokat engedtek az egyes idősorokban (1980-as dollár le- és

felértékelődései esetén). A teszt a keresztmetszeti függőséget is kezelte. Ezzel szemben Narayan [2008] 16 OECD-országból álló panel vizsgálata során igazolást talált a PPP mellett, ha a vizsgált reálárfolyamokban két töréspontot engedélyezett. Havi adatokat tesztelt LM panel egységgyök tesztrel 1973M1-2003M9 között, kivéve az Egyesült Királyság esetén, ekkor 1973M1-2002M12 között állt rendelkezésre adat. Nem sikerült igazolást találni a PPP mellett, ha egy vagy egyetlen töréspontot sem vett figyelembe a reálárfolyamokban. Dollár és márka árfolyamokat is vizsgált, az árszínvonalat pedig ő is a CPI-vel közelítette. Huang – Yang [2015] tizenegy európai országban (Ausztria, Belgium, Finnország, Franciaország, Hollandia, Írország Németország, Olaszország, Portugália, Spanyolország) vizsgálta a PPP fennállását 1957. január és 2013 májusa között. A reálárfolyamok (az USA dollárral szemben) stacionaritását vizsgálták Pesaran [2007] panel egységgyök tesztjével. Az eredmények azt mutatták, hogy a PPP-hez való visszatérés sokkal lassabb az euró bevezetését követően, mint előtte, az előzetes feltevésekkel ellentétben. Az 1998-at követő időszakban a teszt nem utasította el, hogy a reálárfolyam egységgyök folyamat. Míg Norvégia, Svédország, Svájc és az Egyesült Királyság esetén, ahol nincs euró, a PPP-hez való visszatérés ugyanolyan volt 1998 előtt és után is. Arra a következtetésre jutottak, hogy a rugalmas árfolyam döntő a reálárfolyam PPP-hez való alkalmazkodásában. Groen [2000] nemcsak a monetáris árfolyammodelleket, de a PPP-t is tesztelte Engle – Granger [1987] kointegrációs tesztjének mintájára. Megbecsülte a PPP-t a dollár és a márka árfolyamokra is, melynek során egyhez közeli együtthatókat kapott az árszínvonalak különbségére, majd megvizsgálta a reziduumok stacionaritását. Mivel a reziduumok stacionernek bizonyultak, és a becsült együtthatók mértéke is közelítette az elmélet által várt értéket, így erős bizonyítékot talált a PPP-re. Pedroni [2004] szintén a nominális árfolyam és a megfelelő árszínvonalak közötti kointegrációt tesztelte havi és éves adatokon 1973. június és 1994. december között 20 ország esetén (idősorban 25 országot vizsgált). IFS adatokkal dolgozott és az árszínvonalakat a CPI-vel közelítette. Havi adatokon a panel tesztek valamennyi tesztstatisztika esetén elutasították a nullhipotézist, éves adatoknál pedig az esetek többségében, így erős igazolást talált a PPP gyenge verziója mellett. Robertson et al. [2014] a mexikói peso dollárárfolyama esetén vizsgálta meg a PPP fennállását gyenge és erős koncepcióban egyaránt 1982M1 és 2010M2 között, havi adatokon. Pedroni panel kointegrációs tesztet alkalmaztak, s valamennyi tesztstatisztika esetén igazolták a PPP-t gyenge koncepcióban.

A következőkben mi is panel kointegrációs tesztekkel vizsgáljuk meg a monetáris árfolyammodellek redukált formájának és a vásárlóerő-paritásnak az empirikus érvényességét. Ez a modellek gyenge koncepcióban történő tesztelése, mivel csak a nominális árfolyam és a

modellekben szereplő monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti kointegráció létezését vizsgáljuk meg. Három tesztet alkalmazunk a vizsgálat során: Pedroni, Kao és Westerlund panel kointegrációs tesztjét. Mindhárom teszt nullhipotézise, hogy nincs kointegráció a változók között. A Pedroni teszt három tesztstatisztikáját jelentjük le (ró, *Phillips – Perron tesztstatisztika* – PP, *Augmented-Dickey-Fuller tesztstatisztika* – ADF), melyek megengedik a keresztmetszeti egyedek heterogén autoregresszív struktúráját. A Pedroni és a Kao tesztek reziduum alapú tesztek, így rákényszerítik az adatokra azt a feltételezést, hogy a rövid és a hosszú távú hatások azonosak, ez pedig csökkentheti a tesztek erejét. Ellenben Westerlund [2007] tesztje azt vizsgálja meg, hogy egy feltételes panel hibakorrektív modellben az alkalmazkodási paraméter nulla-e, vagy sem. A Westerlund teszt mind a négy tesztstatisztikáját lejelentjük. Ezekből a P_τ és a P_α teszt alternatív hipotézise, hogy a teljes panel kointegrált, míg a G_α és a G_τ teszt alternatív hipotézise, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált. Mind a négy tesztstatisztika kritikus tartományba esését pozitívnak értékeljük. Mivel végül mind a négy tesztstatisztikát egyszerre értékeljük, ezért a következő döntési mechanizmust alkalmazzuk: 1) ha mind a négy teszt alapján el lehet vetni a nullhipotézist, akkor a változók kointegráltak, 2) ha csak egy P és egy G teszt alapján vethető el a nullhipotézis, akkor is kointegráltak tekintjük a panelben lévő változókat. 3) Ha csak a két G teszt alapján vethető el a nullhipotézis, akkor csak annyit tudunk megállapítani, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált. 4) Ha csak a P tesztek alapján vetjük el a nullhipotézist, akkor nem tudunk döntést hozni (legalábbis, ha a négy tesztstatisztika eredményét egyszerre vesszük figyelembe), mivel ez alapján a teljes panel kointegrált, de azt nem jelzi a teszt, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált lenne. 5) Ha csak egy, illetve egyik tesztstatisztika alapján sem tudjuk elvetni a nullhipotézist, akkor úgy tekintjük, hogy nem mutatható ki kointegráció a Westerlund teszt szerint. Mivel a dollárt horgonyvalutaként alkalmazzuk a vizsgálatok során, ezért nagyon valószínű, hogy az egyes keresztmetszeti egyedek között függőség figyelhető meg. Ezt Pesaran [2004] CD tesztjével teszteltük, majd a Westerlund teszt p -értékeit bootstrap eljárással újraszámoltattuk, mert a tesztstatisztikák eloszlása keresztmetszeti függőség esetén módosul. Összességében elmondható, hogy viszonylag kedvező eredményeket kaptunk. Főleg a rövidebb, több keresztmetszeti egyedeket tartalmazó paneleken értünk el sikereket, és a monetáris árfolyammodellek korlátozott specifikációinál az esetek nagyobb százalékában mutattunk ki kointegrációt a változók között. Az eredmények egy része a B.3. mellékletben látható.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1973Q1-2011Q4) Pedroni, Kao és Westerlund teszteredményei

A monetáris árfolyammodellek redukált formáját három specifikáció esetén teszteltük: egy ötváltozós, korlátlan modell, és egy két- illetve háromváltozós, korlátozott specifikáció esetén. Az időben leghosszabb panelen a Pedroni teszt egyetlen tesztstatisztikája esetén, egy specifikációnál sem tudtuk elvetni a nullhipotézist, hogy nincs kointegráció a változók között. Így ezzel a teszttel ezen a mintán a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényessége mellett nem találtunk igazolást. Ezzel ellentétben a Kao teszt mindhárom specifikációnál jelez kointegrációt, mivel a két- és háromváltozós specifikációnál 5%-os szignifikancia szinten, az ötváltozós specifikációnál 1%-os szignifikancia szinten elvethető a nullhipotézis. Ebben az esetben a monetáris modellek mindhárom specifikációját empirikusan igazoltnak tekintjük. Az eredmények a 26. táblázatban láthatók⁴⁴:

26. táblázat

Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén (1973Q1-2011Q4)

tesztstat.	modell	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
		érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek 1973Q1-2011Q4</i>							
ró	A	0.552	0.710	0.650	0.742	0.733	0.768
	B	0.547	0.708	1.016	0.845	1.531	0.937
	C	1.038	0.850	1.548	0.939	1.030	0.849
PP	A	0.240	0.595	0.337	0.632	0.408	0.658
	B	0.365	0.642	0.667	0.748	1.165	0.878
	C	-0.493	0.311	1.152	0.876	0.406	0.658
ADF	A	-0.427	0.335	0.275	0.608	-0.382	0.351
	B	-0.276	0.391	0.324	0.627	-0.353	0.362
	C	-0.777	0.219	0.906	0.817	0.072	0.529
<i>Kao teszt 1973Q1-2011Q4</i>							
ADF	A	-2.092	0.018	-2.325	0.010	-2.557	0.005

A Westerlund teszt esetén a két- és a háromváltozós specifikációk tesztelésénél találtunk empirikus igazolást a monetáris árfolyammodellekre. A kétváltozós specifikációnál a P_{τ} és a P_{α} teszteknel 1% és 5%-os szignifikancia szinten vethető el a nullhipotézis, azzal az

⁴⁴ Valamennyi panel kointegrációs teszteredményt tartalmazó táblázat esetén a következőket jelentik a jelölések: a vizsgált idősorok A) egyedi tengelymetszetet tartalmaznak; B) egyedi tengelymetszetet és trendet is tartalmaznak; C) egyiket sem tartalmaznak.

alternatív hipotézissel szemben, hogy a teljes panel kointegrált. A G_τ tesztstatisztika esetén 5%-os szignifikancia szinten vethető el a kointegráció hiánya, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált. Csak a G_α tesztnél nem lehetett elvetni a nullhipotézist. A háromváltozós specifikációnál is hasonló a helyzet: a G_τ , a P_τ és a P_α teszteknel 5%-os szignifikancia szinten vethető el a kointegráció hiánya. Mindkét esetet pozitívnak értékeltük. Viszont az ötváltozós specifikációnál egyik tesztstatisztika sem jelzett kointegrációt. Az eredmények a B.3.1.1. táblázatban láthatók.

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. Így az eredmények robusztusságának tesztelése végett megvizsgáljuk a keresztmetszeti függőség jelenlétét Pesaran [2004] CD tesztjével, nemcsak a reziduumok, de a változók között is, mindhárom specifikáció esetén. Az eredményeket a B.3.1.2. táblázat tartalmazza. A reziduumokat a panelek összevont csoportátlag (PMG) becsléséből kaptuk meg. A CD teszt nullhipotézise a keresztmetszeti függetlenség. A két- és ötváltozós specifikációnál egyértelműen elvethető a keresztmetszeti függetlenség mind a reziduumok, mind a változók esetén. Csak a háromváltozós specifikációnál nem lehetett elvetni a nullhipotézist a pénzkínálatok és a reáljövedelmek különbségeinél. Mivel a CD teszt eredményei függőségre utalnak a panel egyes elemei között, ezért a Westerlund teszthez bootstrap eljárással új p -értékeket határoztunk meg, s ezek alapján is értékeltük a teszt eredményeit.

Az eredmények a robusztus p -értékek figyelembevételével sem módosultak. A két- és háromváltozós specifikáció esetén is a G_τ és a P_τ teszteknel 5%-os, a P_α teszteknel 10%-os szignifikancia szinten vethető el a kointegráció hiánya, az ötváltozós specifikációnál pedig nem jeleznek kointegrációt a tesztstatisztikák. Így a keresztmetszeti függőség figyelembevételével továbbra is a korlátozott specifikációknál találtunk empirikus igazolást a monetáris árfolyammodellekre. Az eredményeket a B.3.1.3. táblázat tartalmazza.

A vásárlóerő-paritás esetén az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél csak a Kao teszt jelzett kointegrációt, amelynél 1%-os szignifikancia szinten vethető el a nullhipotézis. A Pedroni teszt egyik tesztstatisztikájánál sem lehetett elvetni a nullhipotézist, a Westerlund teszt alapján pedig nem tudtunk döntést hozni. A P_τ és a P_α tesztstatisztikáknál 5% és 1%-os szignifikancia szinten lehetett elvetni a kointegráció hiányát, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy a teljes panel kointegrált. Ugyanakkor a G tesztek nem jelezték, hogy

legalább egy egyed a panelben kointegrált lenne, tehát ellentmondásos eredményeket kaptunk. Ebben az esetben is megvizsgáltuk a CD teszttel a keresztmetszeti függőséget a vizsgált változók és a reziduum esetén. Minden esetben 1%-os szignifikancia szinten el lehetett vetni a keresztmetszeti függetlenséget. De a Westerlund teszt eredményei a robusztus p -értékek figyelembevételével sem változtak meg: P_τ és a P_α tesztstatisztikák esetén 5%-os szignifikancia szinten elvethető a nullhipotézis, viszont a G teszteknél nem, így továbbra sem tudunk döntést hozni. Tehát ezen a mintán a PPP-t gyenge koncepcióban csak a Kao teszt támogatta. Az eredményeket a B.3.2. melléklet szemlélteti.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1976Q4-2011Q4) Pedroni, Kao és Westerlund teszteredményei

A Pedroni teszt az 1976Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél sem jelzett kointegrációt a monetáris árfolyammodellek esetén. Egyik tesztstatisztikánál sem lehetett elvetni a nullhipotézist, egyik specifikációnál sem. Így a Pedroni teszt alapján nem tudjuk empirikusan igazolni, hogy létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok és a nominális árfolyam között. Ellenben a Kao teszt ismét mindhárom specifikációt támogatja: mindhárom esetben 1%-os szignifikancia szinten lehet elvetni a nullhipotézist. (27. táblázat)

27. táblázat

Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén
(1976Q4-2011Q4)

tesztstat.	modell	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
		érték	p -érték	érték	p -érték	érték	p -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek 1976Q4-2011Q4</i>							
ró	A	0.430	0.667	0.834	0.798	1.243	0.893
	B	0.906	0.818	0.770	0.779	1.949	0.974
	C	-0.101	0.460	0.999	0.841	1.122	0.869
PP	A	-0.024	0.490	0.339	0.633	1.046	0.852
	B	0.617	0.731	0.562	0.713	1.778	0.962
	C	-1.999	0.023	-0.325	0.373	0.535	0.704
ADF	A	-0.879	0.190	-0.033	0.487	-0.064	0.474
	B	-0.340	0.367	-0.310	0.378	0.315	0.624
	C	-2.010	0.022	-0.3180	0.375	-0.124	0.451
<i>Kao teszt 1976Q4-2011Q4</i>							
ADF	A	-2.856	0.002	-2.796	0.003	-3.447	0.000

A Westerlund teszt eredményei romlottak az előző panel eredményeihez képest: ezen a mintán a teszt csak a kétváltozós specifikációt támogatta. Ebben az esetben a P_τ és P_α tesztstatisztikáknál 1%-os szignifikancia szinten elvethető a kointegráció hiánya, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy a teljes panel kointegrált. A G_τ tesztstatisztikánál pedig 5%-os szinten vethető el a nullhipotézis, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált. Ez igazolja, hogy létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok és a nominális árfolyam között. Viszont a háromváltozós specifikációnál nem tudtunk döntést hozni, mert a tesztek eredményei ellentmondanak egymásnak: csak a P tesztstatisztikák alapján lehet elvetni a kointegráció hiányát, a G tesztstatisztikák alapján nem. Az ötváltozós specifikációknál pedig egyik teszt alapján sem lehet elvetni a nullhipotézist. A CD teszt mindhárom specifikáció esetén egyértelműen keresztmetszeti függőséget jelez, ennek ellenére a Westerlund teszt eredményei nem módosultak a robusztus p -értékek figyelembevételével sem. Továbbra is csak a kétváltozós specifikációt támogatja a teszt, azzal a különbséggel, hogy a G_τ és a P_α tesztstatisztikáknál 10%-os, a P_τ tesztstatisztikáknál is 5%-os szignifikancia szinten vethető el a nullhipotézis. Illetve sem a háromváltozós, sem az ötváltozós specifikációnál nem lehet elvetni a nullhipotézist egyik tesztstatisztikánál sem. Tehát a keresztmetszeti függőséget figyelembe véve szintén csak a kétváltozós specifikációnál tudtuk kimutatni a kointegráció létezését a nominális árfolyam és a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok között. (B.3.1. melléklet)

A PPP tesztelésénél a Pedroni teszt továbbra is negatív képet mutat, minden tesztstatisztika esetén. De a Kao tesztnél ismét 1%-os szignifikancia szinten elvethető a kointegráció hiánya. Ebben az esetben gyenge koncepcióban empirikusan igazoltnak tekintjük a PPP-t. A Westerlund teszt sem hozott pozitív eredményeket. A p -értékek alapján nem tudtunk döntést hozni, mert a P tesztstatisztikáknál 5%-os szignifikancia elvethető ugyan a nullhipotézis, de a G tesztek nem jelzik, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált lenne. A CD teszt keresztmetszeti függőséget jelez mind a változók, mind a reziduum esetén. A robusztus p -értékek alapján romlottak is az eredmények a tekintetben, hogy most már egyik tesztstatisztika alapján sem vethető el a kointegráció hiánya a Westerlund tesztnél. Tehát ezen a mintán, hasonlóan az előző panel eredményeihez, csak a Kao teszt támogatja gyenge koncepcióban a PPP empirikus érvényességét. (B.3.2. melléklet)

Az OECD-országok dollárpaneljének (1980Q1-2011Q4) Pedroni, Kao és Westerlund teszteredményei

Az 1980Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél a Pedroni teszt már kicsit jobb eredményeket hozott, mint az előző paneleknél. Ez valószínűleg annak is köszönhető, hogy újabb valutapárok bevonásával a vizsgált időintervallum rövidülésének ellenére nőtt a megfigyelések száma (846-ról 1152-re). Igaz a ρ és a PP tesztstatisztikák esetén továbbra sem lehet elvetni a nullhipotézist, de néhány ADF tesztstatisztika esetén már igen. A kétváltozós és az ötváltozós specifikációknál két-két modellezési lehetőségnél is elvethető a kointegráció hiánya az ADF tesztstatisztika esetén, 5%-os és 10%-os szignifikancia szinten. A háromváltozós specifikációnál a három modellezési lehetőség közül egy esetben vethető el a nullhipotézis az ADF tesztstatisztika alapján, 10%-os szignifikancia szinten. Mivel ebben az esetben az eredmény nagyon érzékeny volt a modellezési lehetőség megválasztására, ezért ezt nem tartjuk robusztus eredménynek, így a háromváltozós specifikáció Pedroni teszteredményeit nem tekintjük empirikus bizonyítéknak. Ha mindhárom tesztstatisztikát figyelembe vesszük, akkor a két- és ötváltozós specifikációt sem tudjuk pozitívan értékelni, de ha csak az ADF tesztstatisztika alapján döntünk, akkor a két- és ötváltozós specifikáció is igazolja a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok és a nominális árfolyam között. A Kao teszt eredményei sokkal meggyőzőbbek: mindhárom specifikációnál 1%-os szignifikancia szinten el lehet vetni a kointegráció hiányát. Ezt empirikus bizonyítéknak tekintjük a monetáris árfolyammodellek igazolásában. (28. táblázat)

28. táblázat

Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén
(1980Q1-2011Q4)

tesztstat.	modell	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
		érték	p -érték	érték	p -érték	érték	p -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek 1980Q1-2011Q4</i>							
ρ	A	0.034	0.513	0.878	0.810	0.676	0.751
	B	1.059	0.855	0.990	0.839	1.579	0.943
	C	0.420	0.663	1.365	0.914	0.988	0.839
PP	A	-0.716	0.237	-0.292	0.385	-0.449	0.327
	B	0.286	0.613	0.202	0.580	0.484	0.686
	C	-1.234	0.109	0.183	0.573	-0.271	0.393
ADF	A	-1.588	0.056	-0.901	0.184	-2.113	0.017
	B	-1.006	0.157	-1.312	0.095	-1.391	0.082
	C	-1.883	0.030	-0.398	0.345	-1.088	0.138
<i>Kao teszt 1980Q1-2011Q4</i>							
ADF	A	-2.487	0.006	-3.875	0.000	-4.528	0.000

A Westerlund teszt eredményei sem hoztak kedvezőtlen eredményeket. Mindhárom specifikáció esetén gyenge koncepcióban találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett. A kétváltozós specifikációnál mind a négy tesztstatisztika esetén el lehet vetni a kointegráció hiányát: a G_τ , a P_τ és a P_α tesztstatisztikáknál 1%-os szignifikancia szinten, míg a G_α tesztstatisztikánál 5%-os szignifikancia szinten. A háromváltozós specifikációnál a G_τ , a P_τ és a P_α tesztstatisztikáknál vethető el a nullhipotézis, 5%-os szignifikancia szinten. Az ötváltozós specifikációnál két tesztstatisztika esetén: a G_τ és a P_τ esetén 10% és 5%-os szignifikancia szinten. Viszont a CD teszt mindhárom specifikációnál, mind a változóknál, mind a reziduumoknál 1%-os szignifikancia szinten elvetette a keresztmetszeti függetlenséget. A robusztus p -értékek figyelembevételével pedig kicsit módosulnak az eredmények: csak a korlátozott specifikációknál jelez a teszt kointegrációt, az ötváltozós specifikációnál nem. Mindkét korlátozott specifikációnál hasonló a helyzet abból a szempontból, hogy a mind a négy tesztstatisztika alapján el lehet vetni a nullhipotézist. A kétváltozós specifikációnál mind a négy esetben 5%-os szignifikancia szinten, a háromváltozós specifikációnál a G_τ tesztstatisztikánál 5%-os, a másik három tesztstatisztikánál 10%-os szignifikancia szinten. Így a keresztmetszeti függőséget figyelembe véve csak a korlátozott specifikációk igazolják empirikusan a monetáris árfolyammodelleket. (B.3.1. melléklet)

A PPP tesztelésénél a Pedroni teszt továbbra is teljesen negatív képet mutat: egyik tesztstatisztikája alapján sem lehet elvetni a kointegráció hiányát. Viszont a Kao teszt 1%-os szignifikancia szinten elveti a nullhipotézist, így ebben az esetben empirikusan igazoltnak tekintjük a PPP-t, gyenge koncepcióban. A Westerlund tesztek is teljesen pozitív képet mutatnak. A G_τ , a P_τ és a P_α tesztstatisztikák alapján 1%-os szignifikancia szinten lehet elvetni a nullhipotézist, a G_α tesztstatisztikánál pedig 10%-os szignifikancia szinten. Bár a CD teszt minden változó és a reziduum⁴⁵ esetén is keresztmetszeti függőséget jelez (1%-os szignifikancia szinten), a robusztus p -értékek figyelembevételével sem módosultak az eredmények. Továbbra is mind a négy tesztstatisztikánál elvethető a kointegráció hiánya, csak a G_τ , a P_τ és a P_α tesztstatisztikáknál 5%-os szignifikancia szinten, a G_α tesztstatisztikánál pedig továbbra is 10%-os szignifikancia szinten. Így a PPP empirikus igazolására a Kao és a

⁴⁵ Az 1980Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél a CD teszthez a reziduum egy MG becslésből származik, mert a PMG becslés 2003 iterációt követően sem futott le.

Westerlund teszt esetén is találtunk bizonyítékot, még a keresztmetszeti függőség figyelembevételével is. (B.3.2. melléklet)

Az OECD-országok dollárpaneljének (1985Q1-2011Q4) Pedroni, Kao és Westerlund teszteredményei

Az 1985Q1-től 2011Q4-ig tartó panel eredményei lettek a legkedvezőbbek a hat panelből. Ezen a mintán a Pedroni tesztek kointegrációt jeleznek a monetáris árfolyammodellek és a PPP esetén is. A monetáris árfolyammodellek kétváltozós specifikációjánál még a ρ tesztstatisztika is elveti egy modellezési lehetőségnél a nullhipotézist 5%-os szignifikancia szinten, ezen kívül a PP és az ADF tesztstatisztikák alapján is mindhárom modellezési lehetőségnél el lehet vetni a kointegráció hiányát. A PP tesztstatisztikánál két esetben 1%-os, egy esetben 5%-os szignifikancia szinten, míg az ADF tesztstatisztikánál egy esetben 1%-os, két esetben 5%-os szignifikancia szinten. A háromváltozós specifikációnál a PP tesztstatisztikák alapján az egyes modellezési lehetőségeknél 1%-os, 10%-os és 5%-os szignifikancia szinten vethető el a nullhipotézis, míg az ADF tesztstatisztikák alapján két modellezési beállításnál 1% és 5%-os szignifikancia szinten. Az ötváltozós specifikációnál pedig az ADF tesztstatisztikáknál lehet elvetni a kointegráció hiányát mindhárom modellezési beállításnál 1%-os szignifikancia szinten, míg a PP tesztstatisztikánál 5% és 1%-os szignifikancia szinten lehet döntést hozni a nullhipotézis elvetéséről. A Kao teszt alapján szintén mindhárom specifikációnál el tudjuk vetni a kointegráció hiányát 1%-os szignifikancia szinten. Így a monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációja esetén gyenge koncepcióban igazoltnak tekintjük a modellt a Pedroni és a Kao teszt alapján is. (29. táblázat)

29. táblázat

Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén
(1985Q1-2011Q4)

tesztstat.	modell	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
		érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek 1985Q1-2011Q4</i>							
ró	A	-1.762	0.039	-0.782	0.217	-0.026	0.490
	B	-0.405	0.343	0.126	0.550	0.498	0.691
	C	-0.156	0.438	0.236	0.593	-0.096	0.462
PP	A	-3.115	0.001	-2.600	0.005	-1.774	0.038
	B	-1.904	0.029	-1.288	0.099	-1.268	0.103
	C	-2.459	0.007	-2.100	0.018	-2.492	0.006
ADF	A	-2.717	0.003	-2.740	0.003	-3.388	0.000
	B	-1.795	0.036	-1.274	0.101	-2.418	0.008
	C	-2.116	0.017	-1.693	0.045	-2.735	0.003
<i>Kao teszt 1985Q1-2011Q4</i>							
ADF	A	-4.572	0.000	-4.709	0.000	-5.604	0.000

A Westerlund teszttel szintén mindhárom specifikáció esetén találtunk empirikus igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett, még a keresztmetszeti függőség figyelembevételével is. A korlátozott két- és háromváltozós specifikációnál mind a négy tesztstatisztika alapján 1%-os szignifikancia szinten el lehet vetni a kointegráció hiányát. Az ötváltozós specifikációnál a G_τ , a P_τ és a P_α tesztstatisztikáknál tudunk döntést hozni a nullhipotézis elvetéséről szintén 1%-os szignifikancia szinten. A CD teszt 1%-os szignifikancia szinten jelzi a keresztmetszeti függőséget mindhárom specifikációnál valamennyi változó és a reziduumok esetén is. De a robusztus *p*-értékek figyelembevételével sem változtak meg az eredmények. A két- és háromváltozós specifikációnál továbbra is mind a négy tesztstatisztika alapján 1%-os szignifikancia szinten elvethető a kointegráció hiánya, az ötváltozós specifikáció esetén módosultak kicsit a szignifikancia szintek: a G_τ és a P_α tesztstatisztika alapján 5%-os, a P_τ tesztstatisztika alapján 1%-os szignifikancia szinten vethető el a nullhipotézis. (B.3.1. melléklet)

A vásárlóerő-paritás tesztelésénél is nagyon kedvező eredményeket kaptunk. A Pedroni teszt ró tesztstatisztikája alapján is el tudtuk vetni a nullhipotézist két modellezési beállításnál is: 10% és 5%-os szignifikancia szinteken. A PP és az ADF tesztstatisztikáknál egyaránt mindhárom modellezési beállításnál elvethető a kointegráció hiánya: két esetben 1%-os, egy esetben 10%-os szignifikancia szinten. A Kao teszt alapján is 1%-os szignifikancia szinten vethető el a nullhipotézis. Így a Pedroni és a Kao tesztek eredményei is igazolják a PPP

empirikus érvényességét. A Westerlund tesztek szintén nagyon kedvező eredményeket hoztak. Bár a CD teszt valamennyi változó és a reziduum esetén is 1%-os szignifikancia szinten elveti a keresztmetszeti függetlenséget, a robusztus p -értékek figyelembevételével nem változtak meg a Westerlund teszt alapján hozott döntések. A p -értékek és a robusztus p -értékek alapján egyaránt 1%-os szignifikancia szinten elvethető a kointegráció hiánya mind a négy tesztstatisztika esetén. Így a PPP a Westerlund tesztek eredményeivel is igazolható empirikusan, gyenge koncepcióban. (B.3.2. melléklet)

Az OECD-országok dollárpaneljének (1992Q1-2011Q4) Pedroni, Kao és Westerlund teszteredményei

Az 1992Q1-től 2011Q4-ig tartó panel eredményei már nem lettek annyira kedvezőek, mint az előző minta eredményei. A monetáris árfolyammodellek kétváltozós specifikációjánál a Pedroni teszt két tesztstatisztikája esetén lehet elvetni a nullhipotézist: a PP teszt esetén 1%-os szignifikancia szinten egy modellezési beállításnál, illetve az ADF tesztstatisztika esetén két modellezési beállításnál 10%-os, illetve 1%-os szignifikancia szinten. A háromváltozós specifikációnál hasonló a helyzet, a PP és az ADF tesztstatisztikák alapján tudunk döntést hozni a kointegráció hiányának elvetéséről, valamennyi esetben 1%-os szignifikancia szinten: a PP tesztstatisztika esetén egy modellezési lehetőségnél, az ADF tesztstatisztika esetén két modellezési lehetőségnél. Az ötváltozós specifikációnál csak az ADF tesztstatisztika alapján lehet elvetni a nullhipotézist két modellezési beállításnál 10%-os szignifikancia szinten. Ha a Pedroni teszt mindhárom tesztstatisztikáját figyelembe vesszük, akkor egyik specifikációnál sem ítélnénk meg támogatást a monetáris árfolyammodellek mellett, de ha csak az ADF tesztstatisztika alapján döntünk, akkor mindhárom specifikáció esetén igazoltnak tekinthetjük a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét, gyenge koncepcióban. A Kao teszt alapján mindhárom specifikációnál 1%-os szignifikancia szinten elvethető a kointegráció hiánya, ezt szintén pozitívnak értékeltük. (30. táblázat)

30. táblázat

Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén
(1992Q1-2011Q4)

tesztstat.	modell	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
		érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek 1992Q1-2011Q4</i>							
ró	A	0.731	0.768	0.003	0.501	1.816	0.965
	B	1.320	0.907	1.692	0.955	2.691	0.996
	C	1.238	0.892	0.713	0.762	1.488	0.932
PP	A	0.330	0.629	-0.743	0.229	0.930	0.824
	B	0.446	0.672	0.863	0.806	2.037	0.979
	C	-2.754	0.003	-2.619	0.004	0.390	0.652
ADF	A	-0.230	0.409	-2.667	0.004	-1.412	0.079
	B	-1.305	0.096	-0.462	0.322	0.070	0.528
	C	-2.729	0.003	-3.134	0.001	-1.578	0.057
<i>Kao teszt 1992Q1-2011Q4</i>							
ADF	A	-3.563	0.000	-3.650	0.000	-5.536	0.000

A Westerlund teszt alapján a monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációja igazolja a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok és a nominális árfolyam között. A kétváltozós specifikációnál a G_τ tesztstatisztika alapján 10%-os, a P_τ tesztstatisztika alapján 5%-os, a P_α tesztstatisztika alapján 1%-os szignifikancia szinten vehető el a kointegráció hiánya. A háromváltozós specifikációnál mind a négy tesztstatisztika esetén 1%-os szignifikancia szinten tudunk döntést hozni a nullhipotézis elvetéséről. Az ötváltozós specifikációnál pedig a G_τ tesztstatisztika esetén 1%-os, a P_τ tesztstatisztika alapján 10%-os szignifikancia szinten lehet elvetni a kointegráció hiányát. A CD teszt valamennyi változó és reziduum esetén 1%-os szignifikancia szinten keresztmetszeti függőséget jelez. A robusztus *p*-értékek alapján hozott döntéseknél pedig módosulnak az eredmények: csak a háromváltozós specifikáció esetén tudjuk igazoltnak tekinteni a modellt. A kétváltozós specifikációnál csak a P_α tesztstatisztika alapján tudjuk elvetni a nullhipotézist 10%-os szignifikancia szinten, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy a teljes panel kointegrált. De a G tesztstatisztikák nem jelzik, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált lenne. Ezt negatívnak értékeltük. Az ötváltozós specifikációnál 5%-os szignifikancia szinten elvethető, hogy nincs kointegráció a vizsgált változók között, azzal az alternatív hipotézissel szemben, hogy legalább egy egyed kointegrált a panelben. Ezt is negatívnak értékeltük, mert csak egy G teszt jelzi ezt. Viszont a

háromváltozós specifikáció esetén a G_τ , a P_τ és a P_α alapján 1%-os, a G_α alapján 5%-os szignifikancia szinten vehető el a kointegráció hiánya. Ezt pozitívnak értékeltük. (B.3.1. melléklet)

A PPP-nél a Pedroni tesztnek csak az ADF tesztstatisztikája alapján lehet egy modellezési lehetőségnél elvetni a kointegráció hiányát, 5%-os szignifikancia szinten. Ezt negatívnak értékeltük. Viszont a Kao tesztnél 1%-os szignifikancia szinten elvethető a nullhipotézis az egyetlen modellezési beállításnál. Ez alapján empirikusan igazoltnak tekintjük a PPP-t. A Westerlund teszt eredményei is igazolják a PPP-t ezen a mintán, még a keresztmetszeti függőség figyelembevételével is. A G_τ , a P_τ és a P_α tesztstatisztikák alapján el lehet vetni a kointegráció hiányát, 1%-os szignifikancia szinten. A CD teszt a változóknál és a reziduumnál 1%-os szignifikancia szinten elveti a keresztmetszeti függetlenséget, de a robusztus p -értékek alapján hozott döntések sem módosítanak az eredményeken. A G_τ , a P_τ és a P_α tesztstatisztikák alapján továbbra is elvethető a kointegráció hiánya, csak 5%-os szignifikancia szinten. Ezt az esetet is pozitívnak értékeltük. (B.3.2. melléklet)

Az OECD-országok dollárpaneljének (1996Q1-2011Q4) Pedroni, Kao és Westerlund teszteredményei

Az eurózóna bevonásával rövidebb időintervallumot tudtunk megvizsgálni, és bár így nőtt a keresztmetszeti egyedek száma, összességében ez már a megfigyelések számának csökkenéséhez vezetett. Ez látszik is a Pedroni teszt eredményein; a teszt valószínűleg érzékeny a megfigyelések számára. A két- és háromváltozós specifikációnál csak a Pedroni teszt ADF tesztstatisztikájánál lehet elvetni a nullhipotézist két-két modellezési beállításnál, 5% és 10%-os szignifikancia szinteken. Az ötváltozós specifikációnál viszont egyik tesztstatisztika alapján sem vehető el a kointegráció hiánya. Ha a Pedroni teszt mindhárom tesztstatisztikájának eredményét figyelembe vesszük a döntésnél, akkor egyik specifikáció esetén sem igazolhatók empirikusan a monetáris árfolyammodellek. Ha csak a Pedroni teszt ADF tesztstatisztikája alapján döntünk, akkor a két- és háromváltozós specifikációnál igazoltnak tekinthetjük a modellt. A Kao teszt esetén mindhárom specifikációnál találtunk empirikus igazolást a monetáris árfolyammodellekre: a két- és háromváltozós specifikációnál 5%-os szignifikancia szinten, az ötváltozós specifikációnál 1%-os szignifikancia szinten vehető el a kointegráció hiánya. (31. táblázat)

31. táblázat

Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén
(1996Q1-2011Q4)

tesztstat.	modell	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
		érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek 1996Q1-2011Q4</i>							
ró	A	0.105	0.542	1.278	0.899	3.155	0.999
	B	1.702	0.956	2.604	0.995	3.974	1.000
	C	1.562	0.941	0.727	0.766	2.993	0.999
PP	A	-0.808	0.210	0.791	0.786	2.538	0.994
	B	0.208	0.582	1.882	0.970	3.391	1.000
	C	-0.871	0.192	-1.046	0.148	2.382	0.991
ADF	A	-1.831	0.034	-1.345	0.089	0.174	0.569
	B	-1.564	0.059	-0.020	0.492	0.292	0.615
	C	-1.044	0.148	-2.180	0.015	-0.325	0.373
<i>Kao teszt 1996Q1-2011Q4</i>							
ADF	A	-2.082	0.019	-2.197	0.014	-4.569	0.000

A Westerlund tesztek eredményei szintén mindhárom specifikációnál alátámasztják a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét. A két- és a háromváltozós specifikáció esetén is hasonló eredményeket értünk el: a G_τ tesztstatisztika alapján 5%-os, a G_α tesztstatisztika alapján 10%-os, a P tesztek alapján 1%-os szignifikancia szinten vehető el a kointegráció hiánya mindkét specifikációnál. Az ötváltozós specifikáció esetén a G_τ tesztstatisztika alapján 1%-os, a P_τ tesztstatisztika alapján 5%-os szignifikancia szinten vehető el nullhipotézis. A CD teszt csak a háromváltozós specifikáció reziduumbjánál nem tudta elvetni a keresztmetszeti függetlenséget, minden más esetben elvetette azt (1%-os szignifikancia szinten). Így mindhárom specifikációnál számolni kell a keresztmetszeti függőséggel, de a robusztus *p*-értékek alapján hozott döntések sem változtatják meg az eredményeket: a keresztmetszeti függőséget figyelembe véve továbbra is mindhárom specifikációnál empirikusan igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodelleket, gyenge koncepcióban. A kétváltozós specifikációnál a G_α , a P_τ és a P_α tesztstatisztikáknál tudjuk elvetni a nullhipotézist 10%-os szignifikancia szinten. A háromváltozós specifikációnál mind a négy tesztstatisztika esetén elvethető a kointegráció hiánya 10%-os szignifikancia szinten. Az ötváltozós specifikációnál pedig a G_τ tesztstatisztika esetén 5%-os szignifikancia szinten, a P_τ tesztstatisztika esetén 10%-os szignifikancia szinten. (B.3.1. melléklet)

A PPP-nél a Pedroni teszt csak az ADF tesztstatisztika esetén tudta elvetni a nullhipotézist, de mindhárom modellezési beállításnál: egy esetben 5%, két esetben 10%-os szignifikancia szinten. Ha mindhárom tesztstatisztikát figyelembe vesszük a döntésnél, akkor nem tekintjük empirikusan igazoltnak a PPP-t, de ha csak az ADF tesztstatisztika alapján döntünk, akkor empirikusan igazoltnak tekinthetjük a vásárlóerő paritást a Pedroni teszt alapján. A Kao teszt 1%-os szignifikancia szinten veti el a kointegráció hiányát, ezt pozitívnak értékeltük. A Westerlund teszt is kedvező eredményeket mutat a keresztmetszeti függőség figyelembevételével és annak figyelembevételével is: mindkét esetben empirikusan igazolja, hogy létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a nominális árfolyam és a megfelelő árszínvonalak között. A keresztmetszeti függőség figyelembevételével 1%-os szignifikancia szinten vethető el a kointegráció hiánya, kivéve a G_α tesztstatisztikát, ahol 5%-os szignifikancia szinten. A CD teszt valamennyi változó és a reziduum esetén is 1%-os szignifikancia szinten elveti a keresztmetszeti függetlenséget. A robusztus p -értékek alapján a G_τ tesztstatisztikánál 5%-os, a másik három tesztstatisztikánál 10%-os szignifikancia szinten vethető el a nullhipotézis. Így a keresztmetszeti függőség figyelembevételével nem változtatja meg a PPP igazoltságával kapcsolatos döntést. (B.3.2. melléklet)

A három panel kointegrációs teszt közül a Pedroni teszt hozta a legkevésbé kedvező eredményeket. Mindhárom tesztstatisztika eredményét figyelembe véve csak az 1985Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél jelzett kointegrációt, de ezen a mintán a monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációja és a PPP esetében is. A legtöbb esetben a Pedroni teszt ADF tesztstatisztikája mutatott kointegrációt (a teljes vizsgálat során, a PPP tesztelését is beleértve, az esetek kb. 42%-ában), ezt követi a PP tesztstatisztika (a teljes vizsgálat során az esetek kb. 18%-ában) és a ρ teszt csak pár esetben (a teljes vizsgálat során az esetek kb. 7%-ában). Ha csak az ADF tesztstatisztika eredményét vesszük figyelembe, akkor az 1980Q1-től kezdődő panelnél a monetáris árfolyammodellek két- és ötváltozós specifikációjánál is van esély a kointegrációra. Illetve az 1992Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél a monetáris modellek mindhárom specifikációja esetén, továbbá az 1996Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél a monetáris modellek két- és háromváltozós specifikációja és a PPP esetén is. Így a monetáris árfolyammodelleknél az esetek körülbelül 56%-ában értünk el pozitív eredményt a Pedroni teszttel, a PPP esetén pedig hatból két esetben, azaz az esetek egyharmadában.

A Kao teszt ezzel szemben minden mintán az összes esetben, azaz a monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációjánál és a PPP-nél is jelzett kointegrációt.

A Westerlund tesztnek mind a négy tesztstatisztikáját értékeltük. Ez alapján a teszt a monetáris árfolyammodellek korlátozott specifikációit több esetben támogatta, mint az ötváltozós specifikációt és a vásárlóerő-paritást, illetve elsősorban az időben rövidebb, több valutapárt tartalmazó mintákon jelzett kointegrációt a vizsgált változók között. Mivel a keresztmetszeti függetlenséget összességében (a változók és a reziduumok közötti függőséget is vizsgáltuk) valamennyi mintán el lehetett vetni, így a bootstrap eljárással újraszámolt p -értékek alapján is értékeltük a Westerlund teszt eredményeit. A keresztmetszeti függőség figyelembevételével az ötváltozós specifikáció eredményei jelentősen módosultak: a korábbi négy panel helyett így csak két panelnél jelzett kointegrációt a teszt a vizsgált változók között. A kétváltozós specifikációnál eredetileg minden mintán ki lehetett mutatni a kointegrációt, a keresztmetszeti függőséget figyelembe véve kis mértékben módosult a helyzet: egy minta eredményei kedvezőtlené váltak a hatból, az 1992Q1-től kezdődő panel eredményei, azaz öt panel esetén kaptunk pozitív eredményeket. A háromváltozós specifikáció és a PPP eredményei nem módosultak a keresztmetszeti függőség figyelembevételével. A háromváltozós specifikációt továbbra is hat panelből öt panel igazolja, hasonlóan a kétváltozós specifikációhoz; a PPP tesztelésénél pedig négy panel mutat pozitív eredményeket mindkét esetben (a keresztmetszeti függőség figyelembevételével és anélkül). A döntésnél mind a négy tesztstatisztikát figyelembe vettük, de minden olyan esetben, melyet pozitívan értékeltünk, arra a következtetésre jutottunk, hogy a teljes panel kointegrált. Ha csak a két G tesztnél tudtuk volna elvetni a nullhipotézist, akkor csak annyit tudnánk megállapítani, hogy legalább egy egyed kointegrált a vizsgált panelben. Ilyen megállapítást egy esetben sem kellett tennünk. A monetáris árfolyammodelleknél egy esetben (1976Q1-től kezdődő panel háromváltozós specifikációjánál a keresztmetszeti függőség figyelembevétele nélkül), a PPP-nél három esetben (1973Q1-től kezdődő panelnél a p -érték és a robusztus p -érték alapján, és az 1976Q1-től kezdődő panelnél a p -érték alapján) kaptunk konfliktusos eredményeket, azaz amikor a két-két tesztstatisztika eredménye ellentmondott egymásnak (a tesztek a teljes panelt kointegrálnak mutatták, de nem jelezték, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált).

Összességében elmondható, hogy a legtöbb esetben a monetáris árfolyammodellek kétváltozós specifikációja igazolja, hogy a nominális árfolyam és a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem) között létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat, ezt követi a három-, majd az ötváltozós specifikáció. A PPP kicsit szerepelt jobban az ötváltozós specifikációnál. Ha a Pedroni tesztnél csak az ADF

tesztstatisztika alapján döntünk, akkor a kétváltozós specifikációt az esetek körülbelül 88%-ában, a háromváltozós specifikációt az esetek körülbelül 79%-ában, az ötváltozós specifikációt az esetek körülbelül 63%-ában, a PPP-t az esetek körülbelül 67%-ában lehetett gyenge koncepcióban empirikusan igazolni. Elsősorban az időben rövidebb, több valutapárt tartalmazó panelek szerepeltek jobban. Minden mintán sikerült kimutatni legalább egy panel kointegrációs teszttel a monetáris árfolyammodellek és a PPP empirikus érvényességét, azaz igazolható volt a kointegráció a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) és a nominális árfolyam között. Továbbá a monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációja igazolást nyert minden mintán legalább egy tesztelési eljárással.

4.5 Kointegrált panelbecslések eredményei

Mivel az idősoros kointegrációs teszteknek kisebb az erejük, mint a panel kointegrációs teszteknek, ezért az irodalom egyre inkább a panel technikák alkalmazása felé fordult az árfolyammodellek tesztelése során, majd a panelben történő becslés is egyre inkább elterjedt a '90-es évek végétől. MacDonald – Husted [1998] négy panelen végzett becsléseket, melyekből két panel 21 OECD-országot tartalmazott, két panel pedig 17 európai országot. A vizsgált országok valutáinak dollár, márka és jen árfolyamait becsülte meg éves adatokon, 1973 és 1994 között. Az adatai az IFS adatbázisból származtak: M1-es pénzkínálat, reál GDP, illetve a rövid távú kamatok. Mind a négy panel eredménye empirikusan bizonyítja a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. További sikereket értek el a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességének igazolásában: Mark és Sul [2001], Rapach és Wohar [2004], Crespo-Cuaresma et al. [2005], Groen [2005], Cerra és Saxena [2010], Dąbrowski et al. [2014]. Többek között Mark és Sul [2001] is megállapította, hogy az árfolyamok országpáronkénti becslése nem precíz, ezért ők is a panel technikák alkalmazása felé fordultak. Mintán belüli becslés és előrejelzés során is azt kapták, hogy a nominális árfolyam kointegrált a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumokkal, illetve megállapították, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumoknak jelentős az előrejelző ereje a jövőbeli árfolyammozgásokat illetően. A becslések során negyedéves adatokat alkalmaztak egy 19 OECD-országból álló panel esetén (18 valuta dollárárfolyamát tartalmazta), amely 1973Q1-től 1997Q1-ig terjedő időszakot ölelt fel. A mintavételi időszakot döntő többségében a lebegtetés jellemezte. Az adatok az IFS adatbázisból származtak, a

nominális pénzkínálatot az adathiány miatt M0-al, M1-el, M2-el és M3-al is közelítették, attól függően, hogy melyik országra milyen adat állt rendelkezésre. A reáljövedelmet pedig a termelési indexszel proxizták. (Mark – Sul [2001]) Elemzésüket követően más szerzők is felhasználták ezt az adatbázist (az IMF International Financial Statistics című CD-jéről gyűjtött adatokat), úgy, mint Rapach és Wohar [2004], illetve Basher és Westerlund a [2009]. Rapach és Wohar [2004] szintén igazolást talált a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényessége mellett panelelemzéssel Mark – Sul [2001] mintáján, ami éles ellentétben állt az országpáronként kapott becslési eredményeikkel. A paneleket LSDV (Least Squares Dummy Variables – összevont fix hatású panelbecslés dummy változó(k) bevonásával), korrigált LSDV alkalmazásával⁴⁶, és korlátozott dinamikájú SUR⁴⁷ módszerrel – feltételezték a meredekségi együtthatók homogenitását a keresztmetszeti egyedek mentén – becsülték meg, illetve Pesaran et al. [1999] által fejlesztett PMG becslést is futtattak. A háromváltozós redukált formáját becsülték a monetáris árfolyammodelleknek, mely során a becsült együtthatók előjelei szinte minden esetben megfeleltek a várakozásoknak, és az együtthatók mértéke is elfogadható volt. Crespo-Cuaresma et al. [2005] hat közép-kelet európai ország (Csehország, Magyarország, Lengyelország, Románia, Szlovákia, Szlovénia) valutájának euróárfolyamát vizsgálta meg 1994 és 2002 között havi adatokon. A pénzkínálatot M2-vel, a reáljövedelmet az ipari termelési indexszel közelítették, melyeket az IFS adatbázisból nyertek ki, kiegészítve az egyes országok adatbázisaival. A panelt ötféle becslési eljárással becsülték meg: OLS, fix hatású becslés, FM-OLS, DOLS és PMG. A becsült együtthatók előjelei valamennyi becslésnél megfeleltek a várakozásoknak, és az együtthatók mértéke is közelítette az elmélet által várt mértéket. Így empirikusan sikerült bizonyítani a szerzőknek, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Meg kell jegyezni, hogy Crespo-Cuaresma és szerzőtársai [2005] a becslés során szignifikáns Balassa – Samuelson hatást mutatott ki. Groen [2005] egy kisebb panelt becsült meg a Groen és Kleibergen [2003] által kifejlesztett panel VEC eljárással. A panel három árfolyamot tartalmazott: a kanadai dollár, a japán jen, és az amerikai dollár euró árfolyamát. Illetve a három valuta német márkával vett relációját is megvizsgálta. Negyedéves IFS adatokat (nominális árfolyam, a reál GDP, M3) alkalmazott 1975Q1 és 2000Q4 között. Az eredményeik empirikusan igazolták a monetáris árfolyammodellek állításait. Csak a reáljövedelem esetén becsültek nagyobb hatást a nominális árfolyamra a vártnál, amit a

⁴⁶ Kao – Chiang [2000] alapján.

⁴⁷ Mark et al. [2005] alapján.

Balassa – Samuelson hatással magyaráztak. Előrejelzéseket is végeztek, melyek kettő, három és négy éves horizontokon jobb előrejelzést nyújtottak a véletlen bolyongásnál, és az idősoros előrejelzéseknél. Cerra és Saxena [2010] egészen nagy panellel dolgozott, 98 ország dollárárfolyamát vizsgálták meg éves adatokon 1960 és 2004 között. A mintát FM-OLS és DOLS módszerekkel becsülték meg. A becsült együtthatók előjele és mértéke is megfelelt a várakozásoknak. Dąbrowski et al. [2014] a közép-kelet európai országok euró árfolyamait nemcsak gyenge koncepcióban tesztelte 2001Q4 és 2012Q4 között, de a szerzők FM-OLS módszerrel is megbecsülték az összeállított panelt. Mivel a becsült együtthatók előjele megfelel a várakozásoknak, és a mértékük is elfogadható, így a szerzők igazoltnak tekintették, hogy a közép-kelet európai országok euró árfolyamainak hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellekkel.

Pedroni [1996] egy korai verziója Pedroni [2001]-es munkájának, de a cikk első verziójában nemcsak szimulációkat végzett, hanem meg is becsülte a vásárlóerő-paritást FM-OLS módszerrel. Havi és éves IFS adatokat egyaránt becsült 1974-től 1993-ig. A különböző vizsgálatok során 20-25 ország változói kerültek bele a panelekbe. Bár a szerző nem volt elégedett az eredményekkel, mert az alkalmazott teszt a legtöbb esetben elutasította, hogy az árszínvonalkülönbség együtthatója egy, ennek ellenére a becsült együtthatók egyhez közeli értéket vettek fel, ami nem tekinthető teljesen negatív eredménynek. Pedroni [2001] már nem csak FM-OLS módszerrel, hanem DOLS módszerrel is megbecsülte a vásárlóerő-paritást. Hasonló adatokat vizsgált meg, mint az 1996-os cikkében: havi IFS adatokat 1973 júniusától 1993 novemberéig 20 országra. Az adott országok dollárárfolyamait vizsgálta, és az árszínvonalat újra a CPI-vel közelítette. Az eredményeket továbbra is negatívan értékelte, mert el lehetett vetni a nullhipotézist, hogy a becsült meredekségi együtthatók egyet vesznek fel, bár az együtthatók közel voltak egyhez. Robertson et al. [2014] nemcsak gyenge koncepcióban, de kointegrált panelbecsléssel is megvizsgálta a PPP fennállását a mexikói peso dollárárfolyamra 1982M1 és 2010M2 között. Az összeállított panelt FM-OLS és DOLS módszerrel becsülték meg. Bár egyhez közeli értékeket kaptak a becsült együtthatókra, de a t -teszt elutasította, hogy az együtthatók egyes értéket vettek fel, ezért a szerzők negatívan értékelték az eredményeiket. Ugyanakkor az aktívan kereskedett termékek esetén igazolható volt a PPP erős formája.

A panelbecsléseink során viszonylag mi is kedvező eredményekre jutottunk. A következőkben a vizsgált hat panel becslési eredményeit mutatjuk be mind a monetáris modellek, mind a PPP esetén. A monetáris árfolyammodelleket és a PPP-t ötféle, nemstacioner panelek becslésére alkalmas eljárással becsültük meg: teljesen módosított

legkisebb négyzetek módszerével (FM-OLS), dinamikus legkisebb négyzetek módszerével (DOLS), dinamikus fixhatás-becsléssel (DFE), csoportátlag (MG) és összevont csoportátlag (PMG) becsléssel.

4.5.1 FM-OLS becslési eredmények

Az FM-OLS-t nemstacioner heterogén panelek kointegráló vektorának becslésére alkalmazzák. A becslés nem jelenti le a hibakorrekciós együtthatókat, feltételezi, hogy a függő változó és a magyarázó változók az egyes keresztmetszeti egyedeknél kointegráltak. A keresztmetszeti egyedek számára egyetlen közös kointegráló vektort becsül, de megengedi az egyedi fix hatások és a rövid távú hatások heterogenitását a keresztmetszeti egyedek mentén. A monetáris modellek esetén az összes megbecsült változó csupán 13%-a nem volt szignifikáns, de a becsült szignifikáns változók egynegyedének az elméleti várakozásokkal ellentétes lett az előjele. Így végül a monetáris modelleket az esetek 46%-ában sikerült igazolni. Ekkor a becsült kointegrációs vektorokban a változók előjelei megegyeztek az elmélet által várt előjelekkel és a változók együtthatóinak mértéke közelítette a várt mértéket. A PPP esetén csak két esetben kaptunk nem szignifikáns változót, és egy esetben sem fordult elő, hogy a becsült szignifikáns együtthatók előjele ne feleljen meg a várakozásoknak. Ennek köszönhetően az esetek 89%-ában sikerült igazolni a PPP empirikus érvényességét. A monetáris árfolyammodelleket inkább az időben rövidebb és több valutapárt tartalmazó paneleknél sikerült igazolni, és a kétváltozós korlátozott specifikáció hozta a legtöbb pozitív eredményt. A PPP-t csak két esetben nem sikerült empirikusan bizonyítani: az 1985Q1-től 2011Q4-ig tartó, illetve az 1996Q1-től 2011Q4-ig tartó panelek csoportátlag becslésénél. A modellekre minden mintán találtunk valamilyen igazolást: bizonyos becslési verzió és bizonyos specifikáció esetén. Bár nem tekintjük szükséges feltételnek a modellek igazolásában az arányosság és a szimmetria hipotézisének teljesülését, Wald teszttel megvizsgáltuk azokat. Az arányossági hipotézis teljesülése esetén azt várjuk, hogy a pénzkínálatok, a reáljövedelmek és az árszínvonalak változásának hatása száz százalékban jelenjen meg a nominális árfolyam változásában, azaz olyan együtthatókat várunk, melyek egyes értéket vesznek fel, az elméleti várakozásoknak megfelelő előjellel. A monetáris árfolyammodelleknél a becsült szignifikáns együtthatók csupán 3%-ánál, viszont a PPP becslésénél a becsült szignifikáns együtthatók egyharmadánál nem lehetett elvetni az arányossági hipotézist. A szimmetria hipotézise a monetáris modelleknél csak az ötváltozós specifikációnál vizsgálható. Ekkor azt várjuk, hogy az adott hazai és külföldi változó

együtthatójának mértéke szimmetrikus, azaz nagyon hasonló. A monetáris modellek esetén a becsült szignifikáns együtthatók körülbelül 7%-ában, míg a PPP esetén a becsült szignifikáns együtthatók körülbelül 19%-ában nem vethető el, hogy a hazai és a külföldi változók együtthatói szimmetrikusak. Az eredmények a B.4. számú mellékletben találhatók.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1973Q1-2011Q4) FM-OLS becslési eredményei

Az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panel nem hozott túl kedvező eredményeket a monetáris árfolyammodellek tekintetében. Csak a kétváltozós becsléseknél találtunk empirikus bizonyítékot arra, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Az ötváltozós specifikáció esetén az összevont és a csoportátlag becslésnél is volt egy-egy nem szignifikáns változó a becsült kointegráló vektorban. Ezen kívül a csoportátlag becslésnél valamennyi szignifikáns változó együtthatójának előjele, az összevont becslésnél csak a hazai reáljövedelem együtthatójának előjele, a súlyozott összevont becslésnél pedig mindkét reáljövedelem együtthatójának előjele ellentétes a várakozásokkal. Így egyik esetben sem tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodelleket. A Wald teszt az összes esetben elveti az arányossági és a szimmetria hipotézisét is.

A háromváltozós specifikációnál hasonló a helyzet. Az összevont és a súlyozott összevont becsléseknél a reáljövedelem-különbségek együtthatóinak előjele nem felel meg a várakozásoknak, a csoportátlag becslésnél pedig nem is lett szignifikáns a reáljövedelmek különbsége. Bár a csoportátlag becslésnél a pénzkínálatok különbsége a várt módon befolyásolja az árfolyamot, de ez a kointegráló vektor csak részben tükrözi a monetáris modellek elképzeléseit, ezért ebben az esetben sem tekintjük igazoltnak a modellt. A Wald teszt valamennyi változó esetén elveti az arányossági hipotézist.

Ezzel ellentétben a kétváltozós specifikáció mindhárom becslési verziójánál pozitív eredményt értünk el: a kompozit változó mindhárom esetben szignifikáns, pozitív előjelű, és az együtthatók mértéke is elfogadható. Ezekben az esetekben igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodelleket. Az arányossági hipotézis viszont egyik esetben sem teljesül.

Az időben leghosszabb panelnél a PPP empirikus érvényességét is sikerült bizonyítani mindhárom becslési verzió esetén. A változók előjelei megfelelőek, s az együtthatók mértéke abszolút értékben közel van egyhez. Olyannyira, hogy a csoportátlag becslésnél egyik változó

esetén sem vethető el az arányossági hipotézis, és a szimmetria teljesülésére is van esély a Wald teszt eredménye szerint. A PPP-t mindhárom esetben empirikusan igazoltnak tekintjük.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1976Q4-2011Q4) FM-OLS becslési eredményei

Az 1976Q1-től 2011Q4-ig tartó panel becsléseinél nem sokat változott a helyzet, az eredmények hasonlóak lettek. A monetáris modellek öt- és háromváltozós specifikációinál nem sikerült igazolni a modellt, de a kétváltozós specifikáció esetén kedvező eredményeket értünk el. Az ötváltozós specifikációnál a csoportátlag becslés hozta a legrosszabb eredményt: itt csak a hazai pénzkínálat lett szignifikáns a becslés kointegrációs vektorban, de annak is ellentétes az előjele a várakozásokkal, a többi változó pedig nem lett szignifikáns. Az összevont és a súlyozott összevont becslés ugyanolyan eredményt hozott: csak a pénzkínálatok előjelei felelnek meg a várakozásoknak, a reáljövedelmek előjelei nem. Az arányossági hipotézis és a szimmetria hipotézise egyik becslési verziónál, egyik változó esetén sem teljesül.

A háromváltozós specifikáció becslési eredményei mindhárom becslési verziónál hasonló eredményekhez vezettek a vizsgált szempontok szerint: bár mindhárom esetben szignifikánsak a becslés változói, a reáljövedelmek különbsége egyik esetben sem mutat az elméleti várakozásokkal összhangban lévő előjelet. Emiatt egyik esetben sem tekintjük igazoltnak a modellt. A Wald tesztek pedig ismét elvetik az arányossági hipotézist valamennyi változó esetén.

Viszont sikert értünk el a kétváltozós specifikáció összevont és súlyozott összevont becsléseinél. A becslés kompozit változói előjelei jók, az együtthatók mértéke elfogadható. Ebben a két esetben igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodelleket. De a csoportátlag becslésnél nem lett szignifikáns a becslés kompozit változó. Az arányossági hipotézist pedig elveti a Wald teszt mindkét szignifikáns változó esetén.

A PPP-t ezzel ellentétben mindhárom becslési verzióval sikerült empirikusan igazolni. Valamennyi becslés együttható előjele helyes, és a mértékük abszolút értékben közel van egyhez. A csoportátlag becslésnél a Wald teszt egyik változónál sem tudta elvetni az arányosságot, és a szimmetria hipotézisét sem; az összevont becslésnél pedig a szimmetria hipotézisét nem lehetett elvetni. Így az 1973Q1-től és 1976Q4-től kezdődő paneleken csoportátlag eljárással becslés PPP a legjobb az FM-OLS becslések eredményei között a tekintetben, hogy még az arányosság és a szimmetria hipotézisét sem lehet elvetni egyik

változónál sem, túlteljesítve ezzel az általunk meghatározott empirikus igazoltsághoz szükséges kritériumokat.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1980Q1-2011Q4) FM-OLS becslési eredményei

Az 1980Q1-től 2011Q4-ig tartó panel tartalmazza a legtöbb megfigyelést a vizsgált panelek közül, ennek ellenére a monetáris árfolyammodellek redukált formájának FM-OLS becslései nem javultak az előző két panel eredményeihez képest. Ismét csak a kétváltozós specifikáció összevont és súlyozott összevont becslései igazolják a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét. Az ötváltozós specifikáció összevont becslésénél nem szignifikánsak a reáljövedelmek, bár a pénzkínálatok előjelei és azok együtthatóinak mértéke is megfelelő. A súlyozott összevont becslésnél rossz a reáljövedelmek együtthatóinak előjele, igaz a pénzkínálatok előjele és együtthatóinak mértéke ismét elfogadható. A csoportátlag becslésnél pedig a pénzkínálatokkal van probléma: a hazai pénzkínálat előjele rossz, míg a külföldi pénzkínálat nem is lett szignifikáns, de jók a reáljövedelmek előjelei. Mivel a kointegrációs vektorok csak részben tükrözik a monetáris árfolyammodellek feltevéseit, ezért egyik esetben sem tekintjük igazoltnak a modellt. Az arányossági hipotézist és a szimmetria hipotézisét az összes változó esetén el lehet vetni.

A háromváltozós specifikáció sem hozott jobb eredményeket. Az összevont és a súlyozott összevont becsléseknél a reáljövedelmek különbségének előjele nem tükrözi a monetáris árfolyammodellek feltevéseit, míg a csoportátlag becslésnél ez a változó nem is lett szignifikáns. Emiatt ezekben az esetekben nem tudjuk empirikusan bizonyítottnak tekinteni a monetáris árfolyammodelleket. Az arányossági hipotézis ismét valamennyi változó esetén elvethető.

Viszont a kétváltozós specifikáció becslései újra sikert hoztak. Az összevont és a súlyozott összevont becslésnél a kompozit változó együtthatójának előjele és mértéke is megfelelő, ez a változó csak a csoportátlag becslésnél nem lett szignifikáns. Így két esetben empirikusan igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodelleket. Az arányossági hipotézist viszont mindkét szignifikáns változó esetén elveti a Wald teszt.

A vásárlóerő-paritás az előző becslésekhez hasonlóan ezen a mintán is jól szerepelt. Mindhárom becslési verziónál jók az előjelek, és az együtthatók mértéke is közel van a vártnak. Az összevont becslésnél a hazai pénzkínálat esetén nem lehetett elvetni, hogy az együttható egy, illetve a csoportátlag becslésnél nem lehetett elvetni, hogy a külföldi

pénzkínálat mínusz egy. Mindhárom esetben empirikusan bizonyítottnak tekintjük, hogy a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését a PPP feltevéseivel összhangban befolyásolják a megfelelő árszínvonalak.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1985Q1-2011Q4) FM-OLS becslési eredményei

Az 1985Q1-től 2011Q4-ig tartó panelen végzett becslések viszont sokkal sikeresebbnek bizonyultak a monetáris modellek tekintetében az eddigieknél. Az ötváltozós specifikáció esetén az összevont és a súlyozott összevont becslésnél is összhangban vannak a becslött együtthatók előjelei a várakozásokkal, és a mértékük is elfogadható. Mivel ebben a két esetben sikerült az elméleti várakozásoknak megfelelő kointegrációs vektorokat becsülni, ezért ezekben az esetekben igazoltnak tekintjük, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok az elméleti várakozásokkal összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Sajnos a csoportátlag becslésnél a hazai pénzkínálat előjele ellentétes a várakozásokkal, ezért ebben az esetben nem tekintjük igazoltnak a monetáris modellek feltevéseit. Az arányossági hipotézist és a szimmetria hipotézisét valamennyi változó esetén elveti a Wald teszt.

A háromváltozós specifikáció esetén a csoportátlag becslésnél kaptunk pozitív eredményt. A becslött kointegrációs vektor változóinak előjelei jók, és a változók együtthatóinak mértéke is elfogadható. Így ezt szintén a sikeres becslésekhez soroljuk. Ellenben az összevont és a súlyozott összevont becslésnél a reáljövedelmek különbségének az elméleti feltevésekkel ellentétes lett az előjele. Emiatt ezekben az esetekben nem tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodelleket. Az arányossági hipotézist a Wald teszt ismét elvetette minden változó esetén.

A kétváltozós specifikáció ezen a mintán is jól szerepelt. Az összevont és a súlyozott összevont becslésnél is találtunk bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességére. A becslött kompozit változók előjele pozitív, és az együtthatók mindkét esetben egyhez közeli értéket vesznek fel. Viszont a csoportátlag becslésnél nem lett szignifikáns a kompozit változó a becslött kointegrációs vektorban. Ebben az esetben természetesen nem tekintjük igazoltnak a modellt. A Wald teszt mindkét szignifikáns változó esetén elveti az arányossági hipotézist.

A vásárlóerő-paritás is jól szerepelt. Az összevont és a súlyozott összevont becslésnél is sikerült alátámasztani a PPP empirikus érvényességét. A becslött kointegrációs vektorban a

változók együttthatóinak mértéke nagyon közel van egyhez, és az előjelek is megfelelnek a várakozásoknak. Az összevont becslésnél a külföldi árszínvonal esetén még az arányosságot sem lehet elvetni. A csoportátlag becslésnél sajnos a hazai árszínvonal nem lett szignifikáns, bár a külföldi árszínvonal esetén nem lehet elvetni az arányosságot, az együttthatójának mértéke és előjele így teljesen megfelel a várakozásoknak. Ebben az esetben mégsem tekintjük igazoltnak a PPP-t, mert a kointegrációs vektor csak részben tükrözi az elméleti feltevéseket.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1992Q1-2011Q4) FM-OLS becslési eredményei

Az 1992Q1-től 2011Q4-ig tartó panelen végzett becslések még az előbbi eredményeknél is kedvezőbbek lettek. A rövidebb és több keresztmetszeti egyedet tartalmazó panel kedvezett a monetáris modellek öt- és háromváltozós specifikációjának is. Az ötváltozós specifikációnál egy esetben találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett: az FM-OLS összevont becslési verziója esetén. A becslött kointegrációs vektorban a változók előjelei helyesek, és az együttthatók mértéke is közelíti a várt mértéket. A Wald teszt pedig nem veti el az arányossági hipotézist a külföldi reáljövedelem esetén. A súlyozott összevont és a csoportátlag becslésnél nem tekintettük igazoltnak a monetáris modellek állításait, mivel a súlyozott összevont becslésnél a külföldi reáljövedelem előjele negatív, illetve a csoportátlag becslésnél a pénzkínálatok nem lettek szignifikánsak. Bár az utóbbi becslésnél a külföldi reáljövedelem esetén a Wald teszt nem veti el az arányossági hipotézist. A többi változónál nem lehet arányosságról beszélni, illetve a szimmetria hipotézise sem teljesült egyik esetben sem.

De a háromváltozós specifikáció mindhárom becslési verzió esetén alátámasztotta a monetáris árfolyammodellek elméleti feltevéseit. A becslött kointegrációs vektor változóinak előjelei összhangban vannak az elméleti feltevésekkel, és az együttthatók mértéke is közelíti a várt mértéket. Az arányossági hipotézist viszont minden változónál elveti a Wald teszt.

A kétváltozós specifikációnál is ugyanez a helyzet: mindhárom becslési verzió esetén empirikusan bizonyítottnak tekintjük, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok hosszú távon befolyásolják a nominális árfolyam viselkedését, mivel a becslött kompozit változók előjele pozitív, és az együttthatók mértéke is közelíti a vártat. Az arányossági hipotézis pedig ismét nem teljesül egyik változó esetén sem.

A PPP becslésénél szintén ilyen sikereket értünk el. Mindhárom becslési verzió esetén empirikusan igazoltnak tekintjük a modellt: az árszínvonalak előjelei helyesek, és az

együtthatók mértéke is elfogadható. A külföldi árszínvonal csoportátlag becslésénél még az arányosság sem vethető el. A szimmetriát viszont valamennyi esetben elveti a Wald teszt.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1996Q1-2011Q4) FM-OLS becslési eredményei

Az 1996Q1-től 2011Q4-ig tartó panel sem hozott rossz eredményeket. Az ötváltozós specifikációnál az összevont és a súlyozott összevont becslés is alátámasztja a monetáris árfolyammodellek állításait: a becsült kointegrációs vektorok változóinak előjelei összhangban vannak az elméleti várakozásokkal, és az együtthatók mértéke is elfogadható. Az összevont becslésnél a Wald teszt még az arányosságot sem veti el a külföldi reáljövedelem esetén. A csoportátlag becslésnél a pénzkínálatok előjele ellentétes a várakozásokkal (a hazai pénzkínálat például negatív előjelű, eszerint a hazai pénzkínálat növekedésének hatására a nominális árfolyam felértékelődne), ezért ebben az esetben nem tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodellek állításait. Bár a reáljövedelmek esetén a Wald teszt nem veti el a szimmetriát.

A háromváltozós specifikációnál szintén két esetben tekintettük igazoltnak a monetáris árfolyammodellek állításait: az ötváltozós esethez hasonlóan az összevont és a súlyozott összevont becslés esetén. A becsült együtthatók előjelei helyesek, és mértékük is közelíti a várt egyes, illetve mínusz egyes értéket. Viszont a csoportátlag becslésnél a pénzkínálatok különbségének a várakozásokkal ellentétes lett az előjele, így ebben az esetben nem találtunk empirikus bizonyítékot arra, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. A Wald teszt valamennyi változó esetén elutasította az arányossági hipotézist.

A kétváltozós specifikáció eredményei nagyon hasonlóak lettek az öt- és háromváltozós specifikációk eredményeihez, azzal a különbséggel, hogy ebben az esetben a csoportátlag becslésnél nem is lett szignifikáns a becsült fundamentumokból képzett kompozit változó. De az összevont és a súlyozott összevont becsléseknél igazoltnak tekinthetjük a monetáris árfolyammodelleket, mivel a becsült kompozit változók előjele pozitív, és az együtthatók mértéke is közelíti a várt mértéket. Sajnos mindkét kompozit változó esetén elveti a Wald teszt az arányossági hipotézist.

A vásárlóerő-paritás becslései szintén kedvezőek lettek; mint ahogy a többi mintán, ebben az esetben sem kaptunk kiábrándító eredményeket. A PPP két becslési verzió esetén is igazolható: összhangban a minta előző becsléseivel az összevont és a súlyozott összevont

becslés igazolja empirikusan a PPP állításait. Ezekben az esetekben a becslt árszínvonalak megfelelő előjelűek, és az együtthatók mértéke is elfogadható. A csoportátlag becslésnél viszont nem lett szignifikáns a hazai árszínvonal, bár a külföldi árszínvonalnál a Wald teszt nem veti el az arányosságot. Ezt az esetet nem tekintjük pozitív eredménynek. A Wald teszt a többi esetben mind az arányosság, mind a szimmetria hipotézisét elveti.

A monetáris árfolyammodellek specifikációit és a vásárlóerő-paritást is 18-18 esetben vizsgáltuk meg (hat panel esetén, három becslési verzióval). A monetáris árfolyammodelleket az ötváltozós specifikációk körülbelül 28%-ában sikerült igazolni, elsősorban a rövidebb és több valutapárt tartalmazó panelek esetén. A háromváltozós specifikációk az esetek egyharmadában hoztak pozitív eredményt, szintén a rövidebb és több keresztmetszeti egyedet tartalmazó mintákon, míg a kétváltozós specifikációk a vizsgálatok körülbelül 78%-ában bizonyították empirikusan a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A vásárlóerő-paritás becslései is nagyon kedvezőek lettek, az esetek körülbelül 89%-ában sikerült igazolni a PPP állításait. A monetáris árfolyammodelleket és a PPP-t is minden mintán sikerült igazolni legalább egy specifikáció, illetve legalább egy becslési verzió esetén. A monetáris árfolyammodellek specifikációi közül egyértelműen a kétváltozós specifikáció szerepelt a legjobban, ezt követi a három, majd az ötváltozós specifikáció.

4.5.2 DOLS becslési eredmények

A DOLS szintén nemstacioner panelek kointegráló vektorának becslésére használható, de ezt a becslést elsősorban homogén panelek vizsgálatára fejlesztették ki. Hasonló az FM-OLS-hez a tekintetben, hogy nem jelenti le a hibakorrekciós együtthatókat, egyetlen közös kointegráló vektort becsül a vizsgált keresztmetszeti egyedek számára, illetve ez a becslés is lehetővé teszi az egyedi fix hatások és a rövid távú hatások heterogenitását. A késleltetések és a jövőbeli értékek számának automatikus beállításánál a monetáris modellek esetén a változók majdnem 18%-a nem lett szignifikáns, és a szignifikáns változók 20%-ánál az együtthatók előjelei nem feleltek meg az elméleti várakozásoknak. Míg Kao – Chiang [2001] beállításával csak 2 becslt változó nem lett szignifikáns, ami a becslt változók kb. 5%-a, de minden szignifikáns változó előjele összhangban volt az elméleti várakozásokkal. Így a monetáris modelleket az automatikus beállítások kicsit több mint felében sikerült igazolni, s ismét a korlátozott modellek (a két- és háromváltozós specifikáció) szerepeltek jobban. Kao – Chiang [2001] beállításával csak egy esetben nem sikerült igazolni a monetáris modelleket:

az 1976Q1-től 2011Q4-ig tartó panel ötváltozós specifikációjánál, így az esetek körülbelül 95%-ban kaptunk pozitív visszajelzést. PPP esetén az automatikus beállításoknál a becslt változók körülbelül 8%-a nem lett szignifikáns, ami három becslt változót jelent, de minden becslt szignifikáns változó előjele megfelelt a várakozásoknak. Kao – Chiang [2001] beállításával minden változó szignifikáns lett a PPP becslésnél, és csak az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél kaptunk rossz előjeleket az árszínvonalakra. Így az automatikus beállításokkal és Kao – Chiang [2001] beállításával is a PPP-t az esetek kicsit több, mint 83%-ában lehetett igazolni. A monetáris árfolyammodellekre és a vásárlóerő-paritásra ismét minden mintán találtunk valamilyen igazolást, bizonyos becslési verzió és bizonyos specifikáció esetén. A DOLS becsléseknél is megvizsgáltuk az arányosság és a szimmetria hipotézisének teljesülését. A monetáris modellek automatikus beállítása esetén az esetek körülbelül 14%-ában, Kao – Chiang [2001] beállításával az esetek egynegyedében nem lehetett elvetni az arányossági hipotézist a vizsgált szignifikáns változók esetén. A szimmetria hipotézisét az automatikus beállításoknál a becslt szignifikáns együtthatók 24%-ánál, Kao – Chiang [2001] beállításával a becslt szignifikáns együtthatók körülbelül 28%-nál nem lehetett elvetni. A vásárlóerő-paritásnál nagyobbak az eltérések a kétféle beállítás esetén az egyes hipotéziseknél. Az arányossági hipotézist az automatikus beállításoknál a becslt szignifikáns együtthatók kb. 58%-ánál, Kao – Chiang [2001] beállításával a becslt szignifikáns együtthatók csak körülbelül 17%-ánál nem lehetett elvetni. Ellenben a szimmetria hipotézisének teljesülésére nagyobb esély van a PPP becslése esetén Kao – Chiang [2001] beállításával, ekkor a becslt szignifikáns együtthatók felében nem lehetett elvetni a szimmetria hipotézisét, míg az automatikus beállításokkal csak az esetek egyötödében van esély arra, hogy a hazai és a külföldi változók ugyanolyan mértékben befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Az eredmények a B.5. számú mellékletben találhatók.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1973Q1-2011Q4) DOLS becslési eredményei

Az automatikus beállításokkal csak a kétváltozós specifikációk becslése során értünk el pozitív eredményeket a monetáris árfolyammodellek tekintetében, míg Kao – Chiang [2001] beállításával mindhárom specifikáció esetén igazolást nyertek a monetáris árfolyammodellek feltevései. Az ötváltozós specifikáció automatikus beállításokkal teljesen negatív képet mutat. A külföldi reáljövedelem egyik becslési verziójánál sem lett szignifikáns, és több esetben

kaptunk a várthoz képest ellentétes előjelet a becült szignifikáns változónál: az összevont és a súlyozott összevont becslésnél a hazai reáljövedelemnél, a csoportátlag becslésnél pedig mind a három szignifikáns változónál (pénzkínálatok és hazai reáljövedelem). Bár a Wald teszt az összevont becslés pénzkínálatai esetén nem veti el a szimmetriát, egyik esetben sem tekintjük igazoltnak a monetáris modelleket. Ezzel szöges ellentétben Kao – Chiang [2001] beállításával az egyik legjobb becslést kaptuk az ötváltozós specifikációra. A becült kointegráló vektorban a változók együtthatói abszolút értékben egyhez közeli értéket vesznek fel, és az előjelek is helyesek. A Wald teszt nem veti el az arányossági hipotézist három változó esetén: a külföldi pénzkínálatnál és a reáljövedelemnél, illetve a szimmetria hipotézise sem vethető el sem a pénzkínálatok, sem a reáljövedelmek esetén. Ebben az esetben empirikusan bizonyítottak tekintjük a monetáris árfolyammodellek feltevéseit.

Az automatikus beállításokkal a háromváltozós specifikációk becslései sem hoztak sikert. Az összevont és a súlyozott összevont becslésnél a reáljövedelem-különbségeknek rossz lett az előjele, illetve az a csoportátlag becslésnél nem is lett szignifikáns. A Wald teszt valamennyi változó esetén elveti az arányosságot. Viszont Kao – Chiang [2001] beállításával ismét sikert könyvelhettünk el. A becült kointegrációs vektorban az elméleti várakozásoknak megfelelőek az előjelek, és az együtthatók mértéke abszolút értékben közel van egyhez. A Wald teszt nem tudta elvetni az arányosságot a pénzkínálatok különbsége esetén. Ebben az esetben empirikusan igazoltnak tekintjük a modellt.

A kétváltozós specifikáció becslései mindkét beállítás esetén sikeresnek bizonyultak. Az automatikus beállításoknál mindhárom becslési verzió esetén pozitív a becült kompozit változó előjele, és az együtthatók mértéke is közelíti a vártat. A Wald teszt mindhárom változónál elveti az arányossági hipotézist. Kao – Chiang [2001] beállításával a becült együttható egyhez közeli értéket vesz fel, előjele pozitív, és a Wald teszt nem tudja elutasítani az arányossági hipotézist. Azaz ez a becslés túlteljesíti az általunk meghatározott elfogadási kritériumokat, így ezt kifejezetten jó eredménynek értékeljük. Mind a négy becslés esetén igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodellek állításait.

Ellentétben az eddigi eredményekkel a PPP becslése az automatikus beállításokkal hozott sikert. Mindhárom becslési verzió esetén igazoltnak tekintjük a PPP feltevéseit, mivel a becült változók előjelei megfelelőek, és az együtthatók mértéke is elfogadható. A Wald teszt egyetlen esetben tudta elvetni az arányossági hipotézist: a hazai árszínvonalnál a csoportátlag becslésnél. A többi esetben nem lehetett elvetni sem az arányosság, sem a szimmetria hipotézisét, ami igen jó eredménynek számít. Kao – Chiang [2001] beállításával ezen az egy mintán nem sikerült igazolni a PPP-t: a becült változók szignifikánsak, de az elméleti

várakozásokkal ellentétben az előjelük. Ettől függetlenül a Wald teszt nem tudta elvetni a szimmetria hipotézisét a becült két árszínvonalnál. Ebben az esetben nem tekintjük empirikusan igazoltnak a PPP-t.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1976Q4-2011Q4) DOLS becslési eredményei

Az 1976Q1-től 2011Q4-ig tartó panelen végzett becslések egy kicsit rosszabb eredményeket hoztak az előbbi becsléseknél, annak ellenére, hogy újabb két árfolyam bevonásával nőtt a megfigyelések száma, a vizsgált időszak rövidülésének ellenére. Az ötváltozós specifikáció becslései ezen a mintán sem az automatikus beállításokkal, sem Kao – Chiang [2001] beállításával nem hoztak eredményt. Az automatikus beállításoknál több változó előjele ellentétes lett az elméleti várakozásokkal: az összevont és a súlyozott összevont becslésnél a reáljövedelmek előjelei, a csoportátlag becslésnél pedig a pénzkínálatok előjelei. Ezen kívül a csoportátlag becslés esetén a reáljövedelmek nem is lettek szignifikánsak. A helytelen előjelek ellenére a csoportátlag becslésnél a Wald teszt nem tudta elvetni a szimmetriát a pénzkínálatok esetén. Összességében mivel a becült kointegrációs vektorok csak részben, illetve a csoportátlag becslésnél egyáltalán nem tükrözik az elméleti feltevéseket, ezért ezekben az esetekben nem tekintjük empirikusan igazoltnak a monetáris árfolyammodellek állításait. A Kao – Chiang [2001] beállításával becült kointegrációs vektorban sem lettek szignifikánsak a reáljövedelmek, bár a pénzkínálatok előjelei összhangban vannak az elméleti várakozásokkal. A Wald teszt mindkét szignifikáns változó esetén elveti az arányossági hipotézist és a szimmetria hipotézisét. Ezt az esetet is negatívnak értékeljük.

A háromváltozós specifikáció esetén az automatikus beállításokkal végzett becsléseknél is hasonló a helyzet. Mindhárom becslési verziónál helytelen előjelűek lettek a becült reáljövedelem-különbségek. Ezekben az esetekben így nem tudjuk igazoltnak tekinteni a monetáris árfolyammodellek állításait. A Wald teszt valamennyi változó esetén elveti az arányossági hipotézist. Ezzel ellentétben Kao – Chiang [2001] beállításával nem kaptunk kedvezőtlen eredményeket. A becült változók előjelei megfelelőek, és az együtthatók mértéke is közelíti a vártat. A Wald teszt a pénzkínálatok különbsége esetén még az arányossági hipotézist sem tudta elvetni. Ezt az esetet pozitívnak értékeltük.

A kétváltozós specifikáció becslései ismét kedvező eredményeket hoztak. Az automatikus beállításokkal végzett becslések közül az összevont és a súlyozott összevont becslés igazolja a monetáris modelleket. A becült kompozit változók előjele pozitív, az együtthatók mértéke

kicsit alacsony, de elfogadható. A Wald teszt sajnos mindkét változó esetén elveti az arányossági hipotézist. A csoportátlag becslésnél viszont nem lett szignifikáns a becslt kompozit változó, ezt az esetet természetesen negatívan értékeltük. Kao – Chiang [2001] beállításával pedig az egyik legjobb eredményt kaptuk a kétváltozós esetre: a becslt kompozit változó előjele pozitív, az együttható tulajdonképpen egy, és a Wald teszt sem tudta elvetni az arányossági hipotézist a becslt kompozit változó esetén. Ez a becslés minden kritériumnak megfelel, még többnek is, mint amit elvárásaként megfogalmaztunk. Ebben az esetben bizonyítható, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését.

A vásárlóerő-paritás szintén jól szerepelt mindkét beállítással. Az automatikus beállításokat alkalmazva mindhárom becslési verzió esetén sikerült igazolni a PPP feltevéseit. A becslt árszínvonalak előjelei megfelelőek, mértékük abszolút értékben közel van egyhez, olyannyira, hogy a Wald teszt egyik változó esetén sem tudta elvetni az arányossági hipotézist. A szimmetriát viszont mindhárom becslési verziónál elvetette. Kao – Chiang [2001] beállításával is hasonlóan kedvező a helyzet: a becslt árszínvonalak előjelei megfelelőek, az együtthatók mértéke közelíti a vártat. A Wald teszt nem tudta elvetni a szimmetriát a hazai és a külföldi árszínvonal esetén, de az arányossági hipotézist mindkét változónál elvetette. A PPP-t mind a négy esetben empirikusan igazoltnak tekintjük.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1980Q1-2011Q4) DOLS becslési eredményei

Az 1980Q1-től 2011Q4-ig tartó panelen végzett vizsgálatok eredményei kedvezőbbek lettek, mint az előző minta eredményei. Bár az automatikus beállításokkal becslt ötváltozós specifikáció továbbra sem hozott sikert. Az összevont becslésnél nem lettek szignifikánsak a reáljövedelmek; a súlyozott összevont becslésnél a hazai reáljövedelemnek ellentétes az előjele a várttal (a hazai reáljövedelem növekedésével a nominális árfolyam felértékelődik, a becslés pedig leértékelődést mutat), illetve a külföldi reáljövedelem nem lett szignifikáns. A csoportátlag becslésnél pedig a pénzkínálatok problémásak: a hazai pénzkínálat előjele ellentétes a várttal (a hazai pénzkínálat növekedésével a nominális árfolyam leértékelődik, a becslés felértékelődést mutat), a külföldi pénzkínálat pedig nem is lett szignifikáns. Bár a Wald teszt a csoportátlag becslésnél nem veti el a reáljövedelmek szimmetriáját, ezekben az esetekben nem tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Ezzel

ellentétben Kao – Chiang [2001] beállításával a modell empirikusan bizonyítottnak tekinthető: a becült változók előjelei helyesek, és az együtthatók mértéke is közelíti a várt mértéket. A Wald teszt a pénzkínálatok esetén nem veti el a szimmetriát.

A háromváltozós specifikáció automatikus beállításokkal történő becslései során két esetben találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett: az összevont és a súlyozott összevont becsléseknél. Ezekben az esetekben a becült kointegrációs vektor változóinak előjelei helyesek, és az együtthatók mértéke is közelíti a vártat. A csoportátlag becslésnél a pénzkínálatok különbségének előjele ellentétes az elméleti várakozásokkal, a reáljövedelmek különbsége pedig nem lett szignifikáns. Ezt az esetet negatívan értékeljük. A Wald teszt minden szignifikáns változó esetén elveti az arányossági hipotézist. Kao – Chiang [2001] beállításával is kedvező becslést kaptunk a háromváltozós specifikációra: a becült változók előjelei helyesek, és az együtthatók mértéke is elfogadható. Ebben az esetben igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodellek állításait. A Wald teszt mindkét változó esetén elveti az arányossági hipotézist.

A kétváltozós specifikáció automatikus beállításokkal végzett becslései közül szintén az összevont és a súlyozott összevont becslés igazolja a monetáris modelleket. A becült kompozit változó mindkét esetben pozitív, és az együtthatók nagyon közel vannak egyhez. A Wald teszt mindkét esetben elveti az arányossági hipotézist. A csoportátlag becslésnél viszont nem lett szignifikáns a kompozit változó. Kao – Chiang [2001] beállításával szintén igazolható a modell: a becült kompozit változó pozitív, és az együttható mértéke is elfogadható. A Wald teszt elveti az arányossági hipotézist ebben az esetben is.

A vásárlóerő-paritást is sikerült empirikusan igazolni mindkét beállítással. Az automatikus beállításokkal végzett összevont és súlyozott összevont becslések során értünk el pozitív eredményt. Mindkét esetben a becült árszínvonalak előjelei összhangban vannak az elméleti várakozásokkal, és az együtthatók mértéke abszolút értékben nagyon közel van egyhez. A Wald teszt a két becslésnél a hazai árszínvonalak esetén nem tudta elvetni az arányossági hipotézist. A csoportátlag becslésnél viszont a hazai árszínvonal nem lett szignifikáns, így ebben az esetben nem tudtuk empirikusan bizonyítani a PPP állításait. Kao – Chiang [2001] beállításával még ennél is jobb eredményeket értünk el: a becült árszínvonalak előjelei helyesek, az együtthatók mértéke abszolút értékben nagyon közel van egyhez, a Wald teszt nem veti el az arányossági hipotézist egyik árszínvonalnál sem, és a szimmetria hipotézise sem vethető el. Ez a PPP becslés minden szempontnak megfelel, így ebben az esetben is empirikusan igazoltnak tekintjük a PPP állításait.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1985Q1-2011Q4) DOLS becslési eredményei

Az 1980Q1-től 2011Q4-ig tartó panel vizsgálatánál is több esetben sikerült igazolást találni a vizsgált modellek empirikus érvényességére, de az automatikus beállításokkal végzett becslések az ötváltozós specifikáción továbbra sem hoztak eredményt. Az összevont és a súlyozott összevont becslésnél a külföldi pénzkínálat nem lett szignifikáns, a csoportátlag becslésnél pedig a hazai pénzkínálatnak lett ellentétes előjele a várthoz képest. Így egyik esetben sem találtunk empirikus bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. A Wald teszt az összevont és a súlyozott összevont becslés esetén a külföldi reáljövedelmeknél nem tudta elvetni az arányossági hipotézist. Kao – Chiang [2001] beállításával viszont sikerült igazolni a monetáris árfolyammodellek állításait az ötváltozós specifikáció esetén: a becslés változók előjelei összhangban vannak a várt előjelekkel, és az együtthatók mértéke is közelíti a vártat. A Wald teszt a külföldi pénzkínálatnál nem tudta elvetni az arányossági hipotézist.

A háromváltozós specifikáció becslései mindkét beállítással sikeresek lettek. Az automatikus beállításokkal végzett összevont és súlyozott összevont becslésnél az együtthatók nagyon közel vannak egyhez, míg a csoportátlag becslésnél elfogadható az együtthatók mértéke. A becslés változók előjele valamennyi esetben megfelelt a várakozásoknak, így mindhárom esetben igazoltnak tekintjük a modellt. A Wald teszt az összevont és a súlyozott összevont becslések reáljövedelem különbségeinél nem tudta elvetni az arányossági hipotézist. Kao – Chiang [2001] beállításával szintén jó eredményt értünk el: a becslés változók előjelei megfelelőek, és az együtthatók mértéke is elfogadható, így ezt az esetet is pozitívnak értékeltük. A Wald teszt ebben az esetben sem tudta elvetni az arányosságot a reáljövedelmek különbsége esetén.

A kétváltozós specifikáció becsléseivel szintén alátámaszthatók a monetáris árfolyammodellek állításai. Az automatikus beállítások esetén az összevont és a súlyozott összevont becsléssel tudjuk igazolni a monetáris árfolyammodelleket: a becslés kompozit változó pozitív, és mindkét együttható nagyon közel van egyhez. A csoportátlag becslésnél sajnos nem lett szignifikáns a makrogazdasági fundamentumokból képzett kompozit változó. A Wald teszt mindkét szignifikáns változó esetén elveti az arányossági hipotézist. Kao – Chiang [2001] beállításával szintén jó eredményeket kaptunk: a becslés változó pozitív, és az együttható mértéke is közelíti a vártat, így ebben az esetben is igazoltnak tekintjük a modellt. Sajnos a Wald teszt ekkor is elveti az arányosságot a kompozit változó esetén.

A vásárlóerő-paritás becslései is kedvezőek lettek. Az automatikus beállításokkal végzett becslések közül ismét az összevont és a súlyozott összevont becslések igazolják a PPP állításait. Az együtthatók mértéke nagyon közel van egyhez, és az előjelek is megfelelőek. Ráadásul a Wald teszt egyik külföldi árszínvonalnál sem tudta elvetni az arányossági hipotézist. De a csoportátlag becslésnél – az előző mintán végzett becsléshez hasonlóan – nem lett szignifikáns a hazai árszínvonal, így ezt az esetet negatívnak értékeltük. A Kao – Chiang [2001] beállításával végzett becslés is alátámasztja, hogy a hazai és a külföldi árszínvonal a PPP feltevéseivel összhangban befolyásolja a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. A becsült kointegrációs vektor változóinak együtthatói abszolút értékben egyhez közeli értéket vesznek fel, és az előjelük is megfelelő. Bár a Wald teszt mind az arányossági hipotézist, mind a szimmetria hipotézisét elveti a vizsgált változók esetén.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1992Q1-2011Q4) DOLS becslési eredményei

Az 1992Q1-től 2011Q4-ig tartó panelen végzett becslések közül szinte az összes eredményesnek bizonyult. Az ötváltozós specifikáció automatikus beállításokkal végzett becslései közül az összevont és a súlyozott összevont becslés támasztja alá empirikusan a monetáris árfolyammodellek állításait. A becsült kointegrációs vektor változóinak előjelei összhangban vannak az elméleti várakozásokkal, és az együtthatók mértéke is közelíti a vártat (pl. a külföldi reáljövedelmek együtthatói nagyon közel vannak egyhez). A Wald teszt egyik becsült külföldi reáljövedelemnél sem tudta elvetni az arányossági hipotézist, viszont a szimmetria hipotézisét valamennyi esetben elvetette. A csoportátlag becslésnél sajnos nem lettek szignifikánsak a pénzkínálatok, bár a reáljövedelmek együtthatóinak mértéke olyannyira közelíti a vártat, hogy a Wald teszt sem a hazai, sem a külföldi reáljövedelem esetén nem tudta elvetni az arányossági hipotézist, sőt, még a szimmetria hipotézisét sem. De ebben az esetben nem tudjuk igazoltnak tekinteni a modellt, mert a becsült kointegrációs vektor csak részben tükrözi az elmélet állításait. A Kao – Chiang [2001] beállításával végzett becslést szintén pozitív eredménynek tekintjük, bár ebben az esetben a becsült változók együtthatóinak mértéke heterogénebb, mint az előző esetben. A becsült változók előjelei megfelelőek. A Wald teszt az összes vizsgált változónál elvetette az arányosság és a szimmetria hipotézisét is.

A háromváltozós specifikáció valamennyi becslése esetén igazoltnak tekintettük a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Az automatikus beállításokkal végzett mindhárom

becslési verzió sikeres lett: a becült változók előjelei összhangban vannak az elméleti várakozásokkal. Az összevont és a súlyozott összevont becslések esetén az együtthatók mértéke abszolút értékben nagyon közel van egyhez. A Wald teszt a reáljövedelmek különbsége esetén egyik becslésnél sem tudta elvetni az arányossági hipotézist. A csoportátlag becslésnél az együtthatók mértéke kicsit heterogénebb, de ezt még elfogadhatónak ítéltük. A Wald teszt mindkét becült változónál elveti az arányossági hipotézist. A Kao – Chiang [2001] beállításával végzett becslés esetén szintén igazolnak tekintettük a monetáris árfolyammodellek feltevéseit: a becült változók előjelei megfelelőek, az együtthatók mértéke kissé heterogén, de elfogadható. A Wald teszt mindkét változó esetén elvetette az arányossági hipotézist.

A kétváltozós specifikáció szintén minden becslés esetén empirikusan igazolta a monetáris árfolyammodelleket. Az automatikus beállításokkal futtatott összevont és súlyozott összevont becslésnél az együtthatók mértéke nagyon közel van egyhez, míg a csoportátlag becslésnél egy elfogadható mértékű együtthatót kaptunk. Az arányossági hipotézis mindhárom esetben elvethető. A becült kompozit változók valamennyi esetben pozitív előjelet vettek fel. A Kao – Chiang [2001] beállításával végzett becslésnél a becült kompozit változó előjele pozitív, az együttható mértéke pedig közelíti a vártat. Bár a Wald teszt elveti az arányossági hipotézist, ezt az esetet is pozitívan értékeltük.

A PPP becslései is sikeresek lettek. Az automatikus beállításokkal futtatott három becslési verzió esetén a becült árszínvonalak helyes előjelet vettek fel, és az együtthatók mértéke is közelítette a vártat. A Wald teszt nem tudta elvetni az arányossági hipotézist a hazai árszínvonal esetén az összevont és a csoportátlag becslésnél. Kao – Chiang [2001] beállításával is hasonló eredményeket kaptunk, de a Wald teszt elveti az arányossági hipotézist mindkét vizsgált változónál, és a szimmetria hipotézisét is. Ennek ellenére ebben az esetben is empirikusan igazolnak tekintjük a PPP állításait.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1996Q1-2011Q4) DOLS becslési eredményei

Az 1996Q1-től 2011Q4-ig tartó panelen végzett becslések szintén nagyon sikeresnek bizonyultak. Az automatikus beállításokkal végzett becslések az ötváltozós specifikáción két esetben hoztak pozitív eredményt: hasonlóan az előző esetekhez, az összevont és a súlyozott összevont becslési verziók esetén. A becült kointegrációs vektorok változóinak előjele összhangban van az elméleti várakozásokkal, és az együtthatók mértéke is közelíti a vártat.

Olyannyira, hogy a külföldi pénzkínálatnál a Wald teszt egyik becslés esetén sem tudta elvetni az arányossági hipotézist, illetve ezen kívül a súlyozott összevont becslésnél nem tudta elvetni a szimmetriát a reáljövedelmek esetén. Ezekben az esetekben empirikusan bizonyítottnak tekintjük, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Viszont a csoportátlag becslés esetén a hazai pénzkínálat előjele ellentétes lett a várttal, illetve a külföldi pénzkínálat nem lett szignifikáns. Bár a Wald teszt nem tudta elvetni a szimmetria hipotézisét a becslt reáljövedelmek esetén, mivel ez a kointegrációs vektor csak részben tükrözi a monetáris árfolyammodellek feltevését, ezért ezt az esetet negatívnak értékeltük. A Kao – Chiang [2001] beállításával végzett becslésnél szintén helyesek az előjelek a becslt kointegrációs vektorban, és az együtthatók mértéke is elfogadható, bár azok kissé heterogének. A Wald teszt pedig nem tudta elvetni az arányossági hipotézist a külföldi reáljövedelem esetén. Ebben az esetben szintén igazoltnak tekintjük a modellt.

Az automatikus beállításokkal becslt háromváltozós specifikációnál ismét az összevont és a súlyozott összevont becslési verziók hoztak pozitív eredményt. A becslt változók előjelei megfelelőek, és az együtthatók mértéke közelíti a vártat. A Wald teszt egyik becslés esetén sem tudta elvetni az arányossági hipotézist a reáljövedelmeknél. Ebben a két esetben empirikusan bizonyítottnak tekintjük a monetáris árfolyammodellek feltevését. A csoportátlag becslésnél sajnos egyik becslt változó sem lett szignifikáns. Ezt az esetet nem tudtuk pozitívan értékelni. De a Kao – Chiang [2001] beállításával végzett becslésnél igazoltnak tudtuk tekinteni a modellt. A változók előjelei megfelelőek, és az együtthatók mértéke is elfogadható, bár azok az előző becsléshez hasonlóan kissé heterogének. A Wald teszt mindkét becslt változó esetén elvetette az arányossági hipotézist.

A kétváltozós specifikáción automatikus beállításokkal végzett becslések közül ismét az összevont és a súlyozott összevont becslésekkel találtunk empirikus bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. A becslt kompozit változók előjele pozitív, és az együtthatók mértéke közelíti a vártat. Bár a Wald teszt elvetette az arányossági hipotézist mindkét becslt kompozit változó esetén. A csoportátlag becslésnél viszont nem lett szignifikáns a becslt kompozit változó. Kao – Chiang [2001] beállításával is pozitív eredményt értünk el: a becslt kointegrációs vektor kompozit változójának előjele pozitív, együtthatójának mértéke közelíti a várt mértéket. A Wald teszt elveti az arányossági hipotézist a becslt változó esetén, de ettől még ebben az esetben is igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodellek állításait.

A vásárlóerő-paritás becslési eredményei hasonlóak lettek a monetáris árfolyammodellek becslési eredményeihez. Az automatikus beállítások esetén az összevont és a súlyozott

összevont becslési eredmények támasztják alá a PPP állításait. A becslt árszínvonalak együtthatói közelítik a várt mértéket és az előjelük megfelelő. A két becslés esetén a hazai árszínvonalak együtthatója egészen egyhez közeli értéket vett fel, így a Wald teszt e két változó esetén nem tudta elvetni az arányossági hipotézist, viszont a szimmetria hipotézisét mindkét esetben elvetette. A csoportátlag becslés során nem lett szignifikáns a hazai árszínvonal. Bár a külföldi árszínvonal előjele és együtthatójának mértéke is elfogadható, ebben az esetben nem tekintjük empirikusan igazoltnak a PPP állításait. Ellenben Kao – Chiang [2001] beállításával kielégítő eredményt kaptunk: a becslt árszínvonalak előjelei megfelelőek, és az együtthatók mértéke is elfogadható. Így ezt az esetet is pozitívnak értékeltük. A Wald teszt mindkét árszínvonal esetén elvetette az arányossági hipotézist, illetve a szimmetria hipotézise is elvethető.

Hasonlóan az FM-OLS becslésekhez a DOLS becslések során is 18 esetben vizsgáltuk meg a monetáris árfolyammodellek specifikációit, illetve szintén 18 esetben a vásárlóerő-paritást (hat panel esetén, három becslési verzióval). Az ötváltozós specifikáció becsléseivel az esetek körülbelül 22%-ában, a háromváltozós specifikáció becsléseivel az esetek körülbelül 56%-ában sikerült empirikusan igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit, elsősorban a rövidebb, több árfolyamot tartalmazó paneleknél. A kétváltozós specifikáció becslései az esetek körülbelül 78%-ában nyújtottak empirikus bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. A vásárlóerő-paritás pedig még ennél is több esetben, az esetek kicsit több mint 83%-ában nyert empirikus igazolást. Jól látszik, hogy a korlátozott specifikációk becsléseivel az esetek nagyobb százalékában sikerült igazolást találni amellet, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Továbbá megállapítható, hogy minden mintán legalább egy becsléssel sikerült igazolni mind a monetáris modelleket, mind a PPP-t, illetve minden mintán legalább egy specifikáció pozitív eredményt hozott a monetáris árfolyammodellek igazolásában.

4.5.3 DFE, MG és PMG becslési eredmények

Ezek a becslések panel hibakorrekciós modellt becsülnek. Ha a panel hibakorrekciós modellben nem szignifikáns az alkalmazkodási paraméter, akkor nem beszélhetünk kointegrációról, empirikusan nem igazolhatóak a monetáris árfolyammodellek, és azok egyik központi feltételük, a PPP sem. Ezért a hosszú távú hatások mellett a hibakorrekciós

együtthatókat is lejelentjük. Bár a PMG becslés megengedi, hogy az alkalmazkodási sebességek eltérjenek a különböző keresztmetszeti egyedek esetén, ezeknek csak az átlagát jelentjük le.

A teljes vizsgálat során (ami 72 esetet jelent a PPP és a monetáris modellek becsléseit is beleértve) csak két esetben nem volt szignifikánsan negatív az alkalmazkodási paraméter: a monetáris modellek háromváltozós és kétváltozós specifikációjának PMG becslése esetén az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél. A szignifikáns alkalmazkodási együtthatók kointegráció jelenlétére utalnak, hiszen ez azt jelenti, hogy a rendszer leépíti a hosszú távú egyensúlyi pályától való eltérést. De erős koncepcióban a helyes kointegráló vektorok jelenléte is szükséges lesz a modellek igazolásához. Egy esetben 2003 iterációt követően sem futott le a PMG becslés: a monetáris modellek háromváltozós specifikációjánál az 1980Q1-től 2011Q4-ig tartó panel esetén. A teljes vizsgálat során (a PPP becsléseket is beleértve) csak két esetben kaptunk az elméleti várakozásokkal ellentétes előjelet szignifikáns változó esetén: az 1976Q4-től 2011Q4-ig tartó és az 1996Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél a vásárlóerő-paritás MG becslésénél, mindkét esetben a hazai árszínvonalra. Ilyen kedvező eredmények általában nem jellemzőek az idősoros becslések esetén. Mivel minden más szignifikáns változó előjele megfelel a várakozásoknak, így az előjelekre nem fogunk kitérni az eredmények bemutatásánál.

A monetáris modelleket körülbelül az esetek 41%-ban tudtuk igazolni empirikusan, a PPP-t pedig az esetek 44%-ában. Ezekben az esetekben az árfolyam egy elfogadható kointegráló vektorhoz alkalmazkodott mind a PPP, mind a monetáris modellek esetén, azaz a kointegráló vektor előjelei megfeleltek az elméleti várakozásoknak és az együtthatók mértéke is közelítette az elvárt mértéket. Körülbelül hasonló mintákon sikerült igazolni a két hosszú távú egyensúlyi modellt, tehát ahol a PPP igazolást nyert, ott az esetek többségében a monetáris modellek is, bizonyos specifikációkban. Az eredmények elsősorban a rövidebb és több keresztmetszeti egyed tartalmazó becsléseknél lettek kedvezőbbek, illetve a monetáris árfolyammodelleket elsősorban a korlátozott specifikációk (két- és háromváltozós modell) esetén lehetett igazolni. Az arányossági hipotézis és a szimmetria hipotézisének teljesülését ezeknél a becsléseknél is megvizsgáltuk. A monetáris modellek esetén a becslött szignifikáns együtthatók kb. 58%-ánál, a PPP esetén a becslött szignifikáns együtthatók kb. 35%-ánál nem lehetett elvetni az arányossági hipotézist. Továbbá a monetáris árfolyammodellek esetén a szignifikáns együtthatók kb. 36%-ánál nem lehetett elvetni, hogy a hazai és a külföldi változó együtthatója szimmetrikus, míg ugyanez az arány a PPP estében 33%, azaz mindkét

modellnél az esetek körülbelül egyharmadában nem vethető el a szimmetria. Az eredményeket terjedelmükre való tekintettel a B.6. melléklet tartalmazza.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1973Q1-2011Q4) DFE, MG és PMG becslési eredményei

Időben a leghosszabb panel a monetáris árfolyammodellek esetén meglehetősen negatív képet mutat. A különböző specifikációknál két eset figyelhető meg: kimutatható a hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás, de olyan kointegráló vektorhoz, melyben a változók nem szignifikánsak; vagy szignifikánsak a változók a kointegráló vektorban, de ehhez nem alkalmazkodik az árfolyam. Többségében az első eset figyelhető meg. Az ötváltozós specifikáció esetén csak a PMG és a DFE becslésnél lett szignifikáns a hazai és a külföldi pénzkínálat, amihez bár alkalmazkodik az árfolyam, de ez a kointegráló vektor csak részben tükrözi a monetáris árfolyammodellek által várt hatásokat. Az MG becslésnél pedig nincs szignifikáns változó a kointegráló vektorban, hiába mutat alkalmazkodást az árfolyam. Így az ötváltozós esetben nem találtunk empirikus bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek feltevéseinek teljesülésére. Ennek ellenére a DFE becslésnél a Wald teszt nem veti el, hogy a pénzkínálatok egyes, illetve mínusz egyes értéket vesznek fel, sőt a szimmetria sem vethető el a két együttható esetén. A Hausman teszt hatékonynak ítélte a PMG becslést és a DFE becslést is.

A háromváltozós specifikáció esetén szintén nem találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett. Az MG és a DFE becsléseknél nincs szignifikáns változó a kointegrációs vektorban, bár az árfolyam alkalmazkodást mutat. A PMG becslésnél szignifikánsak a kointegráló vektor változói, de nem szignifikáns a hibakorrekciós együttható. Pedig a reáljövedelmek különbségénél még az arányossági hipotézis sem vethető el. De a Hausman teszt az MG becslést preferálja a PMG becsléssel szemben, viszont a DFE becslést hatékonynak ítélte.

A kétváltozós eset minden szempontból ugyanolyan, mint a háromváltozós, azzal a kivétellel, hogy a Wald teszt elveti, hogy a PMG becslés kointegráló vektorában a szignifikáns kompozit változó együtthatója egy.

Mivel a vásárlóerő-paritás fundamentális építőköve a monetáris árfolyammodelleknek, ezért azt várhatjuk, hogy a PPP fennállásának hiánya okozhatja az előzőekben kapott negatív eredményeket. Ennek ellenére ezen a mintán sikerült kimutatni a legjobb (legtöbb szempontnak megfelelő) PPP becslést. A DFE becslés esetén a kointegráló vektor oly

mértékben közelíti az elméleti feltevéseket, hogy a Wald teszt nem veti el sem az arányosság, sem a szimmetria hipotézisét, és az árfolyam is alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz. A Hausman teszt is hatékonyan ítélte a DFE becslést. Az MG és a PMG becslés összevetésekor viszont nem teljesültek a teszt feltételei, így az nem futott le. Az MG és a PMG becslésnél a kointegráló vektor változói nem lettek szignifikánsak, ezekhez pedig hiába alkalmazkodik az árfolyam. Tehát ezen a mintán a DFE becslés esetén erős bizonyítékot találtunk a PPP empirikus igazolása mellett.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1976Q4-2011Q4) DFE, MG és PMG becslési eredményei

Ausztrália és Dánia bevonásával hatra nőtt a keresztmetszeti egyedek száma, de emiatt csak rövidebb mintát tudtunk megvizsgálni, bár a megfigyelések száma így is nőtt. A monetáris árfolyammodellek becslési eredményei kedvezőbbek is lettek, mint az előző panel esetén. Az ötváltozós specifikáció PMG becslése egyike a kedvező eredményeknek, mellyel igazolni tudjuk a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét. A kointegráló vektorban minden változó szignifikáns, amihez alkalmazkodik is az árfolyam. Az együtthatók kicsit magasabbak egynél, de még elfogadható az értékük (idősoros becsléseknél több esetben kétszámjegyű együtthatók is megfigyelhetők). A Wald teszt a hazai pénzkínálat és a hazai reáljövedelem esetén még így sem tudta elutasítani a nullhipotézist, hogy az együtthatók plusz egyet, illetve mínusz egyet vesznek fel. A reáljövedelmeknél még a szimmetria sem vethető el, így ebben az esetben empirikusan igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A Hausman teszt a feltételek teljesülésének hiánya miatt nem futott le az MG és a PMG becslés összevetése során, de a DFE becslést hatékonyan ítélte. A DFE esetén a becstelt kointegrációs vektorban csak a hazai és a külföldi pénzkínálat lett szignifikáns, de az árfolyam alkalmazkodik ehhez a kointegrációs vektorhoz. Mivel a kointegrációs vektor csak részben tükrözi a monetáris árfolyammodellek feltevéseit, ezért ebben az esetben nem tekintjük igazoltnak a modellt, bár a Wald teszt nem tudta elutasítani az arányosságot a pénzkínálatok együtthatóinak esetén. Az MG becslésnél a hazai és a külföldi reáljövedelem lett szignifikáns a kointegrációs vektorban, amihez alkalmazkodik az árfolyam. A Wald teszt nem tudta elvetni a szimmetriát a reáljövedelmeknél, illetve az arányosságot a külföldi reáljövedelem esetén. De a fenti okok miatt ebben az esetben sem tekintjük igazoltnak a modellt.

A kezdeti siker ellenére a két- és a háromváltozós specifikáció sem hozott eredményt. Egyik esetben sem lettek szignifikánsak a változók a becstelt kointegrációs vektorokban,

annak ellenére, hogy az árfolyam alkalmazkodik ezekhez a vektorokhoz. A PMG és a DFE becslést is hatékonyak mutatta a Hausman teszt mindkét esetben.

A vásárlóerő-paritás becslése szintén negatív képet fest. A PMG és a DFE becslésnél nem sikerült olyan kointegrációs vektort becsülni, melyben a változók szignifikánsak, bár az árfolyam alkalmazkodást mutat. Az MG becslésnél szignifikánsak a kointegráló vektor változói, de a hazai pénzkínálat előjele ellentétes a várakozásokkal. Az árfolyam ehhez a vektorhoz is alkalmazkodik. A teszt a DFE becslést hatékonyak ítélte meg, viszont az MG és a PMG összevetésénél nem futott le. Egyik esetben sem tekintjük empirikusan igazoltnak a vásárlóerő-paritást.

Tehát ezen a mintán az ötváltozós specifikáció PMG becslése esetén sikerült empirikusan igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevését, annak ellenére, hogy a PPP fennállását empirikusan nem sikerült bizonyítani.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1980Q1-2011Q4) DFE, MG és PMG becslési eredményei

Újabb három valutapár bevonásával (az angol font, a jen és a mexikói peso) 1152-re nőtt a megfigyelések száma, így ez a panel tartalmazza a legtöbb megfigyelést a hat vizsgált panel közül. A megfigyelések számának növekedésével az eredmények is jelentősen javultak. A monetáris árfolyammodellek ötváltozós specifikációja mind a három becslés esetén jól szerepelt. A Hausman teszt pedig a PMG és a DFE becslést is hatékonyak ítélte meg. Mindhárom esetben az elméleti feltevésekhez nagyon közel álló kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam. Ráadásul a Wald teszt szerint nem lehet elvetni az arányosságot egyik becsült változónál sem az MG becslésnél, illetve a PMG és a DFE becslések három becsült változója esetén, a hazai pénzkínálat kivételével. Továbbá az MG és a DFE becsléseknél nem lehet elvetni a szimmetriát a reáljövedelmek esetén. Így az ötváltozós specifikáció mindhárom becslésénél empirikusan igazoltnak tekintjük, hogy a fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedését.

Viszont a háromváltozós specifikáció egyik becslése esetén sem sikerült bizonyítani a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok várt hatását az árfolyam hosszú távú viselkedésében. A PMG becslés 2003 iterációt követően sem futott le, a DFE becslésnél pedig olyan kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, amelyben a változók nem szignifikánsak, az MG becslésnél pedig csak a reáljövedelmek különbsége szignifikáns. Bár

ezek együtthatójánál nem lehetett elvetni az arányossági hipotézist, egyik esetben sem tekintjük empirikusan igazoltnak a modellt. A Hausman teszt a DFE becslést hatékonynak mutatta.

A kétváltozós specifikációknál is hasonló a helyzet. Az árfolyam mindhárom esetben olyan kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik, melyben a fundamentumokból képzett kompozit változó nem szignifikáns. Ezekben az esetekben szintén nem nyert igazolást a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényessége.

A vásárlóerő-paritás viszont két becslés esetén is igazolást nyert: a PMG és a DFE becslések esetén. Igaz a Hausman teszt az MG becslést preferálja ezen a mintán a PMG becsléssel szemben, de a DFE becslést hatékonynak ítélte. Ebben a két esetben az elméleti feltevésekhez nagyon közel álló kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, és a hazai árszínvonal esetén egyik becslésnél sem lehetett elutasítani az arányosság hipotézisét. Viszont az MG becslésnél olyan kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, amelyben nem szignifikánsak a változók.

Összességében ezen a mintán elég kedvező eredményeket kaptunk: az ötváltozós specifikáció mindhárom becslésénél igazolttá váltak a monetáris modellek – tehát a korlátlan modellek szerepeltek jobban –, és a vásárlóerő-paritás is bizonyítható volt két becslés esetén.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1985Q1-2011Q4) DFE, MG és PMG becslési eredményei

A török líra dollárárfolyamának bevonásával ismét rövidebb időintervallumot tudtunk megvizsgálni, de a megfigyelések száma csak csekély mértékben csökkent (így is 1080 db megfigyelésünk van változónként). Ez a minta kifejezetten jó eredményeket hozott. A monetáris modelleken végzett kilenc becslésből csak kettő nem igazolta a monetáris makrogazdasági fundamentumok – az elméleti feltevésekkel összhangban lévő – szerepét a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésének meghatározásában. Az ötváltozós specifikáció esetén az MG és a DFE becsléseknél empirikusan igazoltnak tekintjük a monetáris árfolyammodellek állításait, mivel e két esetben az elméleti feltevésekhez nagyon közel álló kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam. A Hausman teszt a DFE és a PMG becslést is hatékonynak mutatta (az MG becslés pedig konzisztens, ha a hosszú távú hatások heterogének, illetve akkor is, ha homogének). Az MG becslésnél három változó esetén nem lehetett elvetni az arányossági hipotézist: a külföldi pénzkínálatnál, illetve a hazai és a külföldi reáljövedelemnél; a DFE becslésnél egy változó esetén: a hazai

reáljövedelemnél. Az MG becslésnél még a szimmetria lehetősége is felmerül a hazai és a külföldi reáljövedelmek esetén. A PMG becslés eredményei kicsit kedvezőtlenebbek a tekintetben, hogy a kointegrációs vektorban a hazai reáljövedelem nem szignifikáns, így az csak részben tükrözi a monetáris modellek feltevéseit, hiába alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz az árfolyam. Így nem tekintjük igazoltnak a modellt. Ennél a becslésnél a külföldi pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem esetén nem lehet elvetni az arányossági hipotézist.

A háromváltozós specifikációnál a PMG és a DFE becsléseknél találtunk empirikus bizonyítékot a monetáris modellekre. Mindkét esetben kimutatható az alkalmazkodás egy elméleti szempontból megfelelő kointegrációs vektorhoz. A reáljövedelmek különbségénél egyik esetben sem vethető el az arányossági hipotézis, és a Hausman teszt is preferálja ezt a két becslést. Az MG becslésnél a reáljövedelmek különbsége nem volt szignifikáns a kointegrációs vektorban, bár az árfolyam alkalmazkodott ahhoz. A Wald teszt pedig nem vetette el az arányosságot a pénzkínálatok különbsége esetén. Mivel ebben az esetben csak részben tükrözi a monetáris modellek hatásait a kointegráló vektor, ezért az MG becslésnél nem tekintjük empirikusan bizonyítottnak a modellt.

A kétváltozós specifikáció mindhárom becslése esetén empirikusan igazolhatók a monetáris árfolyammodellek feltevései, sőt, az MG becslésnél az arányossági hipotézist sem lehetett elvetni a monetáris makrogazdasági fundamentumokból képzett kompozit változó esetén. A Hausman teszt a PMG és a DFE becslést is hatékonynak ítélte meg.

A vásárlóerő-paritásnál a PMG és a DFE becslés igazolta az elmélet feltevéseit, hasonlóan a monetáris árfolyammodellek háromváltozós specifikációjának eredményeihez. A szimmetriát a hazai és a külföldi árszínvonal között egyik becslés esetén sem lehetett elvetni, az arányossági hipotézis teljesülésére pedig a DFE becslésnél a külföldi árszínvonal esetén van esély. Az MG becslésnél alkalmazkodik az árfolyam a megbecsült kointegráló vektorhoz, de abban egyik árszínvonal sem szignifikáns, így ez a becslés nem igazolja a PPP feltevéseit. A Hausman teszt a PMG és a DFE becslést is hatékonynak mutatta.

Ezen a mintán a monetáris árfolyammodellek korlátlan és korlátozott specifikációja mellett is találtunk empirikus bizonyítékot, és a PPP-t is sikerült igazolni két becslés esetén.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1992Q1-2011Q4) DFE, MG és PMG becslési eredményei

Ebben a panelben már tizennégy a keresztmetszeti egyedek száma, és az adathiány miatt ismét rövidebb időintervallumot tudtunk megvizsgálni. A rövidebb és több keresztmetszeti

egyedet tartalmazó panel az eredmények alapján a korlátozott monetáris modelleknek kedvezett: a két- és háromváltozós specifikációk esetén mindhárom becslésnél találtunk empirikus bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. Viszont egyik ötváltozós specifikáció esetén sem lett szignifikáns az összes változó a becslt kointegrációs vektorokban. Az MG becslés esetén csak a hazai és a külföldi reáljövedelem, a PMG becslés esetén a reáljövedelmek és a külföldi pénzkínálat, a DFE becslésnél a pénzkínálatok és a hazai reáljövedelem lett szignifikáns. Az árfolyam mindhárom esetben alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, de mivel a kointegrációs vektorok csak részben tükrözik a monetáris árfolyammodellek feltevését, ezért ezekben az esetekben nem tekintjük igazoltnak a modellt. A Hausman teszt az MG becslést preferálja a PMG becsléssel szemben, a DFE becslést viszont hatékonynak mutatta. Egyébként az együtthatók mértéke közelíti a várt mértéket, olyannyira, hogy a Wald teszt az MG becslésnél a reáljövedelmek esetén, a PMG becslésnél a reáljövedelmek és a külföldi pénzkínálat esetén sem tudta elutasítani az arányossági hipotézist. A reáljövedelmek szimmetriájának lehetősége az MG és a PMG becslésnél is felmerül.

Ezzel ellentétben a háromváltozós specifikáció becslései empirikusan bizonyítják, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek feltevésével összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Az árfolyam mindhárom esetben egy megfelelő kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik. Sőt, a Wald teszt az MG és a DFE becslésnél a reáljövedelmek különbsége esetén nem tudta elvetni az arányossági hipotézist. A Hausman teszt a PMG és a DFE becslést is hatékonynak mutatta.

A kétváltozós specifikációnál is hasonló eredményeket értünk el. Az árfolyam mindhárom becslésnél alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, és a becslt kointegrációs vektorokban szereplő kompozit változók együtthatója sem tér el jelentősen egytől. Az MG becslés esetén az arányossági hipotézist sem lehet elvetni. A Hausman teszt a PMG és a DFE becslést is hatékonynak mutatta. Ezekben az esetekben is igazoltnak tekintjük a modellt.

A PPP-t is sikerült empirikusan igazolni a PMG és a DFE becslések esetén. Az MG becslésnél olyan vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, amelyben nincsen szignifikáns együttható. Viszont a PMG és a DFE becsléseknél az elméleti feltevésekhez közel álló kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam. A DFE becslésnél a hazai árszínvonal esetén még az arányossági hipotézis sem vethető el, illetve mindkét becslés hatékony a Hausman teszt szerint.

Ezen a mintán kifejezetten pozitív eredményeket értünk el: a monetáris árfolyammodelleket a két- és háromváltozós specifikációk esetén is sikerült igazolni

mindhárom becslésnél, a PPP empirikus bizonyításában pedig a PMG és a DFE becsléseknél értünk el sikert.

Az OECD-országok dollárpaneljének (1996Q1-2011Q4) DFE, MG és PMG becslési eredményei

Az 1996Q1-től 2011Q4-ig tartó panel szintén a monetáris árfolyammodellek korlátozott specifikációinak kedvezett. Az ötváltozós specifikáció egyik becslése esetén sem tudtuk empirikusan igazolni a monetáris árfolyammodelleket. Az MG becslésnél a kointegrációs vektorban egyetlen változó sem lett szignifikáns, bár az árfolyam alkalmazkodik ehhez a vektorhoz. A PMG és a DFE becslés nem lett ennyire negatív, csak egyetlen változó nem szignifikáns mindkét esetben: a külföldi reáljövedelem. Az árfolyam ismét mindkét esetben alkalmazkodik. A PMG becslésnél még az arányossági hipotézist sem lehetett elvetni a hazai reáljövedelemnél. De mivel nem szignifikáns az összes változó a kointegrációs vektorokban, ezért nem tekintjük igazoltnak a modellt ezekben az esetekben. A Hausman teszt hatékonynak ítélte a DFE becslést, de az MG becslést preferálja a PMG becsléssel szemben.

A háromváltozós specifikáció becslései esetén csak az MG becslés nem igazolja a monetáris modelleket. Ekkor a becült kointegrációs vektorban nem szignifikáns a reáljövedelmek különbsége, de az árfolyam alkalmazkodik ehhez a vektorhoz, és a pénzkínálatok különbségénél az arányossági hipotézis sem vethető el. Ellenben a PMG és a DFE becslésnél szignifikáns mindkét változó a kointegrációs vektorban, az együtthatók mértéke nem tér el jelentősen egytől, és az árfolyam is alkalmazkodik a megbecült kointegrációs vektorhoz. A PMG becslésnél nem vethető el az arányossági hipotézis a pénzkínálatok különbsége esetén, míg a DFE becslésnél a reáljövedelmek különbsége esetén. A Hausman teszt hatékonynak ítélte a DFE becslést, de az MG becslést preferálja a PMG becsléssel szemben.

A kétváltozós specifikáció esetén mindhárom becslés igazolja a monetáris modelleket. Az MG és a PMG becslésnél nem vethető el az arányossági hipotézis a monetáris makrogazdasági fundamentumokból képzett kompozit változó esetén. A Hausman teszt a PMG és a DFE becslést is hatékonynak mutatta.

A vásárlóerő-paritást a DFE becsléssel sikerült empirikusan igazolni ezen a mintán. Az MG becslésnél a becült kointegrációs vektorban nem szignifikáns a külföldi árszínvonal, és a szignifikáns hazai árszínvonal együtthatójának előjele ellentétes a várakozásokkal, bár az árfolyam alkalmazkodik ehhez a vektorhoz. A PMG becslésnél is mutat alkalmazkodást az

árfolyam, de a hazai árszínvonal nem szignifikáns a kointegrációs vektorban. Ellenben a DFE becslésnél mindkét változó szignifikáns, az együtthatók mértéke nem tér el jelentősen egytől, és az árfolyam is alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz. A hazai árszínvonal esetén az arányossági hipotézis sem vethető el. A Hausman teszt hatékonynak mutatta a DFE becslést, illetve az MG becslést preferálja a PMG becsléssel szemben.

Összességében a monetáris árfolyammodelleket a kilenc becslésből öt esetben lehetett igazolni, a két- és háromváltozós specifikáció becslései esetén. A PPP-t pedig a DFE becsléssel lehetett empirikusan alátámasztani.

A monetáris árfolyammodellek specifikációit és a PPP-t ezeknél a becsléseknél is 18-18 esetben vizsgáltuk meg (hat panel esetén, három becslési eljárással). Az ötváltozós specifikációt az esetek egyharmadában tudtuk igazolni, főleg az időben hosszabb, kevesebb valutapárt tartalmazó panelek esetén. A háromváltozós és a kétváltozós specifikációt az esetek közel 40%-ában és az esetek pontosan felében, elsősorban az időben rövidebb és több keresztmetszeti egyedet tartalmazó paneleknél sikerült empirikusan bizonyítani. A vásárlóerő-paritás empirikus érvényességét az esetek közel 45%-ában támasztottuk alá, szintén főleg az időben rövidebb és több keresztmetszeti egyedet tartalmazó panelek esetén. A PPP-nél továbbá megállapítható az is, hogy a DFE és a PMG becslésekkel sikerült pozitív eredményeket kimutatni, és minden mintán legalább egy becslés igazolja a modellt, kivéve az 1976Q1-től 2011Q4-ig tartó panel esetét. A monetáris modellekre az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél egy becsléssel sem sikerült igazolást találni. Továbbá megállapítható, hogy a monetáris modellek korlátozott specifikációit az esetek nagyobb százalékában lehetett empirikusan bizonyítani a vizsgált mintákon.

4.6 Konklúzió a panelvizsgálatok eredményei alapján

A nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésének leírására leginkább a monetáris árfolyammodellek, és azok egyik központi feltétele, a vásárlóerő-paritás alkalmas. Mindkét modell meghatározó jelentőségű az elméleti irodalomban, de empirikus igazolásuk napjainkban is vitatott kérdés. A nominális árfolyam és a modellekben szereplő monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a kointegráció kimutatásával igazolható, de a kointegrációs tesztek alacsony erejük miatt gyakran nem utasították el a nullhipotézist, hogy nincs kointegráció a vizsgált változók között. A tesztek

ereje két módon növelhető: vagy hosszabb idősorokat tesztelünk, vagy panelbe rendezzük az adatokat. Ebben a fejezetben panelbe rendezett adatokon vizsgáltuk meg néhány OECD-ország dollárárfolyama esetén a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését a nominális árfolyam és a modellekben szereplő monetáris makrogazdasági fundamentumok között, illetve, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok a modellek feltevéseivel összhangban befolyásolják-e a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését.

14 OECD-ország és az eurózóna dollárárfolyamát vizsgáltuk meg negyedéves bontásban. Mivel az egyes országok esetén korlátozott időintervallumra álltak rendelkezésre adatok, ezért hat panelt állítottunk össze, melyek eltérnek a vizsgált mintaidőszak hosszában és a keresztmetszeti egyedek számában: az időben hosszú panelek kevesebb keresztmetszeti egyedet tartalmaznak, az időben rövidebb panelek pedig többet. Például a leghosszabb panel 1973Q1-től 2011Q4-ig tart, és négy valutapárt tartalmaz, a legrövidebb 1996Q1-2011Q4-ig, és 14 árfolyamot ölel fel. A változók integráltsági fokának tesztelését követően a monetáris árfolyammodellek redukált formájának empirikus érvényességét vizsgáltuk meg három specifikáció (egy ötváltozós, korlátlan modell, illetve egy két- és háromváltozós, azaz két korlátozott modell) esetén. Ezen kívül teszteltük a vásárlóerő-paritást is, mint a monetáris árfolyammodellek egyik alapvető építőkövét. A modelleket először gyenge koncepcióban értékeltük, azaz Pedroni, Kao és Westerlund panel kointegrációs teszttel megvizsgáltuk, hogy létezik-e kointegráció a nominális árfolyam és a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Mind a hat panel esetén találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek redukált formájának és a PPP empirikus érvényességére. A monetáris árfolyammodellek specifikációi közül a korlátozott specifikációk szerepeltek jobban, ezek közül is elsősorban a kétváltozós specifikáció. De a monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációját sikerült empirikusan alátámasztani minden mintán legalább egy tesztelési eljárással. A teljes vizsgálat során (ha a Pedroni tesztnél csak az ADF teszt alapján döntünk) a monetáris árfolyammodelleket az esetek kicsit több mint 76%-ában, a PPP-t az esetek körülbelül 67%-ában lehetett empirikusan igazolni. Kedvezőbb eredményeket inkább az időben rövidebb, több keresztmetszeti egyedet tartalmazó panelek esetén kaptunk. Ezek alapján a következő tézis fogalmazható meg:

3. Tézis: *A vizsgált OECD-országok dollárárfolyamai gyenge tesztelési koncepcióban minden mintán legalább egy tesztelési eljárás esetén alátámasztják a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás empirikus érvényességét, azaz a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) és a*

nominális árfolyam közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését. A monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációja igazolást nyert minden mintán legalább egy tesztelési eljárással, bár a vizsgálatok során a korlátozott modellek szerepeltek jobban. Elsősorban a rövidebb, több árfolyamot tartalmazó paneleken végzett vizsgálatok mutattak kedvezőbb eredményeket.

A gyenge tesztelési koncepciót követően erős tesztelési koncepcióban vizsgáltuk meg a monetáris árfolyammodelleket, és a vásárlóerő-paritást. Öt kointegrált panelbecslési eljárással becsültük meg a hat panelt: FM-OLS, DOLS, DFE, MG és PMG módszerrel, hogy megvizsgáljuk, a monetáris makrogazdasági fundamentumok a vizsgált modellek feltevéseivel összhangban befolyásolják-e a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. A vizsgálatok során a következő eredményt kaptuk: valamennyi becslés esetén szinte minden mintán legalább egy specifikációnál igazolható, hogy a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok a monetáris árfolyammodellek és a PPP feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Csak a DFE, MG és PMG becsléseknél nem tudtunk igazolást találni a monetáris modellekre az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél, illetve ugyanezekkel a becslésekkel nem tudtuk bizonyítani a PPP empirikus érvényességét az 1976Q4-től 2011Q4-ig tartó panelnél. Ezzel ellentétben az FM-OLS és a DOLS becslésekkel minden mintán találtunk igazolást a modellekre. Az öt kointegrált panelbecslési eljárás közül a monetáris modellek igazolásában az általunk meghatározott kritériumok szerint a DOLS becslés volt a legsikeresebb. Így a vizsgált modellekre minden mintán találtunk valamilyen igazolást: bizonyos becslési eljárás és bizonyos specifikáció esetén. A teljes vizsgálat során a monetáris árfolyammodellek redukált formáját az esetek kicsit több mint 51%-ában sikerült igazolni, a vásárlóerő-paritást pedig az esetek körülbelül 72%-ában. Látható, hogy a vásárlóerő-paritást az esetek nagyobb százalékában bizonyítottuk empirikusan, mint a monetáris árfolyammodelleket. A monetáris árfolyammodellek specifikációi közül a korlátozott (elsősorban a kétváltozós) specifikáció becslései szerepeltek jobban. Illetve a panelbecslések során is elsősorban a rövidebb, több árfolyamot tartalmazó paneleken végzett vizsgálatok mutattak kedvezőbb eredményeket. A becslések eredményei alapján így a következő tézis fogalmazható meg:

4. Tézis: *A vizsgált OECD-országok dollárárfolyamai erős tesztelési koncepcióban valamennyi alkalmazott kointegrált panelbecslési eljárással szinte minden mintán legalább egy specifikáció esetén empirikusan igazolják, hogy a vizsgált monetáris makrogazdasági*

fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Továbbá megállapíthatók a következők: 1) Az FM-OLS és a DOLS módszerekkel minden mintán találtunk igazolást a vizsgált modellekre, 2) a DFE, MG és PMG becsléseknél a monetáris modelleket nem tudtuk igazolni az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél, a PPP-t az 1976Q4-től 2011Q4-ig tartó panelnél, 3) a monetáris modellek igazolásában az általunk meghatározott kritériumok szerint a DOLS becslés volt a legsikeresebb, 4) a monetáris árfolyammodellek specifikációi közül a korlátozott (elsősorban a kétváltozós) specifikációk szerepeltek jobban, 5) a PPP mellett az esetek nagyobb százalékában találtunk igazolást, 6) a panelbecslések során is elsősorban a rövidebb, több árfolyamot tartalmazó paneleken végzett vizsgálatok mutattak kedvezőbb eredményeket.

A paneleken végzett vizsgálatok eredményei többek között megerősítik Mark – Sul [2001], Rapach – Wohar [2004], Basher – Westerlund [2009], Cerra – Saxena [2010], Dąbrowski et al. [2014] eredményeit a monetáris árfolyammodellek esetén, illetve többek között Pedroni [2001], Pedroni [2004], Robertson et al. [2014] eredményeit a vásárlóerő-paritás tekintetében.

Bár sem a monetáris árfolyammodellek, sem a vásárlóerő-paritás becsléseinek értékelésénél nem határoztuk meg elfogadási kritériumként, hogy a becslött együtthatók esetén az arányossági és a szimmetria hipotézise teljesüljön, ezt Wald teszttel megvizsgáltuk az egyes becsléseknél. Az arányossági hipotézis teljesülése esetén azt várjuk, hogy a becslött változók együtthatói egyes értéket vesznek fel az elmélet által várt előjellel, vagyis hatásuk száz százalékban tükröződik a nominális árfolyamban. A szimmetria hipotézise esetén pedig azt teszteljük, hogy a hazai és a külföldi változók ugyanolyan mértékben befolyásolják-e a nominális árfolyamot, azaz szimmetrikus-e az együtthatójuk. A két hipotézis teljesülésének lehetőségét nem minden esetben ott tudtuk kimutatni, ahol elfogadásra került a két vizsgált modell. A Wald tesztek eredményei alapján a két hipotézis olyan esetekben is fennállhat egy-egy változóra, illetve változó párra, ahol a modelleket nem tekintettük igazoltnak. Az esetek nagyon kevés százalékában sikerült olyan modelleket becsülni, ahol ez a két hipotézis is fennállhat az általunk meghatározott elfogadási kritériumok mellett. Így ha elfogadási kritériumnak tekintenénk ennek a két hipotézisnek a teljesülését, akkor drasztikusan lecsökkenne a sikeres eredmények száma: a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét a teljes vizsgálat során az esetek csupán kicsit több mint 3%-ában lehetne empirikusan igazoltnak tekinteni, ugyanez az arány a PPP-nél 10% lenne ilyen körülmények között. Ha a teljes vizsgálatot tekintjük, akkor a monetáris árfolyammodellek becslött

szignifikáns változóinak kicsit több mint 21%-ában, a PPP becsült szignifikáns változóinak kicsit több mint 38%-ában nem vetette el a Wald teszt az arányossági hipotézist. A szimmetria hipotézisét a monetáris árfolyammodellek becsült szignifikáns változóinak ismét kicsit több mint 21%-ában, a PPP becsült szignifikáns változóinak 26%-ában nem vetette el a Wald teszt. Jól látszik, hogy az arányosság és a szimmetria teljesülésére is nagyobb esély van a PPP esetén a vizsgált mintákon. A Wald teszt eredményei alapján a következő tézis fogalmazható meg:

5. Tézis: *Az OECD-országok dollárárfolyamainak becslése során a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumoknál (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) bizonyos esetekben a Wald teszt nem vetette el az arányosság és a szimmetria hipotézisét. Ezzel kapcsolatban a következők állapíthatók meg: 1) olyan esetekben is teljesülhet a két hipotézis, amikor a monetáris árfolyammodelleket és a vásárlóerő-paritást empirikusan nem tudtuk igazolni tekinteni, 2) az esetek nagyon kevés százalékában sikerült olyan modelleket becsülni, ahol az általunk meghatározott elfogadási kritériumok mellett még ez a két hipotézis is fennállhat, 3) a Wald teszt az esetek nagyobb százalékában nem vetette el az arányosság és a szimmetria hipotézisét a vásárlóerő-paritás becslésénél.*

Az eredményeink cáfolják Pedroni [2001] és Robertson et al. [2014] eredményeit a tekintetben, hogy a vizsgálataink során kimutattuk, bizonyos esetekben fennállhat az arányosság és a szimmetria hipotézise.

Bár a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás empirikus igazolása vitatott az irodalomban, a vizsgált mintákon panelmódszerekkel erős és gyenge koncepcióban is sikerült empirikus bizonyítékot találni a nemzetközi közgazdaságtan talán két legmeghatározóbb modelljére, melyek a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésére adnak magyarázatot.

5 KONKLÚZIÓ

A valutaárfolyam egyike azoknak a monetáris makrogazdasági fundamentumoknak, melyek meghatározó jelentőséggel bírnak a gazdaságok működésében (pl.: fontos transzmissziós csatorna, melyen keresztül rövid távon befolyásolható a kibocsátás; illetve az árstabilitás megőrzésében is szerepe van). Így a nominális árfolyamok rövid távú volatilitásának és hosszú távú viselkedésének magyarázata egyaránt foglalkoztatja a közgazdászokat. E tanulmány a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésének magyarázatára tesz kísérletet.

Mivel a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését szeretnénk magyarázni, ezért erre a legmegfelelőbb modellek a vásárlóerő-paritáson túl, az árfolyamok monetáris modelljei. Ezek a modellek központi jelentőséggel bírnak a nemzetközi közgazdaságtanban, ezáltal több más kutatási területnek is alapját képezik, többek között a fizetési mérleg válságok, illetve a sávos árfolyamrendszer (target zone) irodalmának is (Mark [2001]). Bár ígéretes elméleti modellek, de empirikus igazolásuk meglehetősen vitatott kérdés az irodalomban. Az idősoros technikák nem hozták meg az átütő sikert a tesztelés terén. De többen az adatok hiánya miatti rövid idősoroknak tulajdonították a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az erejük, hogy elutasítsák a nullhipotézist (a kointegráció hiányát). Két lehetőség van arra, hogy javítsuk a tesztek és a becslések pontosságát: 1) vagy a szokásosnál hosszabb idősorokat vizsgálunk meg, 2) vagy panelbe rendezzük az adatokat. A tanulmányban ennek megfelelően idősoros és panelvizsgálatokat is végeztünk.

A monetáris árfolyammodelleket sokáig rövid távú modellként kezelték, Mark [1995]-ös munkáját követően lett elfogadott, hogy valójában ezek hosszú távú egyensúlyi modellek. A modellek a pénzkereslet és a pénzkínálat szerepét hangsúlyozzák a nominális árfolyam meghatározásában, s az árfolyamra úgy tekintenek, mint a pénz árára, ami egy másik pénzben van kifejezve. A monetáris árfolyammodellek feltevéseinek teljesülése három feltételhez kötött: a) fennáll a vásárlóerő-paritás, b) érvényesül a fedezetlen kamatparitás és c) a pénzkeresleti függvény időben stabil. Magukat a feltételeket is nehéz empirikusan igazolni, de számos magyarázat született az empirikus kudarcok feloldására. A vásárlóerő-paritás vitatott empirikus eredményei több új kutatási iránynak adtak lendületet, melyek a PPP rejtély feloldására irányulnak. Többek között az egységes ár elvével kapcsolatos kutatásoknak, a Balassa – Samuelson hatás vizsgálatának, ezen kívül új változókat vonnak be modellbe, s újabb módszertani eljárásokat alkalmaznak. Mivel a PPP is hosszú távú egyensúlyi modell,

ezért a kointegrációs eljárás tűnik a legmegfelelőbbnek az empirikus teszteléséhez, illetve ha a PPP-től való eltéréseken keresztül tesztelik a modell állításait, azaz a reálárfolyam vizsgálatával, akkor számolni kell az alkalmazkodási folyamat nemlineáris természetével. A fedezetlen kamatparitás vizsgálata is jelentős kutatási terület, annyira, hogy a kedvezőtlen empirikus eredmények problémájára fedezetlen kamatparitási rejtélyként hivatkoznak, mely feloldására árfolyammodellt is fejlesztettek, a kockázati prémium modelleket. Érdekes, hogy az időtávot tekintve általában két szélső esetben találnak empirikus igazolást az UIP-re: nagyon rövid távon, illetve nagyon hosszú távon. A pénzkeresleti függvény tesztelésének is széles körű irodalma van, az eredmények pedig ezen a területen is változatosak.

A monetáris modelleknek három fajtáját különböztetjük meg: 1) a rugalmas árkam monetáris modelljét (*Frenkel* [1976], *Bilson* [1978]), 2) a ragadós árkam monetáris modelljét (*Dornbusch* [1976]) és 3) a reálkamat-különbségek modelljét (*Frankel* [1979]). A három modell más-más makrogazdasági fundamentumoknak tulajdonít meghatározó szerepet a nominális árfolyam hosszú távú meghatározásában. A rugalmas árkam monetáris modellje feltételezi, hogy minden ár a gazdaságban tökéletesen rugalmas felfelé és lefelé, rövid és hosszú távon egyaránt (*Frenkel* [1976]). Többféle reprezentációja létezik, az egyik legegyszerűbb formája, melyben a nominális pénzkínálatok különbsége, a reáljövedelmek különbsége és a nominális kamatkülönbségek befolyásolják a nominális árfolyamot. Viszont a ragadós árkam monetáris modelljében már nem tökéletesen rugalmasak az árak, elsősorban az árupiacon, és rövid távon nem. Mivel az árupiacon és az eszközök piacán az alkalmazkodási sebesség eltérő lesz, ezért a modell dinamikussá válik. A modell szerint az árfolyam rövid távon túllendülhet az egyensúlyi szintjén a piacok eltérő alkalmazkodása miatt, s a túllendülést követően áll be a hosszú távú egyensúlyi szintjére. Így a vásárlóerő-paritás ebben a modellben csak hosszú távon érvényesül, ami szintén eltérés az előző modellhez képest (*Dornbusch* [1976]). A reálkamat-különbségek modellje szintézist próbál teremteni a rugalmas árkam monetáris modellje és a ragadós árkam monetáris modellje között. *Frankel* [1979] az árfolyam és a kamat ellentétes kapcsolatára figyelte fel a két monetáris modellben, illetve az infláció eltérő szerepére. Míg a rugalmas árkam monetáris modelljében hangsúlyos szerepe van az inflációnak, addig a ragadós árkam monetáris modellje nem fektet explicit hangsúlyt az inflációra. *Frankel* [1979] a látszólagos ellentmondásokat a reálkamat-különbségek modellbe vonásával oldja fel. De az irodalom legtöbb esetben a monetáris modellek redukált formáját teszteli, így a tanulmányban mi is ezt vizsgáltuk meg.

Az idősoros vizsgálatok során a dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamait vizsgáltuk meg negyedéves bontásban a lebegtetés időszaka alatt kétféle specifikációban

(ötváltozós, kétváltozós modell), két időszakra: 1997-ig és 2012-ig. Emellett összehasonlításként közöltük a forint-euró árfolyam eredményeit is, szintén két specifikáció esetén. Gyenge koncepcióban Engle – Granger és Johansen kointegrációs teszttel vizsgáltuk meg az árfolyamokat. Az eredmények alapján inkább az ötváltozós, korlátlan specifikációk esetén igazolható, hogy létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a nominális árfolyam és a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Ez alapján a következő tézist fogalmaztuk meg:

1. Tézis: *A forint-euró, a dán korona-, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamai gyenge tesztelési koncepcióban bizonyos specifikációk esetén empirikusan igazolják, hogy létezik hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem) és a nominális árfolyam között. Ez a vizsgált mintákon elsősorban a korlátlan, ötváltozós specifikációk esetén mutatható ki, kivétel ez alól a forint-euró árfolyam, melynél ez a hosszú távú kapcsolat a korlátozott specifikációknál is egyértelműen kimutatható.*

Erős koncepcióban pedig épp a korlátozott specifikációk esetén találtunk kedvező eredményeket, kivétel ez alól a dán korona-dollár árfolyam. Illetve a forint-euró árfolyamnál csak akkor igazolható, hogy annak hosszú távú viselkedése a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban van, ha a Balassa – Samuelson hatást is megragadja a tesztelt modell. Így a következő tézis fogalmazható meg:

2. Tézis: *A forint-euró, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamai erős tesztelési koncepcióban a korlátozott (kétváltozós) specifikáció esetén empirikusan bizonyítják, hogy a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem) a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Ez nem mondható el a dán korona dollárárfolyamáról, illetve a forint-euró árfolyam esetén csak a Balassa – Samuelson hatás figyelembevételével nyer igazolást a fenti állítás.*

Az idősoros vizsgálatok eredményei többek között összhangban vannak Darvas és Schepp [2007b] (forint-euró árfolyam esetén), Rapach és Wohar [2004] (a dán korona

dollárárfolyama esetén), Zhang és szerzőtársai [2007] (kanadai dollár dollárárfolyama esetén) és Dutt és Gosh [2000] (a jen dollárárfolyama esetén) eredményeivel.

A panelvizsgálatok során 14 OECD-ország és az eurózóna dollárárfolyamát teszteltük negyedéves bontásban. Mivel az egyes országok esetén korlátozott időintervallumra álltak rendelkezésre adatok, ezért hat panelt állítottunk össze, melyek eltérnek a vizsgált mintaidőszak hosszában és a keresztmetszeti egyedek számában: az időben hosszú panelek kevesebb keresztmetszeti egyedet tartalmaznak, az időben rövidebb panelek pedig többet. A monetáris árfolyammodellek három specifikációjának és a vásárlóerő-paritásnak az empirikus érvényességét vizsgáltuk meg erős és gyenge koncepcióban egyaránt. Gyenge koncepcióban Kao, Pedroni és Westerlund panel kointegrációs tesztet alkalmaztunk. Mind a hat panel esetén találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek redukált formájának és a PPP empirikus érvényességére. A teljes vizsgálat során (ha a Pedroni tesztnél csak az ADF teszt alapján döntünk) a monetáris árfolyammodelleket az esetek kicsit több mint 76%-ában, a PPP-t az esetek körülbelül 67%-ában lehetett empirikusan igazolni. Az eredmények alapján a következő tézis állapítható meg:

3. Tézis: *A vizsgált OECD-országok dollárárfolyamai gyenge tesztelési koncepcióban minden mintán legalább egy tesztelési eljárás esetén alátámasztják a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás empirikus érvényességét, azaz a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) és a nominális árfolyam közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését. A monetáris árfolyammodellek mindhárom specifikációja igazolást nyert minden mintán legalább egy tesztelési eljárással, bár a vizsgálatok során a korlátozott modellek szerepeltek jobban. Elsősorban a rövidebb, több árfolyamot tartalmazó paneleken végzett vizsgálatok mutattak kedvezőbb eredményeket.*

Erős tesztelési koncepcióban öt kointegrált panelbecslési eljárással becsültük meg a hat panelt: FM-OLS, DOLS, DFE, MG és PMG módszerrel, hogy megvizsgáljuk, a monetáris makrogazdasági fundamentumok a vizsgált modellek feltevéseivel összhangban befolyásolják-e a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. A teljes vizsgálat során a monetáris árfolyammodellek redukált formáját az esetek kicsit több mint 51%-ában sikerült igazolni, a vásárlóerő-paritást pedig az esetek körülbelül 72%-ában. A becslési eredmények alapján a következők állapíthatók meg:

4. Tézis: *A vizsgált OECD-országok dollárárfolyamai erős tesztelési koncepcióban valamennyi alkalmazott kointegrált panelbecslési eljárással szinte minden mintán legalább egy specifikáció esetén empirikusan igazolják, hogy a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás feltevéseivel összhangban befolyásolják a nominális árfolyam hosszú távú viselkedését. Továbbá megállapíthatók a következők: 1) Az FM-OLS és a DOLS módszerekkel minden mintán találtunk igazolást a vizsgált modellekre, 2) a DFE, MG és PMG becsléseknél a monetáris modelleket nem tudtuk igazolni az 1973Q1-től 2011Q4-ig tartó panelnél, a PPP-t az 1976Q4-től 2011Q4-ig tartó panelnél, 3) a monetáris modellek igazolásában az általunk meghatározott kritériumok szerint a DOLS becslés volt a legsikeresebb, 4) a monetáris árfolyammodellek specifikációi közül a korlátozott (elsősorban a kétváltozós) specifikációk szerepeltek jobban, 5) a PPP mellett az esetek nagyobb százalékában találtunk igazolást, 6) a panelbecslések során is elsősorban a rövidebb, több árfolyamot tartalmazó paneleken végzett vizsgálatok mutattak kedvezőbb eredményeket.*

A paneleken végzett vizsgálatok eredményei többek között megerősítik Mark – Sul [2001], Rapach – Wohar [2004], Basher – Westerlund [2009], Cerra – Saxena [2010], Dąbrowski et al. [2014] eredményeit a monetáris árfolyammodellek esetén, illetve többek között Pedroni [2001], Pedroni [2004], Robertson et al. [2014] eredményeit a vásárlóerő-paritás tekintetében.

Bár sem a monetáris árfolyammodellek, sem a vásárlóerő-paritás becsléseinek értékelésénél nem határoztuk meg elfogadási kritériumként, hogy a becslött együtthatók esetén az arányossági és a szimmetria hipotézise teljesüljön, ezt Wald teszttel megvizsgáltuk az egyes becsléseknél. Ha a teljes vizsgálatot tekintjük, akkor a monetáris árfolyammodellek becslött szignifikáns változóinak kicsit több mint 21%-ában, a PPP becslött szignifikáns változóinak kicsit több mint 38%-ában nem vetette el a Wald teszt az arányossági hipotézist. A szimmetria hipotézisét a monetáris árfolyammodellek becslött szignifikáns változóinak ismét kicsit több mint 21%-ában, a PPP becslött szignifikáns változóinak 26%-ában nem vetette el a Wald teszt. Az eredmények alapján a következők fogalmazhatók meg:

5. Tézis: *Az OECD-országok dollárárfolyamainak becslése során a vizsgált monetáris makrogazdasági fundamentumoknál (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) bizonyos esetekben a Wald teszt nem vetette el az arányosság és a szimmetria hipotézisét. Ezzel kapcsolatban a következők állapíthatók meg: 1) olyan esetekben is teljesülhet a két*

hipotézis, amikor a monetáris árfolyammodelleket és a vásárlóerő-paritást empirikusan nem tudtuk igazoltnak tekinteni, 2) az esetek nagyon kevés százalékában sikerült olyan modelleket becsülni, ahol az általunk meghatározott elfogadási kritériumok mellett még ez a két hipotézis is fennállhat, 3) a Wald teszt az esetek nagyobb százalékában nem vetette el az arányosság és a szimmetria hipotézisét a vásárlóerő-paritás becsléseinél.

Az eredményeink cáfolják Pedroni [2001] és Robertson et al. [2014] eredményeit a tekintetben, hogy a vizsgálataink során kimutattuk, bizonyos esetekben fennállhat az arányosság és a szimmetria hipotézise.

Az irodalomban mind a monetáris árfolyammodellek, mind azok egyik központi feltételének, a PPP-nek az empirikus igazolhatósága vitatott terület. A tanulmányban végzett vizsgálatokkal ehhez a vitához szeretnénk hozzájárulni. A vizsgálatok eredményei, és az első négy tézis alapján a következő álláspontot képviseljük:

6. Tézis: *A vizsgált mintákon – az eddigieknél hosszabb idősorokon, illetve panel adatokon – kointegrációs eljárással bizonyos esetekben empirikusan igazolhatóvá váltak a monetáris árfolyammodellek és a vásárlóerő-paritás feltevései. Így ezek az eredmények is igazolják, hogy a vizsgált modellek által figyelembe vett monetáris makrogazdasági fundamentumok (nominális pénzkínálat, reáljövedelem, árszínvonal) e modellek feltevéseivel összhangban elsősorban hosszú távon befolyásolják a nominális árfolyam viselkedését, ez a hosszú távú egyensúlyi kapcsolat pedig a megfelelő módszertani eljárással (kointegrációs eljárással) kimutatható.*

Ez az állítás többek között megerősíti Mark [1995] álláspontját.

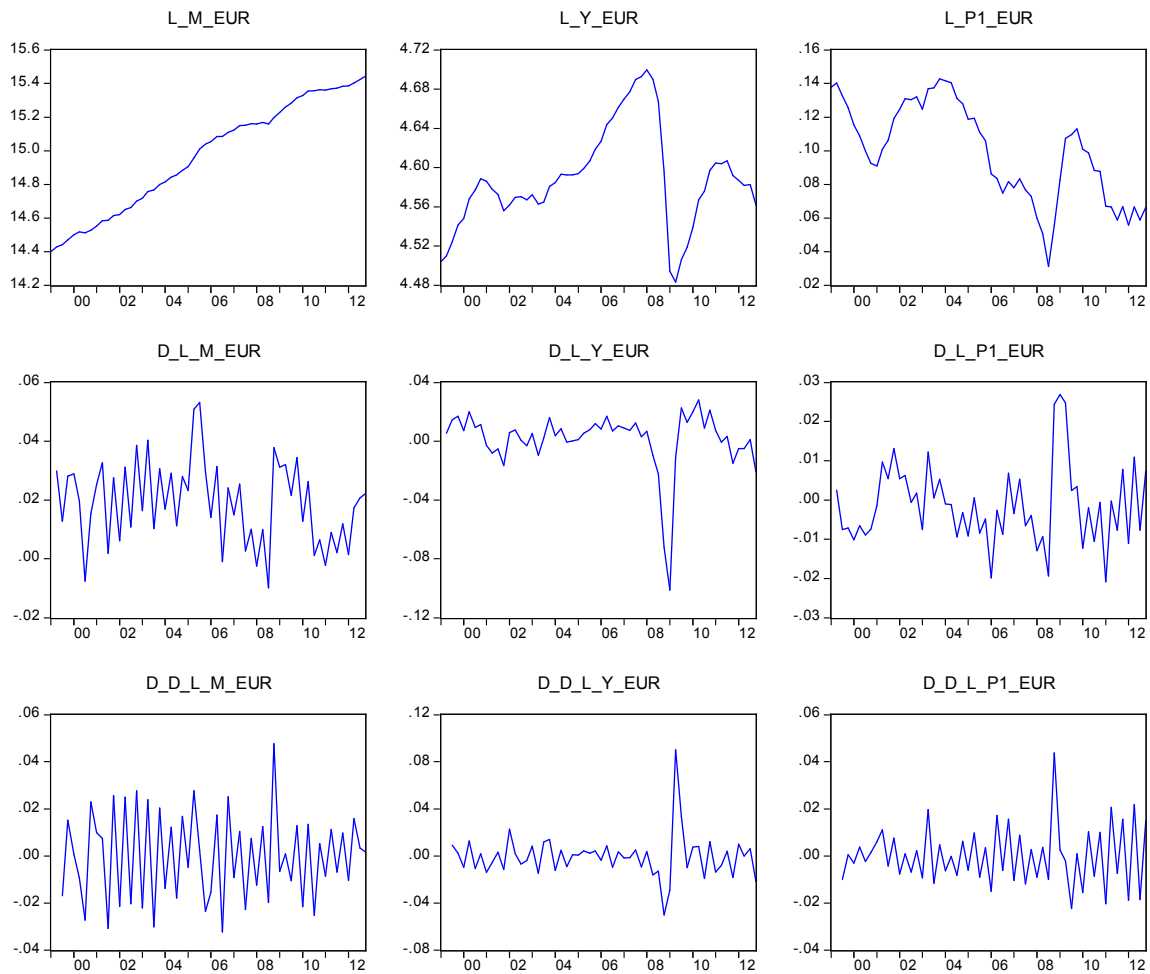
Az árfolyam a monetáris politikában tölt be meghatározó szerepet. A legutóbbi globális pénzügyi válság rámutatott arra, hogy változásokra van szükség az eddigi monetáris politikai elgondolásokban. A megváltozott környezetben új monetáris politikai célokra, és újragondolt vagy újszerű instrumentumokra lehet szükség. De még a megváltozott környezetben is a monetáris politika egyik legfontosabb célja kell, hogy maradjon a hosszú távú árstabilitás, ebben pedig jelentős szerepe van a nominális árfolyam hosszú távú viselkedésének. (Bayoumi et al. [2014]) Így az eredményeink megerősítik Issing [2009] álláspontját a tekintetben, hogy a monetáris politikának nemcsak rövid- és közép távra kell fókuszálnia a makrogazdasági stabilitás elérése érdekében, hanem hosszú távra is. A megváltozott környezetben az egyes változók (fundamentumok) közötti kapcsolatok is módosultak (pl. a fejlett országokban

gyengült a kapcsolat az infláció és a munkanélküliség között (*Bayoumi et al.* [2014]), de az eredményeink többségében alátámasztják, hogy a monetáris árfolyammodellek által feltételezett kapcsolatok nem változtak. Így annak ellenére, hogy az irodalomban megjelenik a „több művészetet és kevesebb tudományt a monetáris politika folytatásában” (*Bayoumi et al.* [2014]) javaslat az egyes modellek újragondolásáig, addig a monetáris árfolyammodellek – empirikus igazolhatóságuknál fogva – alapját képezhetik a monetáris politikai döntéseknek, akár összetettebb modellek építőköveként is.

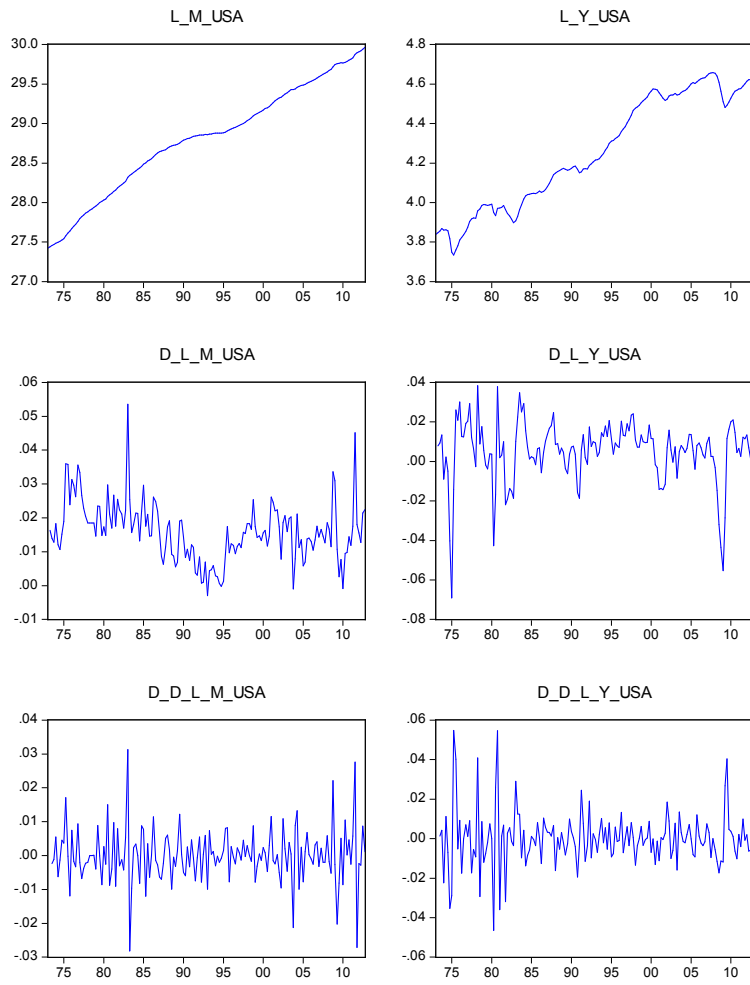
A. MELLÉKLET AZ IDŐSOROS EREDMÉNYEKHEZ

A.1 A vizsgált idősorok ábrái, segédlet az egységgyök tesztek kiértékeléséhez

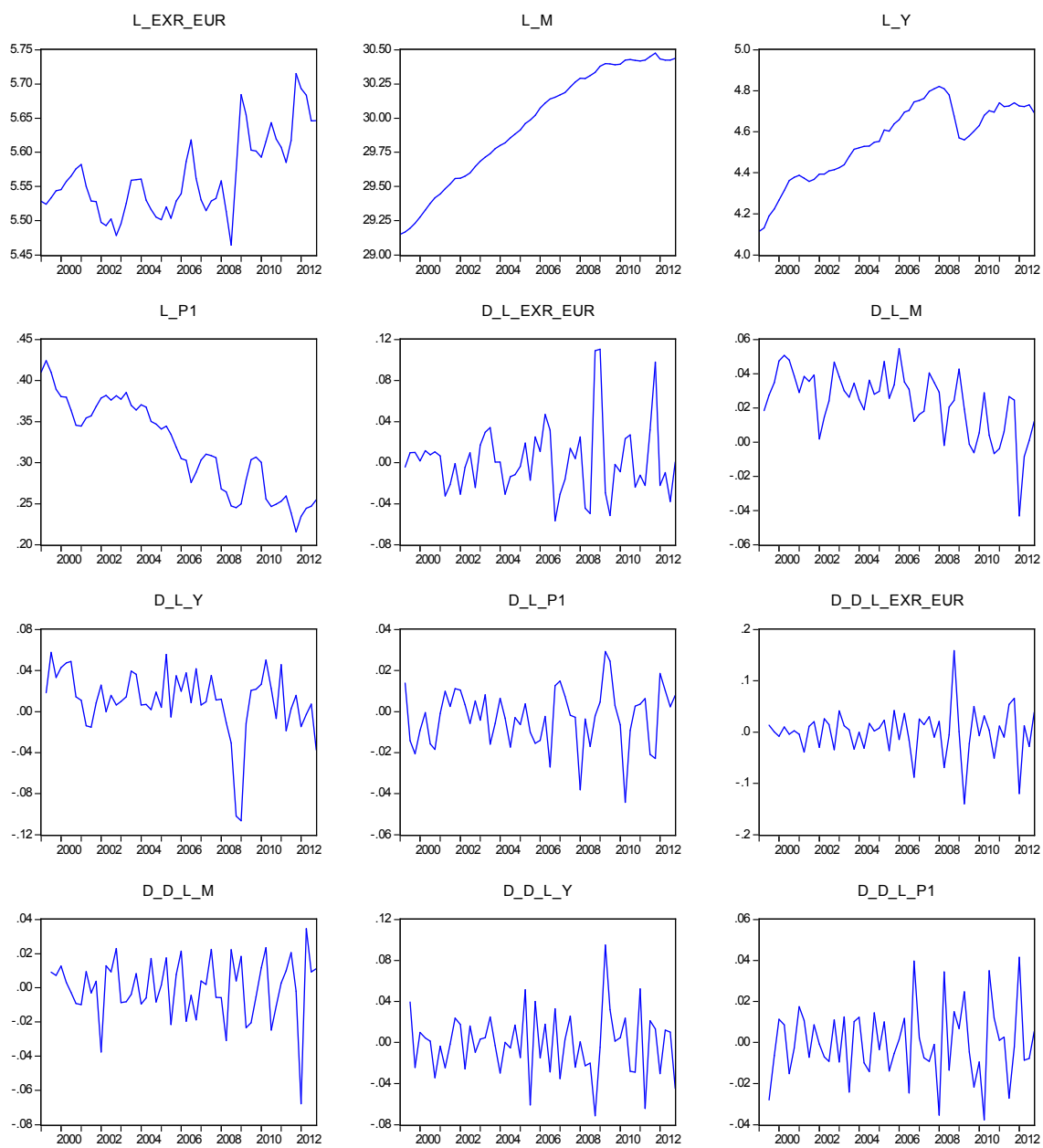
A.1.1. ábra: Eurózána



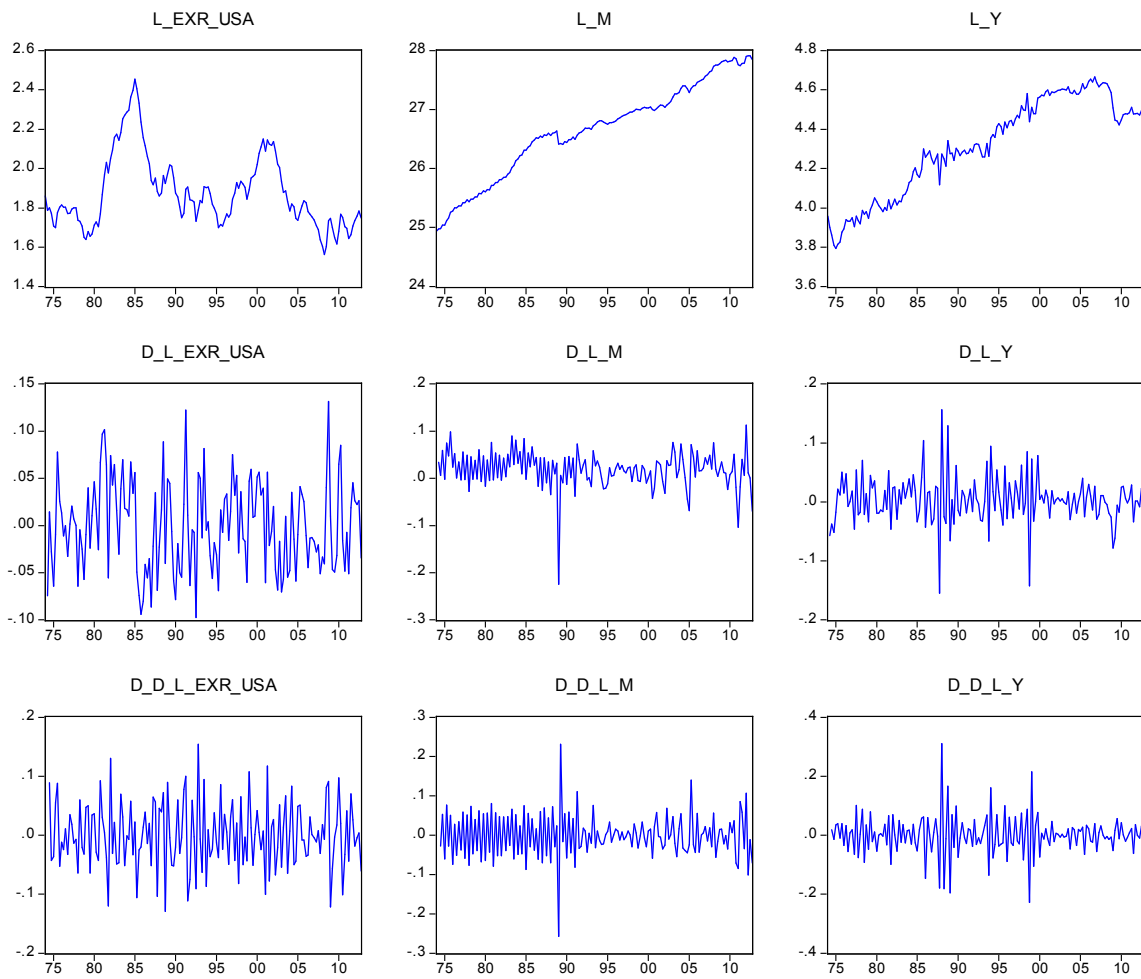
A.1.2. ábra: USA



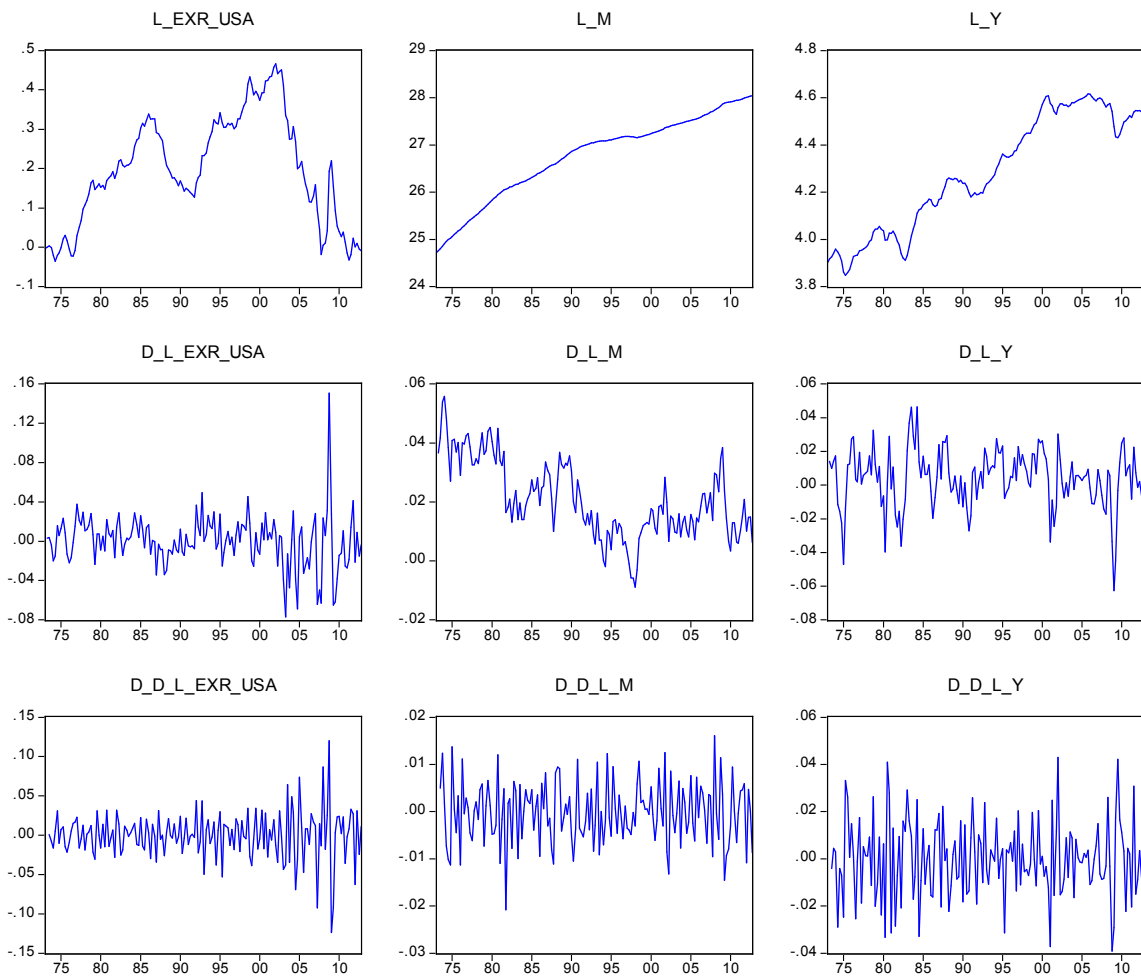
A.1.3. ábra: Magyarország



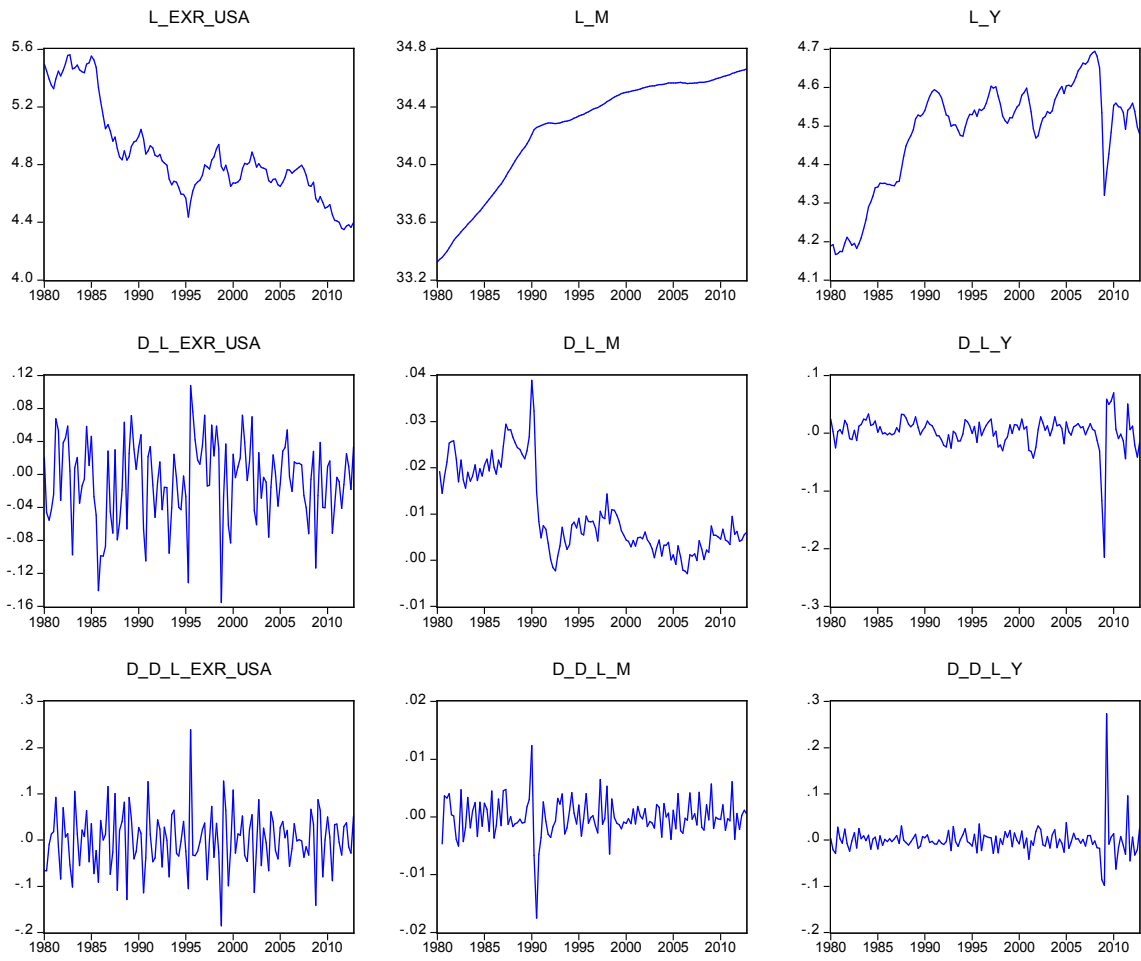
A.1.4. ábra: Dánia



A.1.5. ábra: Kanada



A.1.6. ábra: Japán



A.2 Az Engle – Granger teszt számolt kritikus értékei az ADF egységgyök teszthez MacKinnon [2010] alapján

Kétváltozós specifikáció		Háromváltozós specifikáció (B. – S. hatással)	
Forint-euró árfolyam 1999Q1-2012Q4		Forint-euró árfolyam 1999Q1-2012Q4	
<i>Trend nélkül</i>			
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{56} + \frac{-30.03}{56^2} = -4.0978$	1%	$-4.2981 + \frac{-13.79}{56} + \frac{-46.37}{56^2} = -4.5591$
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{56} + \frac{-8.98}{56^2} = -3.4471$	5%	$-3.7429 + \frac{-8.352}{56} + \frac{-13.41}{56^2} = -3.8963$
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{56} + \frac{-5.73}{56^2} = -3.1207$	10%	$-3.4518 + \frac{-6.241}{56} + \frac{-2.79}{56^2} = -3.5641$
<i>Trenddel</i>			
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{56} + \frac{-34.03}{56^2} = -4.6148$	1%	$-4.6676 + \frac{-18.492}{56} + \frac{-49.35}{56^2} = -5.0135$
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{56} + \frac{-15.06}{56^2} = -3.9539$	5%	$-4.1193 + \frac{-12.024}{56} + \frac{-13.13}{56^2} = -4.3382$
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{56} + \frac{-4.01}{56^2} = -3.6258$	10%	$-3.8344 + \frac{-9.188}{56} + \frac{-4.85}{56^2} = -4.000$
<hr/>			
Kétváltozós specifikáció			
Dán korona-dollár árfolyam 1974Q1-2012Q4		Dán korona-dollár árfolyam 1974Q1-1997Q4	
<i>Trend nélkül</i>			
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{156} + \frac{-30.03}{156^2} = -3.9689$	1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{96} + \frac{-30.03}{96^2} = -4.0131$
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{156} + \frac{-8.98}{156^2} = -3.3763$	5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{96} + \frac{-8.98}{96^2} = -3.4008$
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{156} + \frac{-5.73}{156^2} = -3.0725$	10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{96} + \frac{-5.73}{96^2} = -3.0892$
<i>Trenddel</i>			
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{156} + \frac{-34.03}{156^2} = -4.4276$	1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{96} + \frac{-34.03}{96^2} = -4.4921$
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{156} + \frac{-15.06}{156^2} = -3.8419$	5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{96} + \frac{-15.06}{96^2} = -3.8807$
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{156} + \frac{-4.01}{156^2} = -3.5422$	10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{96} + \frac{-4.01}{96^2} = -3.5714$

Kétváltozós specifikáció			
Kanadai dollár-dollár árfolyam 1973Q1-2012Q4		Kanadai dollár-dollár árfolyam 1973Q1-1997Q4	
<i>Trend nélkül</i>			
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{160} + \frac{-30.03}{160^2} = -3.9671$	1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{100} + \frac{-30.03}{100^2} = -4.0084$
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{160} + \frac{-8.98}{160^2} = -3.3753$	5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{100} + \frac{-8.98}{100^2} = -3.3983$
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{160} + \frac{-5.73}{160^2} = -3.0719$	10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{100} + \frac{-5.73}{100^2} = -3.0875$
<i>Trenddel</i>			
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{160} + \frac{-34.03}{160^2} = -4.425$	1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{100} + \frac{-34.03}{100^2} = -4.4853$
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{160} + \frac{-15.06}{160^2} = -3.8404$	5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{100} + \frac{-15.06}{100^2} = -3.8766$
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{160} + \frac{-4.01}{160^2} = -3.5411$	10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{100} + \frac{-4.01}{100^2} = -3.5683$

Kétváltozós specifikáció			
Jen-dollár árfolyam 1980Q1-2012Q4		Jen-dollár árfolyam 1980Q1-1997Q4	
<i>Trend nélkül</i>			
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{132} + \frac{-30.03}{132^2} = -3.9816$	1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{72} + \frac{-30.03}{72^2} = -4.0522$
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{132} + \frac{-8.98}{132^2} = -3.3834$	5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{72} + \frac{-8.98}{72^2} = -3.4223$
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{132} + \frac{-5.73}{132^2} = -3.0774$	10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{72} + \frac{-5.73}{72^2} = -3.1038$
<i>Trenddel</i>			
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{132} + \frac{-34.03}{132^2} = -4.4462$	1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{72} + \frac{-34.03}{72^2} = -4.5489$
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{132} + \frac{-15.06}{132^2} = -3.8531$	5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{72} + \frac{-15.06}{72^2} = -3.9147$
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{132} + \frac{-4.01}{132^2} = -3.5507$	10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{72} + \frac{-4.01}{72^2} = -3.5967$

A.3 Johansen kointegrációs teszt eredmények az egyes specifikációk esetén

A.3.1 Johansen teszt eredmények a forint-euró árfolyamra

A.3.1.1. táblázat

Johansen teszt a Balassa – Samuelson hatást is megragadó hétváltozós modell (1999Q1-
2012Q4) esetén, HUF-EUR árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.8241	245.1747	134.6780	0.000
Legalább 1	0.6739	154.8014	103.8473	0.000
Legalább 2	0.5478	96.5408	76.9728	0.001
Legalább 3	0.3413	55.2766	54.0790	0.039
Legalább 4	0.2856	33.5698	35.1928	0.074
Legalább 5	0.2012	16.0812	20.2618	0.171
Legalább 6	0.0811	4.3977	9.1646	0.356
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.8241	90.3734	47.0790	0.000
Legalább 1	0.6739	58.2606	40.9568	0.000
Legalább 2	0.5478	41.2642	34.8059	0.007
Legalább 3	0.3413	21.7068	28.5881	0.293
Legalább 4	0.2856	17.4886	22.2996	0.205
Legalább 5	0.2012	11.6835	15.8921	0.205
Legalább 6	0.0811	4.3977	9.1646	0.356

A.3.1.2. táblázat

Johansen teszt a Balassa – Samuelson hatást is megragadó háromváltozós modell (1999Q1-
2012Q4) esetén, HUF-EUR árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4079	38.8812	35.1928	0.0191
Legalább 1	0.1512	12.6778	20.2618	0.3901
Legalább 2	0.0857	4.4798	9.1645	0.3453
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4079	26.2035	22.2996	0.0135
Legalább 1	0.1512	8.1979	15.8921	0.5242
Legalább 2	0.0857	4.4798	9.1646	0.3453

A.3.1.3. táblázat

Johansen teszt az ötváltozós modell (1999Q1-2012Q4) esetén, HUF-EUR árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4288	65.6205	60.0614	0.0158
Legalább 1	0.2731	37.0639	40.1749	0.0994
Legalább 2	0.2407	20.7943	24.2760	0.1292
Legalább 3	0.0772	6.7517	12.3209	0.3506
Legalább 4	0.0507	2.6551	4.1299	0.1220
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4288	28.5566	30.4396	0.0844
Legalább 1	0.2731	16.2696	24.1592	0.3993
Legalább 2	0.2407	14.0427	17.7973	0.1682
Legalább 3	0.0772	4.0965	11.2248	0.6131
Legalább 4	0.0507	2.6551	4.1299	0.1220

A.3.1.4. táblázat

Johansen teszt a kétváltozós modell (1999Q1-2012Q4) esetén, HUF-EUR árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2574	16.1073	15.4947	0.0404
Legalább 1	0.0007	0.0384	3.8415	0.8446
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2574	16.0689	14.2646	0.0256
Legalább 1	0.0007	0.0384	3.8415	0.8446

A.3.2 Johansen teszt eredmények a dán korona-dollár árfolyamra

A.3.2.1. táblázat

Johansen teszt az ötváltozós modell (1974Q1-2012Q4) esetén, DKK-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2637	78.9706	76.9728	0.0349
Legalább 1	0.0973	32.4495	54.0790	0.8320
Legalább 2	0.0502	16.8842	35.1928	0.8910
Legalább 3	0.0362	9.0542	20.2618	0.7312
Legalább 4	0.0225	3.4534	9.1646	0.4996
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2637	46.5211	34.8059	0.0013
Legalább 1	0.0973	15.5653	28.5881	0.7759
Legalább 2	0.0502	7.8300	22.2996	0.9588
Legalább 3	0.0362	5.6008	15.8921	0.8310
Legalább 4	0.0225	3.4534	9.1646	0.4996

A.3.2.2. táblázat

Johansen teszt az ötváltozós modell (1974Q1-1997Q4) esetén, DKK-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4003	97.7896	76.9728	0.0006
Legalább 1	0.2291	50.7534	54.0790	0.0959
Legalább 2	0.1911	26.8168	35.1928	0.2982
Legalább 3	0.0545	7.3077	20.2618	0.8768
Legalább 4	0.0231	2.1509	9.1646	0.7475
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4003	47.0362	34.8059	0.0011
Legalább 1	0.2291	23.9366	28.5881	0.1757
Legalább 2	0.1911	19.5091	22.2996	0.1172
Legalább 3	0.0545	5.1567	15.8921	0.8744
Legalább 4	0.0231	2.1509	9.1646	0.7475

A.3.2.3. táblázat

Johansen teszt a kétváltozós modell (1974Q1-2012Q4) esetén, DKK-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0652	16.3850	24.2760	0.3523
Legalább 1	0.0378	6.0042	12.3209	0.4355
Legalább 2	0.0004	0.0684	4.1299	0.8302
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0652	10.3807	17.7973	0.4459
Legalább 1	0.0378	5.9358	11.2248	0.3570
Legalább 2	0.0004	0.0684	4.1299	0.8302

A.3.2.4. táblázat

Johansen teszt a kétváltozós modell (1974Q1-1997Q4) esetén, DKK-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0547	6.3239	12.3201	0.3976
Legalább 1	0.0124	1.1471	4.1299	0.3310
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0547	5.1768	11.2248	0.4527
Legalább 1	0.0124	1.1471	4.1299	0.3310

A.3.3 Johansen teszt eredmények a kanadai dollár-dollár árfolyamra

A.3.3.1. táblázat

Johansen teszt az ötváltozós modell (1973Q1-2012Q4) esetén, CAD-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2260	100.1349	79.3415	0.0006
Legalább 1	0.1934	59.9129	55.2458	0.0184
Legalább 2	0.0887	26.1652	35.0109	0.3184
Legalább 3	0.0575	11.5854	18.3977	0.3408
Legalább 4	0.0145	2.2909	3.8415	0.1301
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2260	40.2220	37.1636	0.0216
Legalább 1	0.1934	33.7478	30.8151	0.0213
Legalább 2	0.0887	14.5798	24.2520	0.5350
Legalább 3	0.0575	9.2945	17.1477	0.4654
Legalább 4	0.0145	2.2909	3.8415	0.1301

A.3.3.2. táblázat

Johansen teszt az ötváltozós modell (1973Q1-1997Q4) esetén, CAD-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3809	72.1234	79.3415	0.1545
Legalább 1	0.1011	25.6107	55.2458	0.9871
Legalább 2	0.0864	15.2728	35.0109	0.9352
Legalább 3	0.0646	6.5098	18.3977	0.8267
Legalább 4	0.0003	0.0285	3.8415	0.8660
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3809	46.5127	37.1636	0.0032
Legalább 1	0.1011	10.3379	30.8151	0.9974
Legalább 2	0.0864	8.7629	24.2520	0.9575
Legalább 3	0.0646	6.4814	17.1477	0.7683
Legalább 4	0.0003	0.0285	3.8415	0.8660

A.3.3.3. táblázat

Johansen teszt a kétváltozós modell (1973Q1-2012Q4) esetén, CAD-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1245	24.4189	25.8721	0.0750
Legalább 1	0.0262	4.0692	12.5180	0.7321
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1245	20.3497	19.3870	0.0362
Legalább 1	0.0262	4.0692	12.5180	0.7321

A.3.3.4. táblázat

Johansen teszt a kétváltozós modell (1973Q1-1997Q4) esetén, CAD-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1231	26.0975	42.9153	0.7321
Legalább 1	0.0961	13.4850	25.8721	0.6997
Legalább 2	0.0387	3.7850	12.5180	0.7730
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1231	12.6125	25.8232	0.8322
Legalább 1	0.0961	9.6999	19.3870	0.6509
Legalább 2	0.0387	3.7850	12.5180	0.7730

A.3.4 Johansen teszt eredmények a jen-dollár árfolyamra

A.3.4.1. táblázat

Johansen teszt az ötváltozós modell (1980Q1-2012Q4) esetén, JPY-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2724	99.9995	69.8189	0.0000
Legalább 1	0.2144	58.6602	47.8561	0.0035
Legalább 2	0.1271	27.2988	29.7971	0.0945
Legalább 3	0.0682	9.6342	15.4947	0.3099
Legalább 4	0.0035	0.4576	3.8415	0.4987
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2724	41.3393	33.8769	0.0054
Legalább 1	0.2144	31.3614	27.5843	0.0156
Legalább 2	0.1271	17.6646	21.1316	0.1429
Legalább 3	0.0682	9.1766	14.2646	0.2718
Legalább 4	0.0035	0.4576	3.8415	0.4987

A.3.4.2. táblázat

Johansen teszt az ötváltozós modell (1980Q1-1997Q4) esetén, JPY-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3988	70.6393	60.0614	0.0049
Legalább 1	0.2022	35.0261	40.1749	0.1499
Legalább 2	0.1539	19.2141	24.2760	0.1906
Legalább 3	0.1012	7.5188	12.3209	0.2765
Legalább 4	0.0008	0.0542	4.1299	0.8486
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3988	35.6133	30.4396	0.0104
Legalább 1	0.2022	15.8120	24.1592	0.4375
Legalább 2	0.1539	11.6953	17.7973	0.3242
Legalább 3	0.1012	7.4645	11.2248	0.2118
Legalább 4	0.0008	0.0542	4.1299	0.8486

A.3.4.3. táblázat

Johansen teszt a kétváltozós modell (1980Q1-2012Q4) esetén, JPY-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0580	8.3842	12.3209	0.2084
Legalább 1	0.0073	0.9154	4.1299	0.3920
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0580	7.4688	11.2248	0.2115
Legalább 1	0.0073	0.9154	4.1299	0.3920

A.3.4.4. táblázat

Johansen teszt a kétváltozós modell (1980Q1-1997Q4) esetén, JPY-USD árfolyamra

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0958	9.2828	12.3209	0.1532
Legalább 1	0.0314	2.2338	4.1299	0.1593
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0958	7.0490	11.2248	0.2452
Legalább 1	0.0314	2.2338	4.1299	0.1593

A.4 Kanada pénzkínálatának egységgyök teszt eredményei 1991Q1 és 2012Q4 között

Változó	ADF teszt			KPSS teszt		Ng – Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>Kanada 1991Q1-2012Q4</i>							
m_t	1.094	-1.596	3.124	1.172***	0.282***	1.908	-3.266
Δm_t	-3.945***	-4.224***	-1.659*	0.359*	0.089	-10.289**	-14.835*
$\Delta^2 m_t$	-	-	-	0.071	0.064	-	-

Megjegyzés: 1) A) az idősor tartalmaz konstanst, B) konstanst 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 MZ_a tesztstatisztikát vettük figyelembe

A.5 VEC modellek reziduumainak egységgyök teszt eredményei

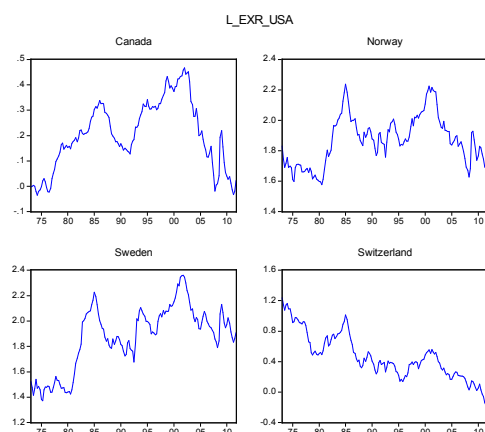
Modellek		IPS teszt		Fisher-ADF teszt		Fisher-PP teszt	
		A	A	C	A	C	
<i>Magyarország</i>							
7 változós	1999Q1-2012Q4	-18.630***	245.094***	484.812***	260.043***	495.152***	
3 változós	1999Q1-2012Q4	-11.826***	100.512***	190.763***	100.314***	190.089***	
5 változós	1999Q1-2012Q4	-14.232***	154.749***	299.353***	155.261***	301.213***	
2 változós	1999Q1-2012Q4	-9.293***	65.306***	128.795***	65.222***	128.361***	
<i>Dánia</i>							
5 változós	1974Q1-2012Q4	-27.999***	422.863***	1316.95***	422.577***	1316.95***	
5 változós	1974Q1-1997Q4	-21.090***	158.270***	961.600***	158.355***	959.586***	
2 változós	1974Q1-2012Q4	-17.670***	170.232***	526.782***	170.240***	526.782***	
2 változós	1974Q1-1997Q4	-14.319***	54.312***	476.121***	54.229***	476.372***	
<i>Kanada</i>							
5 változós	1973Q1-2012Q4	-27.947***	428.319***	1316.95***	428.742***	1316.95***	
5 változós	1973Q1-1997Q4	-20.764***	173.786***	944.344***	173.236***	953.186***	
2 változós	1973Q1-2012Q4	-17.901***	171.792***	526.782***	171.944***	526.782***	
2 változós	1973Q1-1997Q4	-13.661***	65.604***	431.410***	65.239***	437.185***	
<i>Japán</i>							
5 változós	1980Q1-2012Q4	-26.152***	378.192***	1316.95***	378.268***	1316.95***	
5 változós	1980Q1-1997Q4	-16.635***	154.454***	447.783***	152.235***	451.974***	
2 változós	1980Q1-2012Q4	-15.023***	137.583***	526.782***	137.675***	526.782***	
2 változós	1980Q1-1997Q4	-10.351***	63.129***	159.849***	63.133***	160.238***	

B. MELLÉKLET A PANEL EREDMÉNYEKHEZ

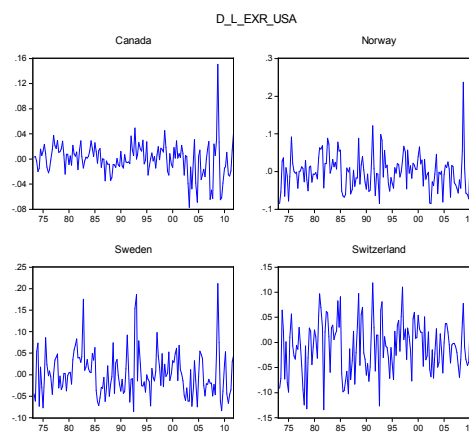
B.1 A vizsgált panelekben szereplő idősorok ábrái

B.1.1 Az OECD-országokból álló panel (1973Q1–2011Q4) idősorainak ábrái

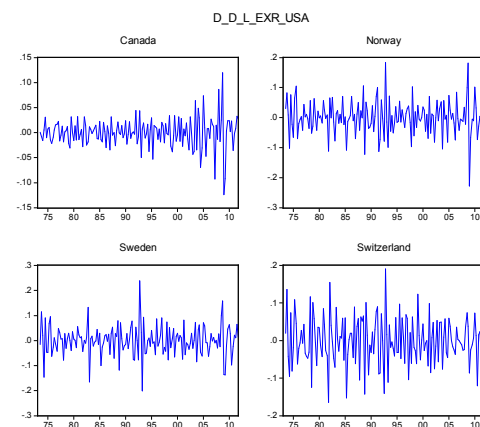
B.1.1.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusai (1973Q1-2011Q4)



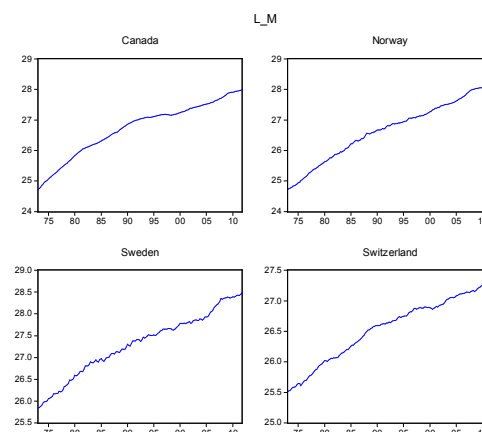
B.1.1.2. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak első differenciái (1973Q1-2011Q4)



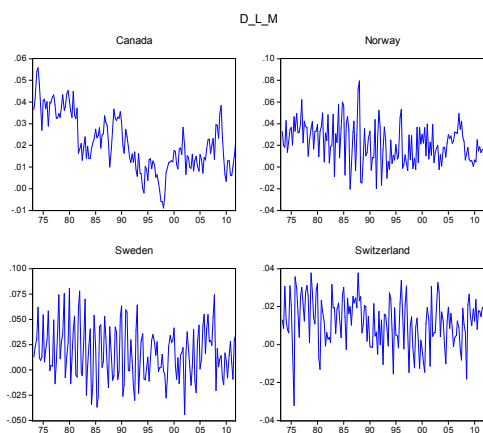
B.1.1.3. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak második differenciái (1973Q1-2011Q4)



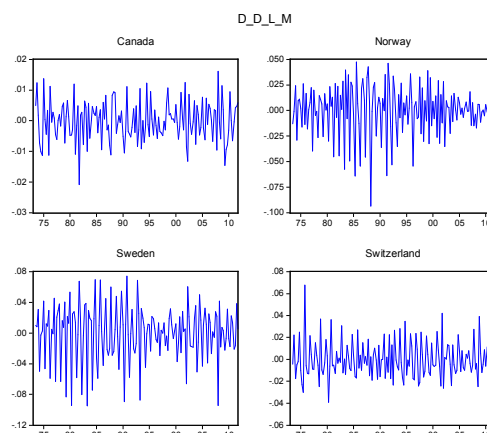
B.1.1.4. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusai (1973Q1-2011Q4)



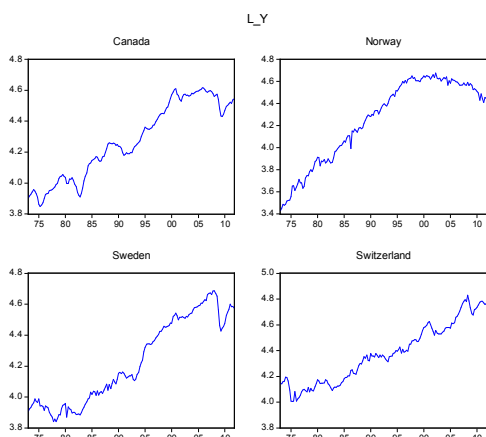
B.1.1.5. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak első differenciái (1973Q1-2011Q4)



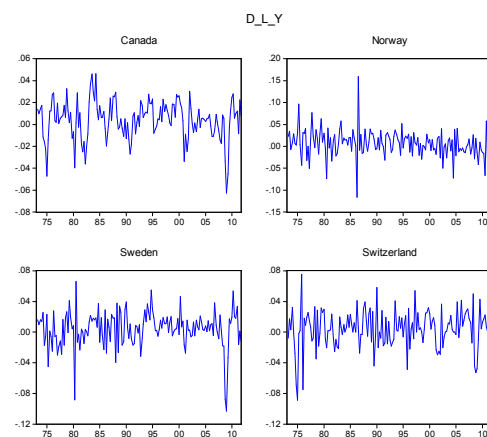
B.1.1.6. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak második differenciái (1973Q1-2011Q4)



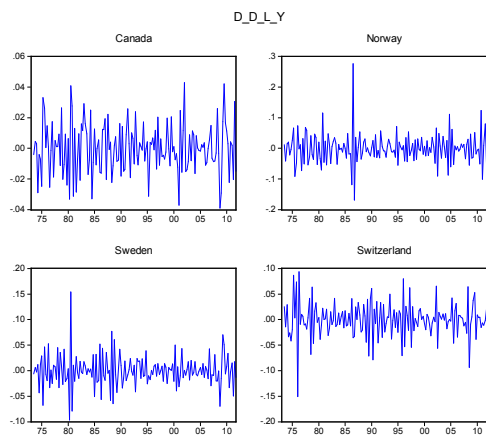
B.1.1.7. ábra: A reáljövedelmek logaritmusai (1973Q1-2011Q4)



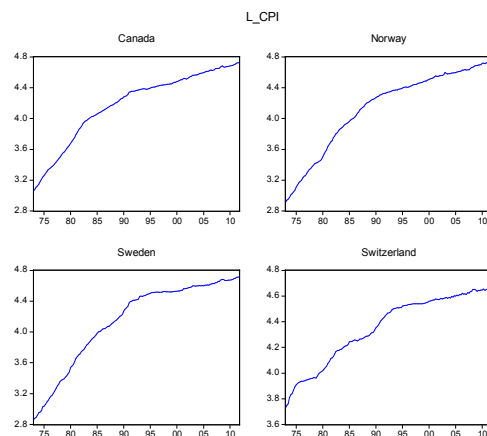
B.1.1.8. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak első differenciái (1973Q1-2011Q4)



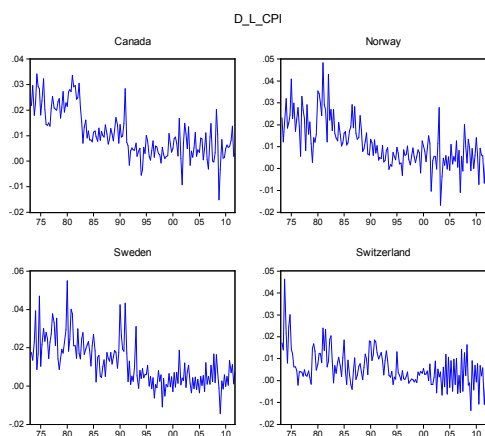
B.1.1.9. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak második differenciái (1973Q1-2011Q4)



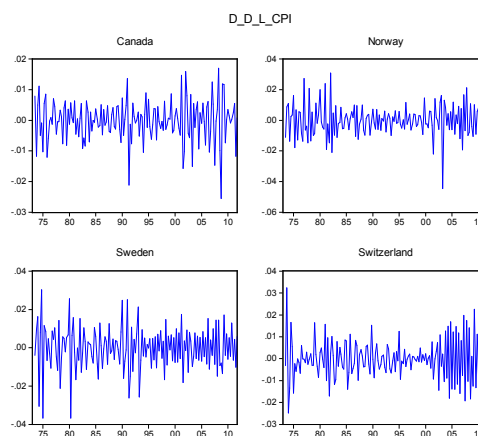
B.1.1.10. ábra: Az árszínvonalak logaritmusai (1973Q1-2011Q4)



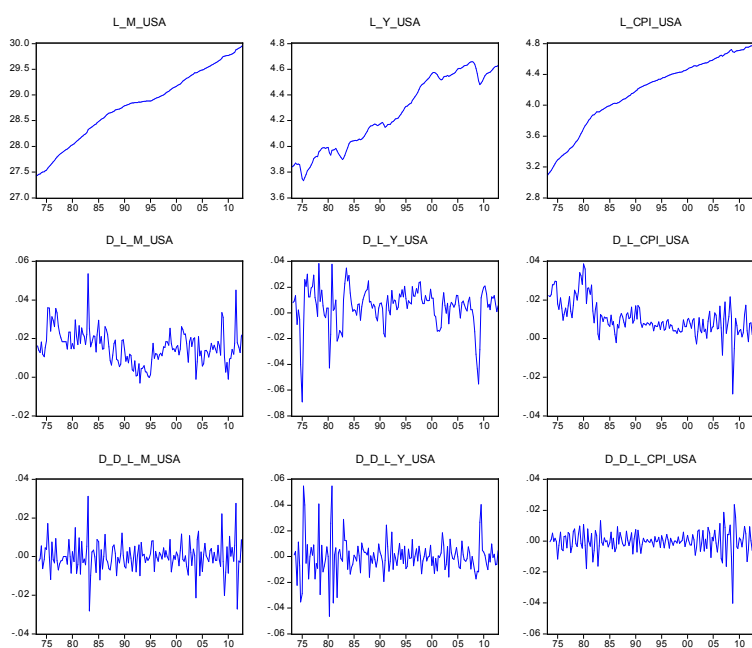
B.1.1.11. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak első differenciái (1973Q1-2011Q4)



B.1.1.12. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak második differenciái (1973Q1-2011Q4)

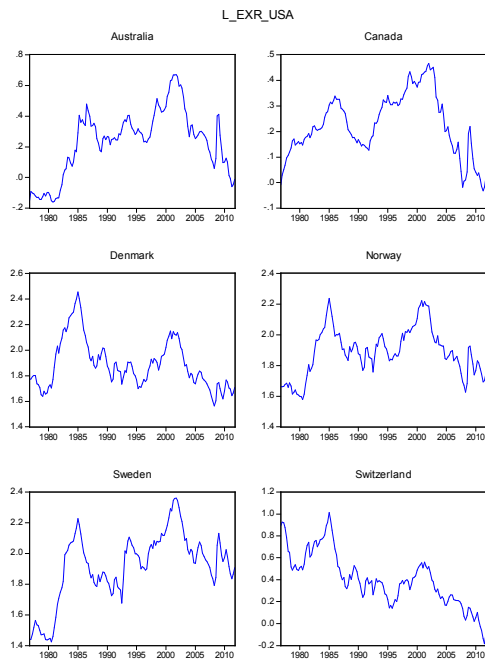


B.1.1.13. ábra: Az USA változói (a pénzkínálat, a reáljövedelem és az árszínvonal logaritmusai, illetve azok első és második differenciái) (1973Q1-2011Q4)

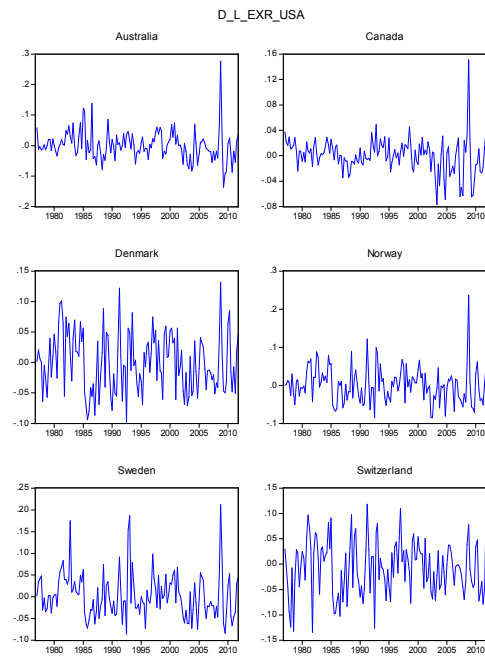


B.1.2 Az OECD-országokból álló panel (1976Q4–2011Q4) idősorainak ábrái

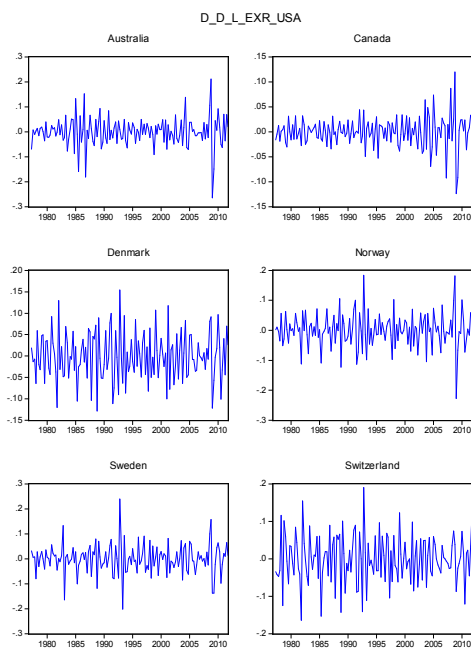
B.1.2.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusai (1976Q4-2011Q4)



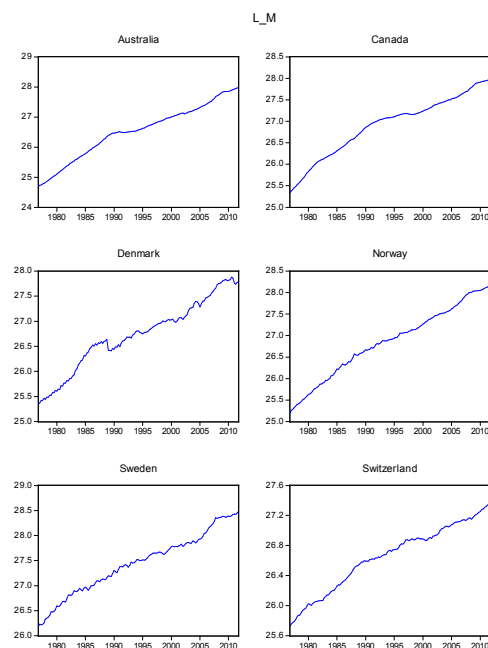
B.1.2.2. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak első differenciái (1976Q4-2011Q4)



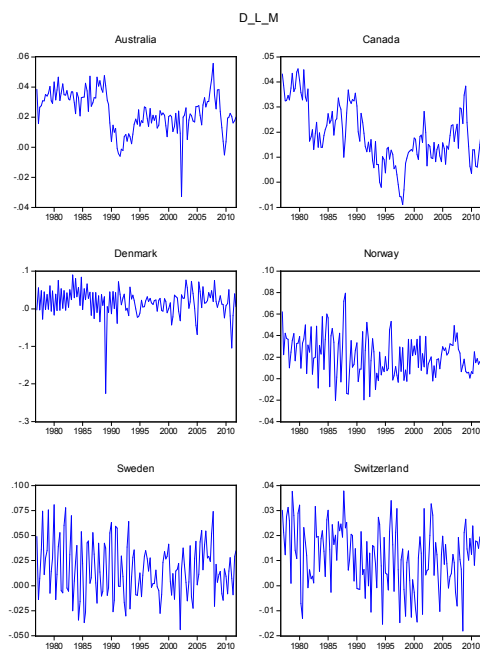
B.1.2.3. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak második differenciái (1976Q4-2011Q4)



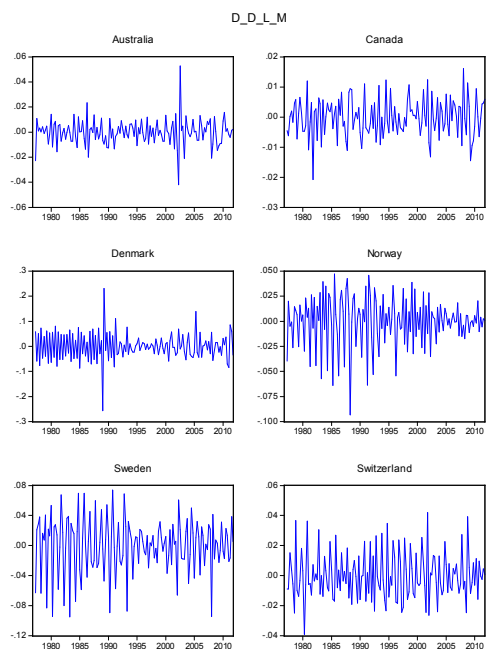
B.1.2.4. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusai (1976Q4-2011Q4)



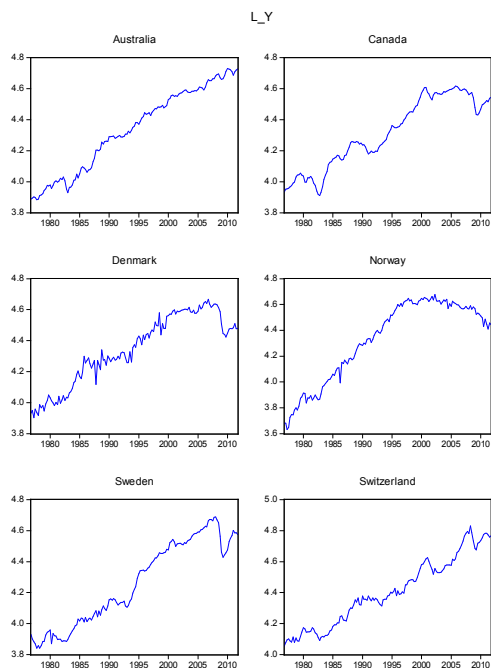
B.1.2.5. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak első differenciái (1976Q4-2011Q4)



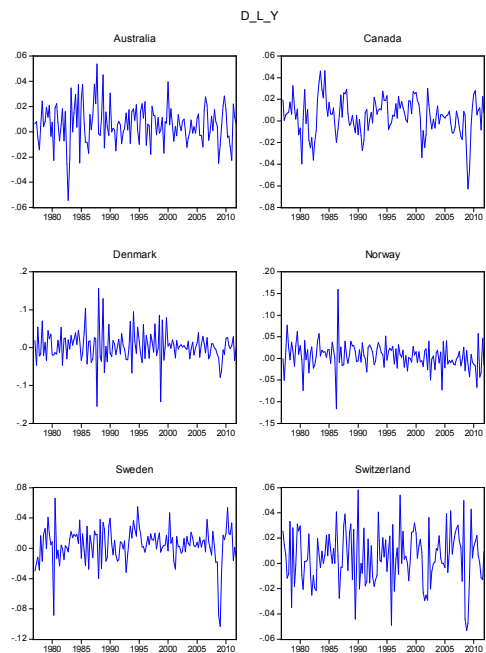
B.1.2.6. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak második differenciái (1976Q4-2011Q4)



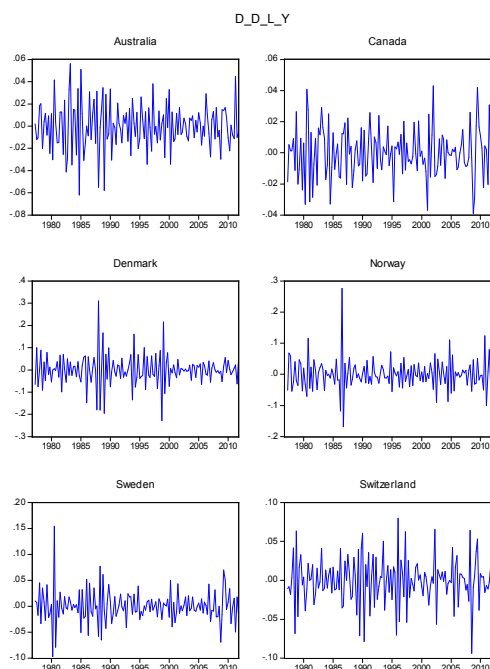
B.1.2.7. ábra: A reáljövedelmek logaritmusai (1976Q4-2011Q4)



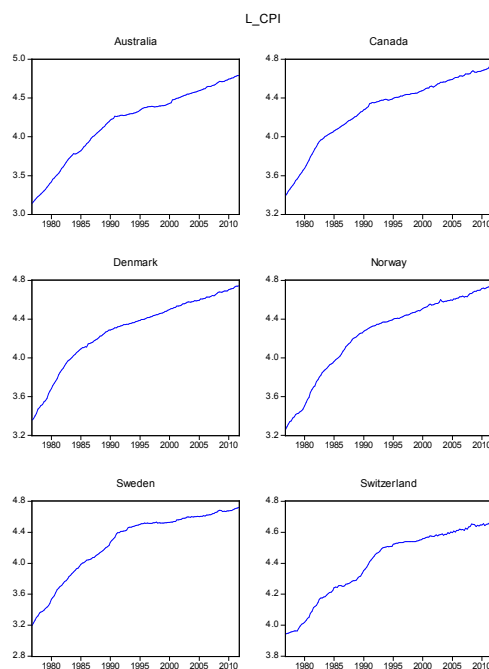
B.1.2.8. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak első differenciái (1976Q4-2011Q4)



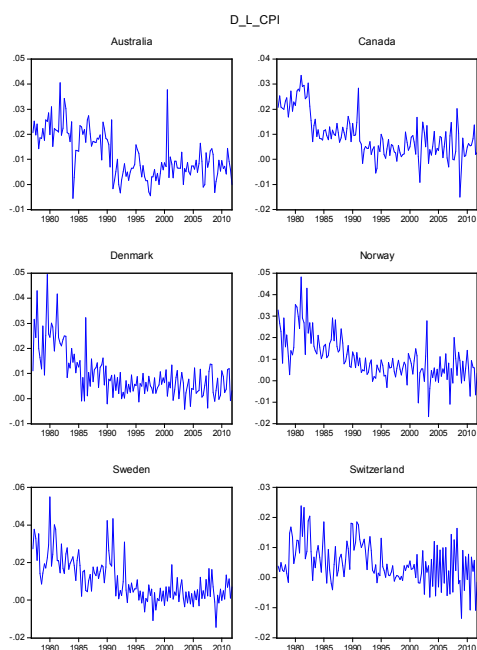
B.1.2.9. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak második differenciái (1976Q4-2011Q4)



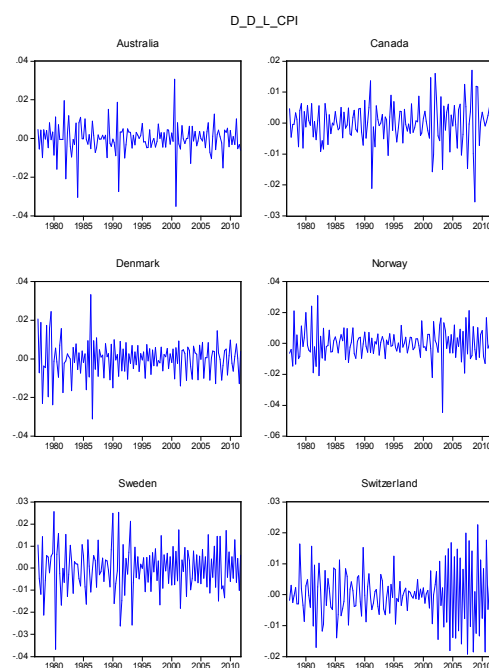
B.1.2.10. ábra: Az árszínvonalak logaritmusai (1976Q4-2011Q4)



B.1.2.11. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak első differenciái (1976Q4-2011Q4)

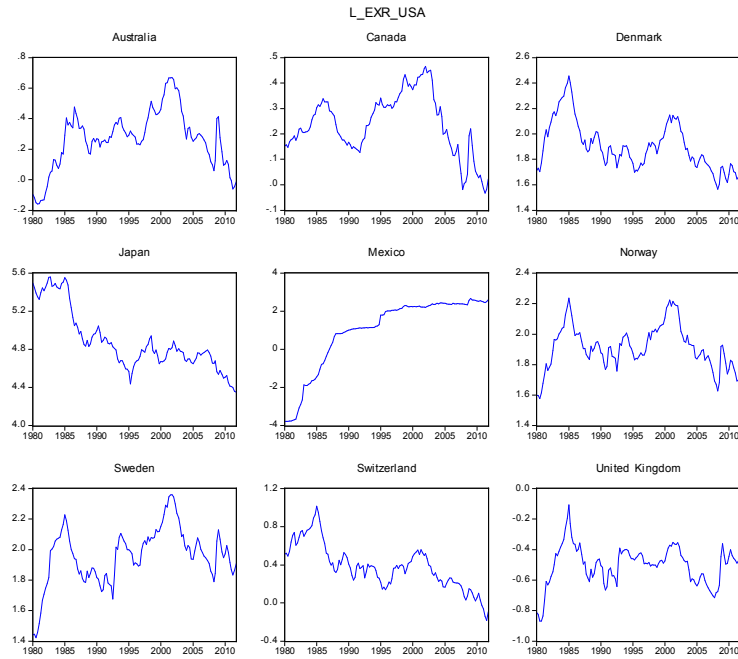


B.1.2.12. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak második differenciái (1976Q4-2011Q4)

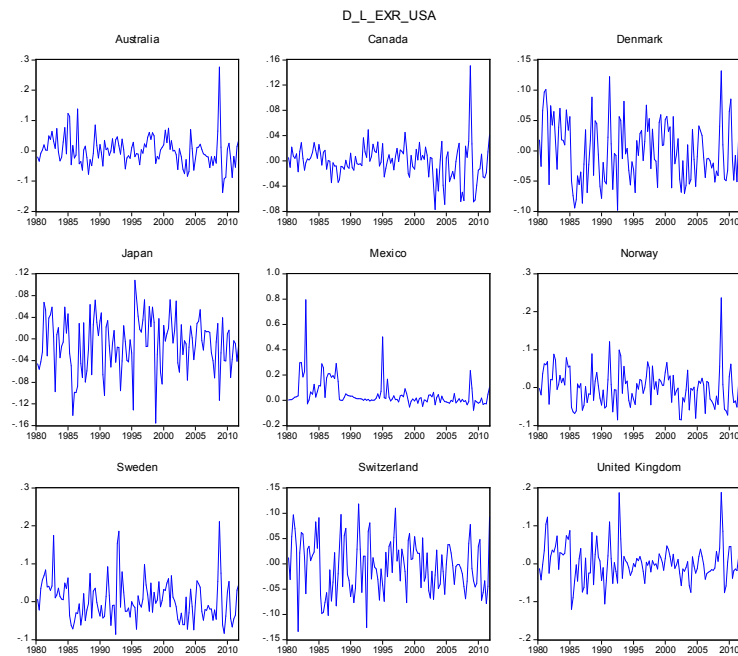


B.1.3 Az OECD-országokból álló panel (1980Q1–2011Q4) idősorainak ábrái

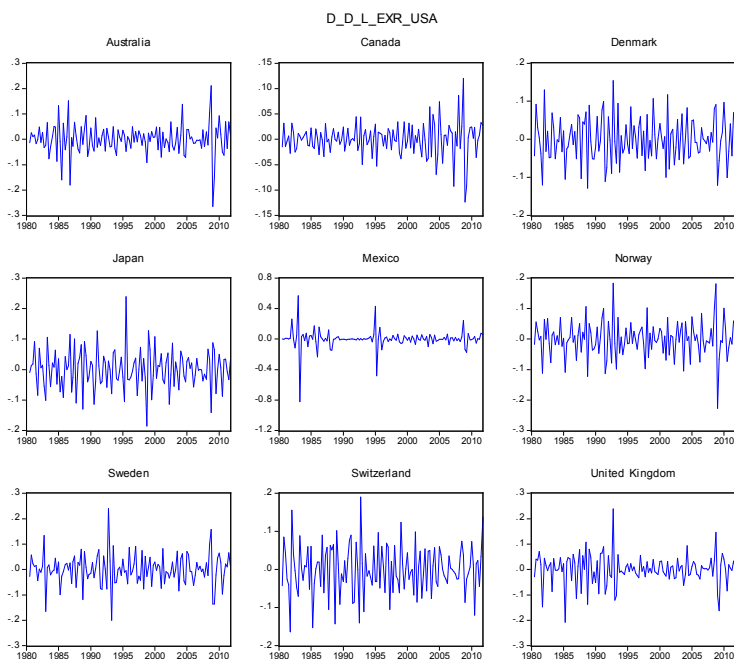
B.1.3.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusai (1980Q1-2011Q4)



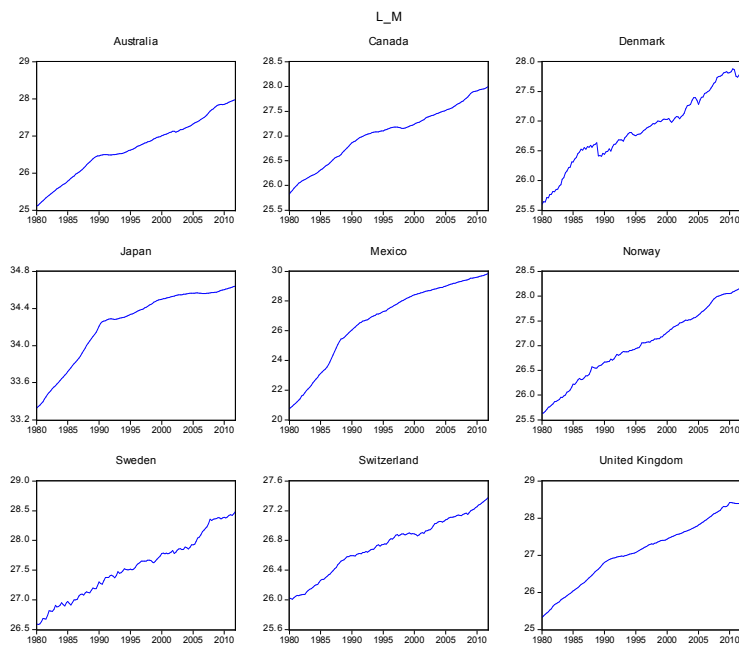
B.1.3.2. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak első differenciái (1980Q1-2011Q4)



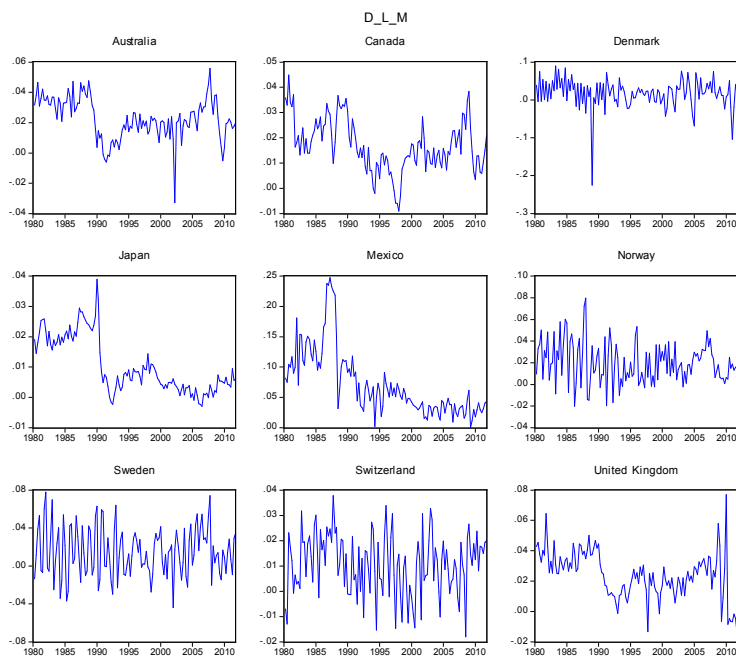
B.1.3.3. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak második differenciái (1980Q1-2011Q4)



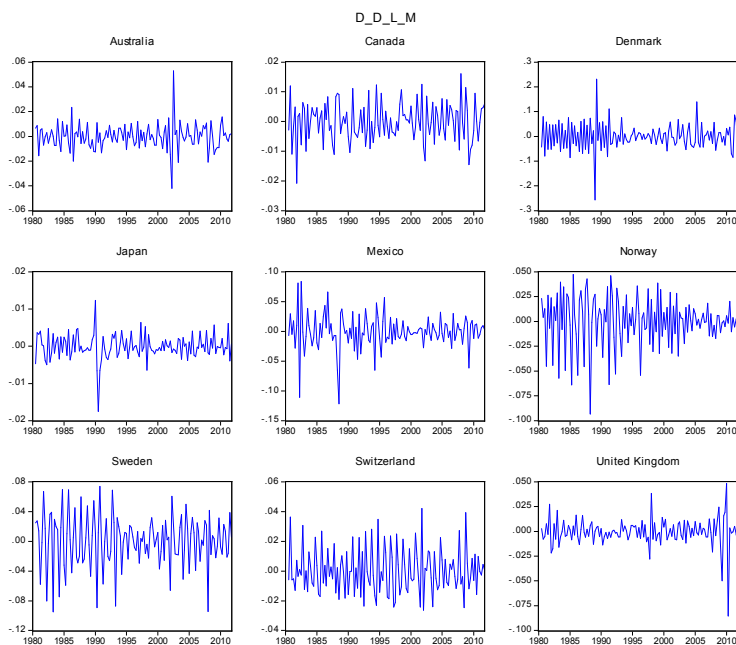
B.1.3.4. ábra: A nominális pénzkinálatok logaritmusai (1980Q1-2011Q4)



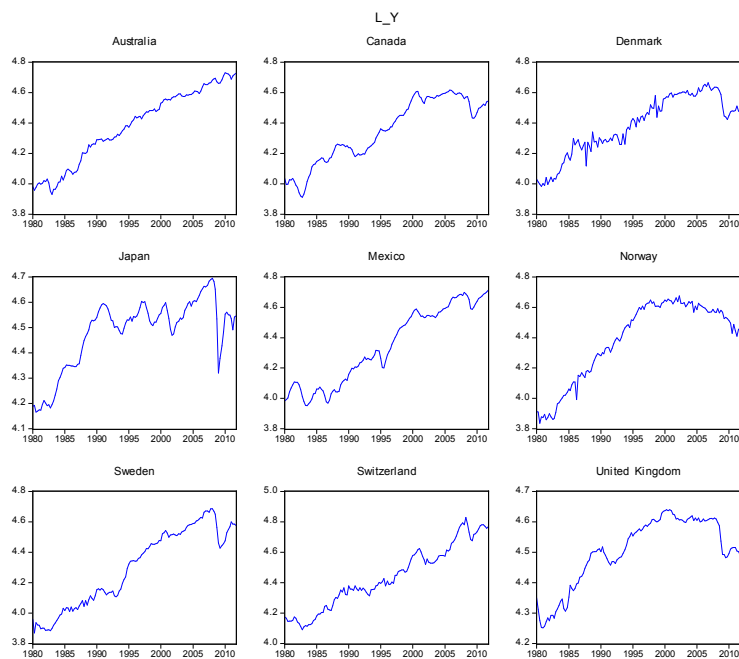
B.1.3.5. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak első differenciái (1980Q1-2011Q4)



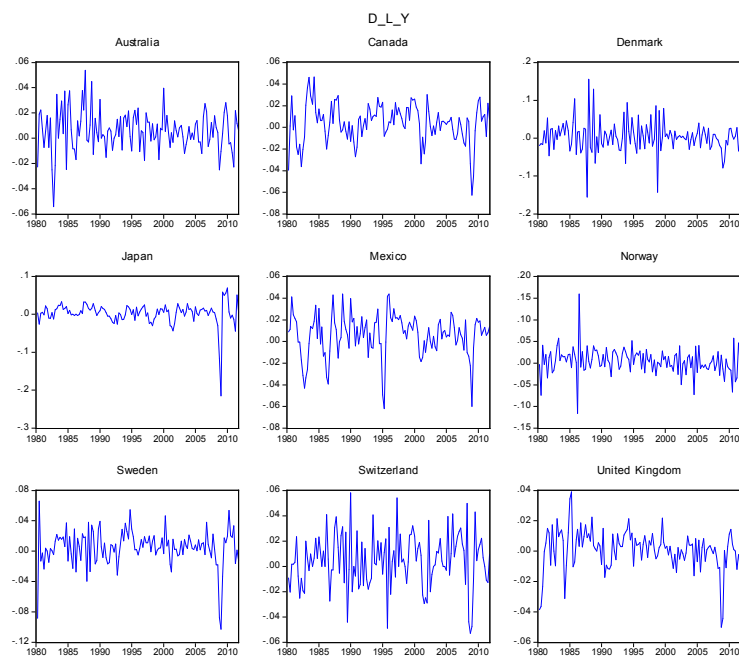
B.1.3.6. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak második differenciái (1980Q1-2011Q4)



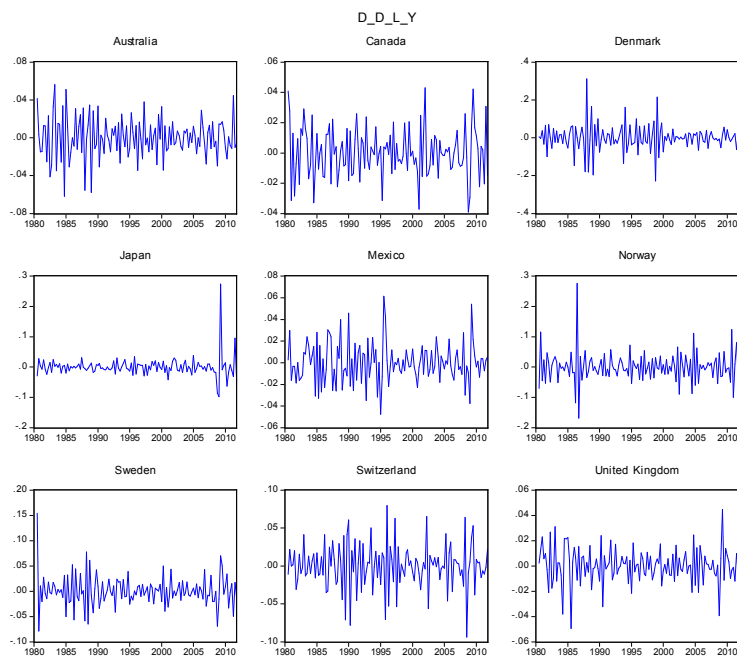
B.1.3.7. ábra: A reáljövedelmek logaritmusai (1980Q1-2011Q4)



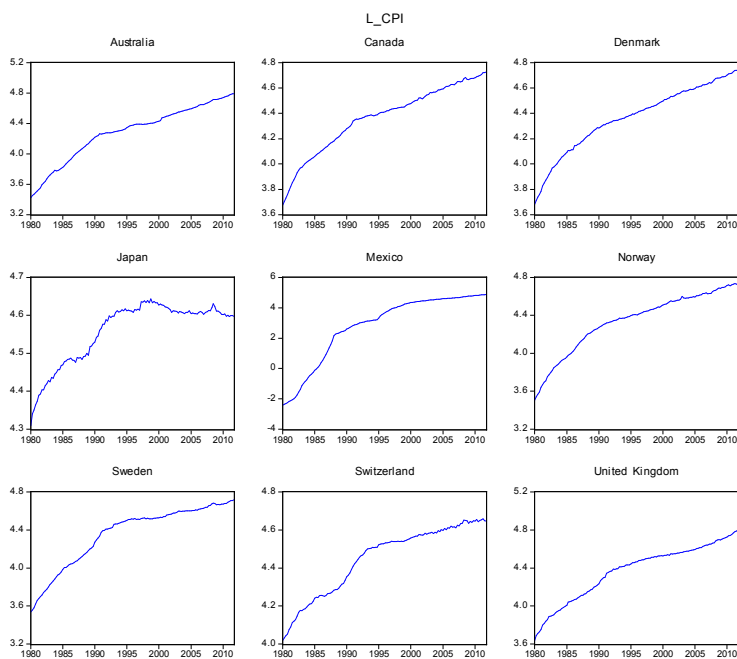
B.1.3.8. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak első differenciái (1980Q1-2011Q4)



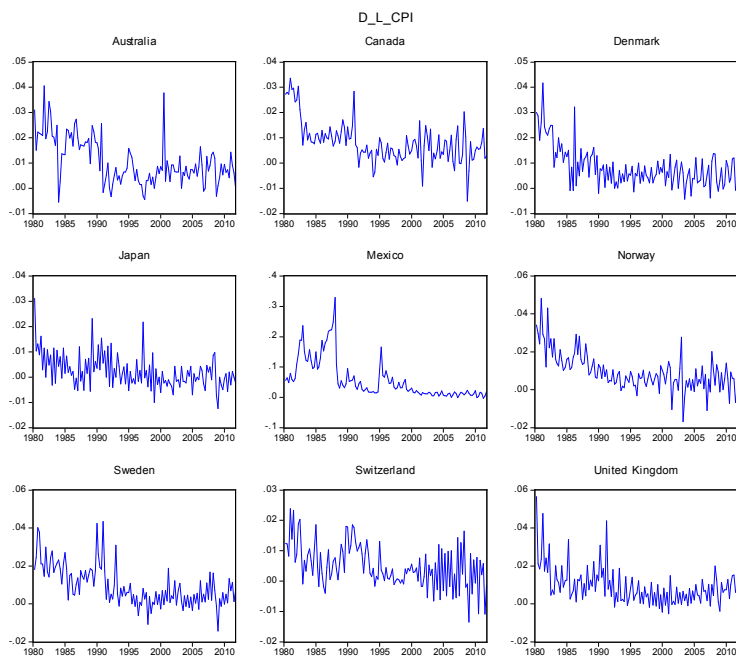
B.1.3.9. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak második differenciái (1980Q1-2011Q4)



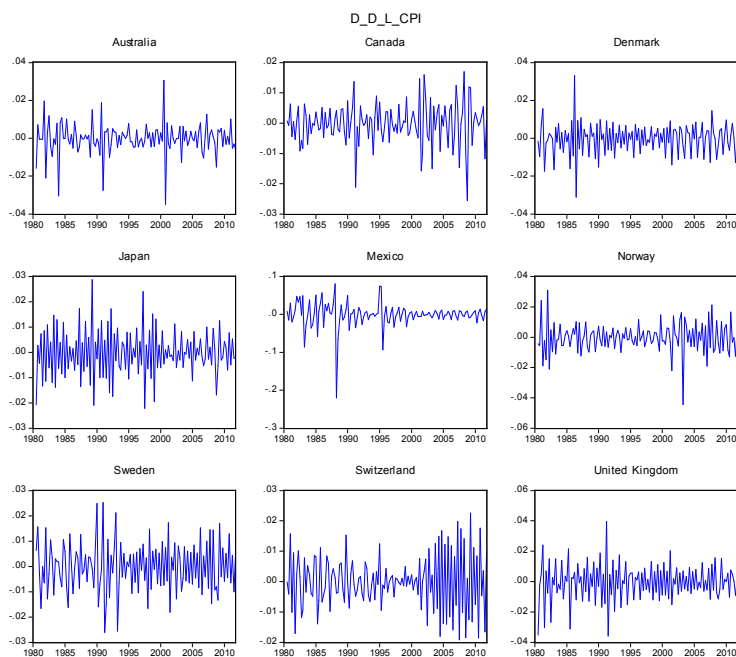
B.1.3.10. ábra: Az árszínvonalak logaritmusai (1980Q1-2011Q4)



B.1.3.11. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak első differenciái (1980Q1-2011Q4)

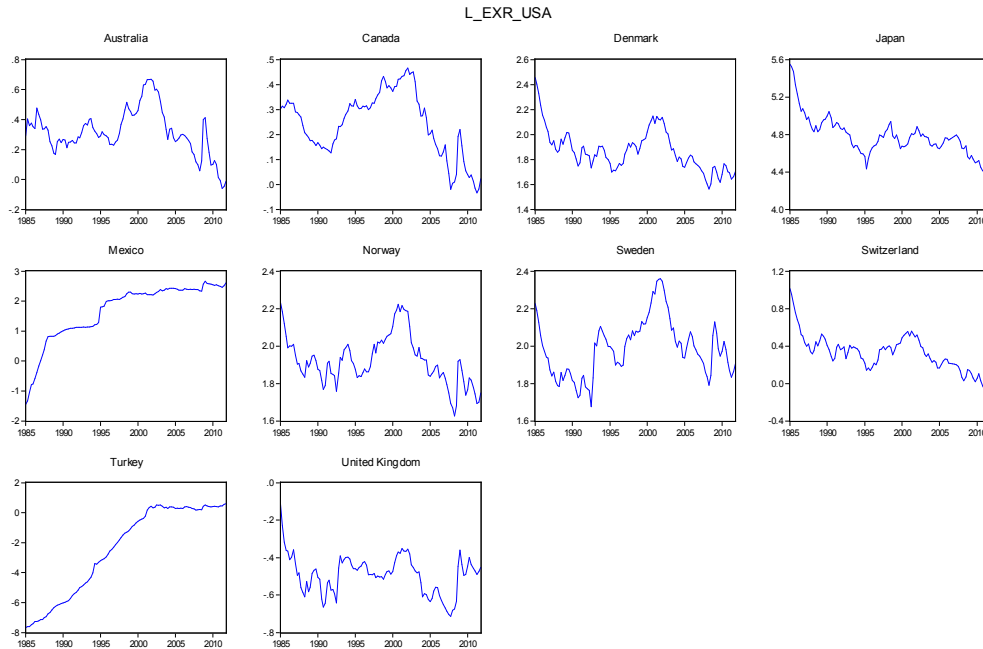


B.1.3.12. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak második differenciái (1980Q1-2011Q4)

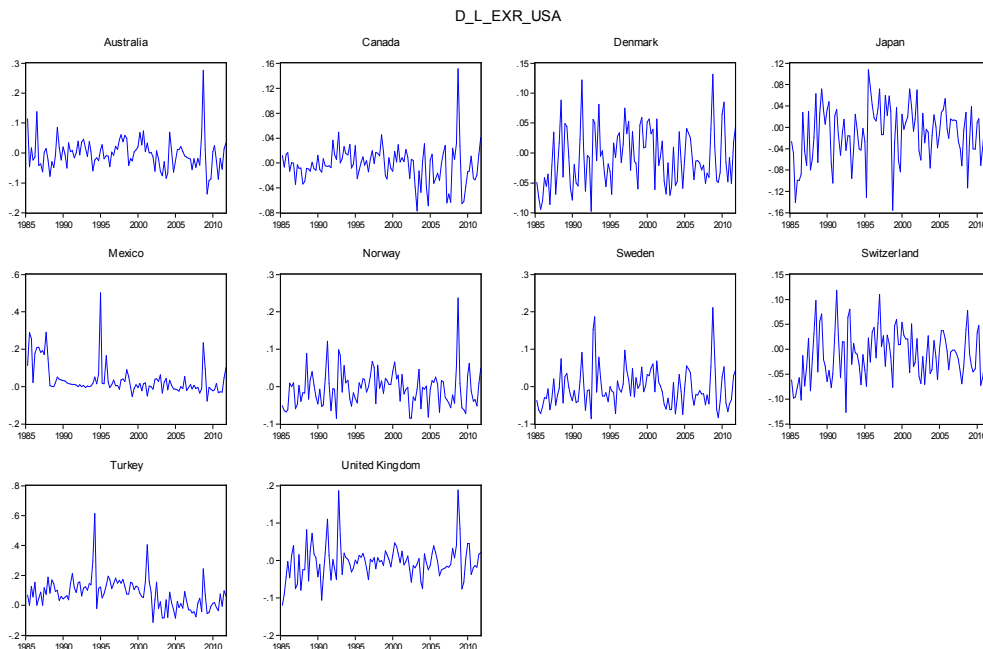


B.1.4 Az OECD-országokból álló panel (1985Q1–2011Q4) idősorainak ábrái

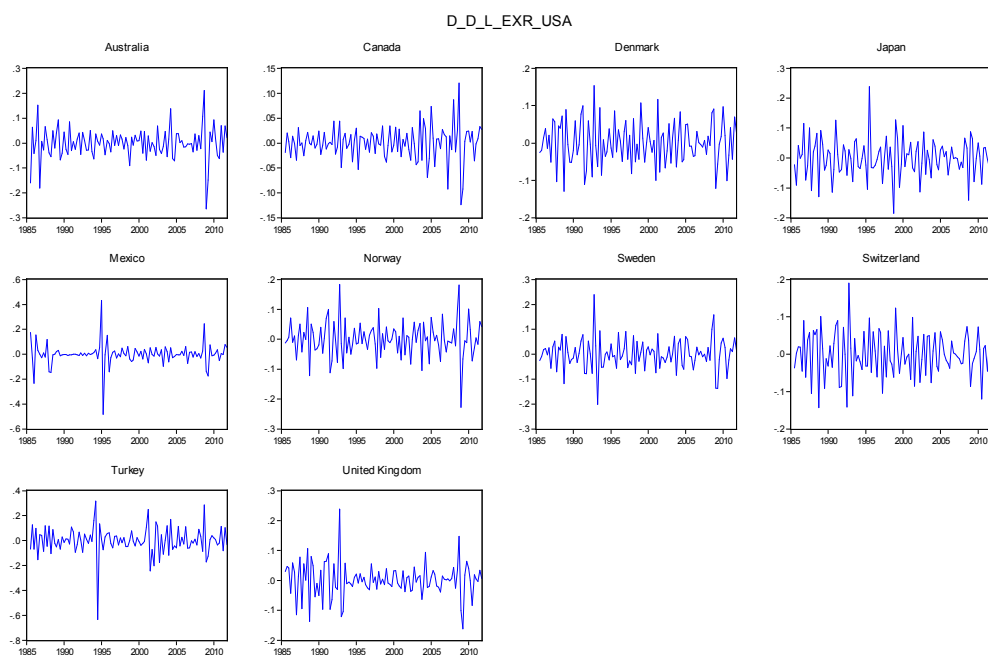
B.1.4.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusai (1985Q1-2011Q4)



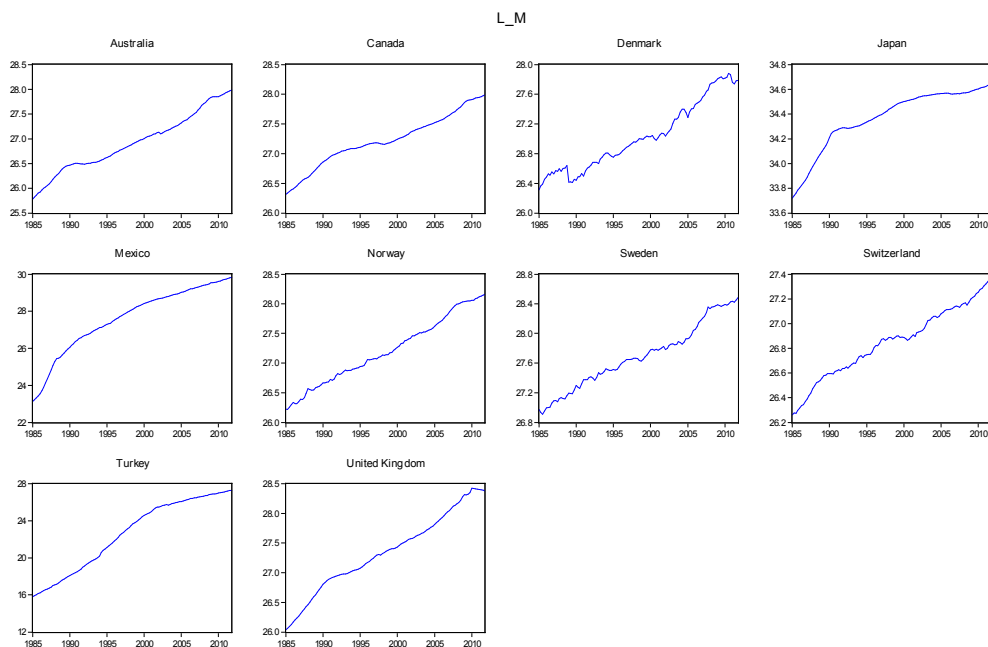
B.1.4.2. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak első differenciái (1985Q1-2011Q4)



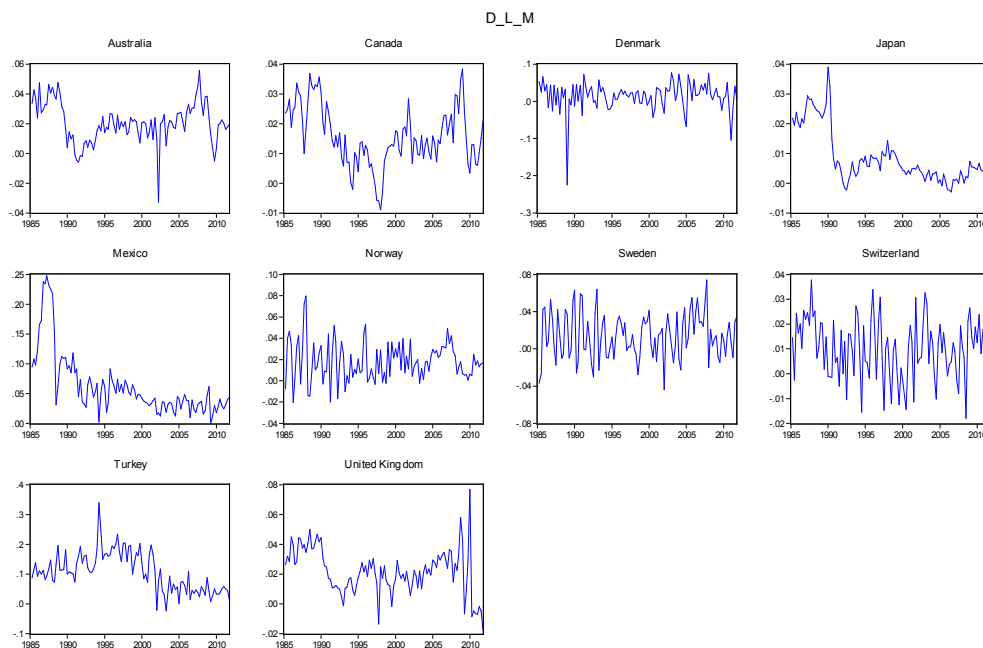
B.1.4.3. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak második differenciái (1985Q1-2011Q4)



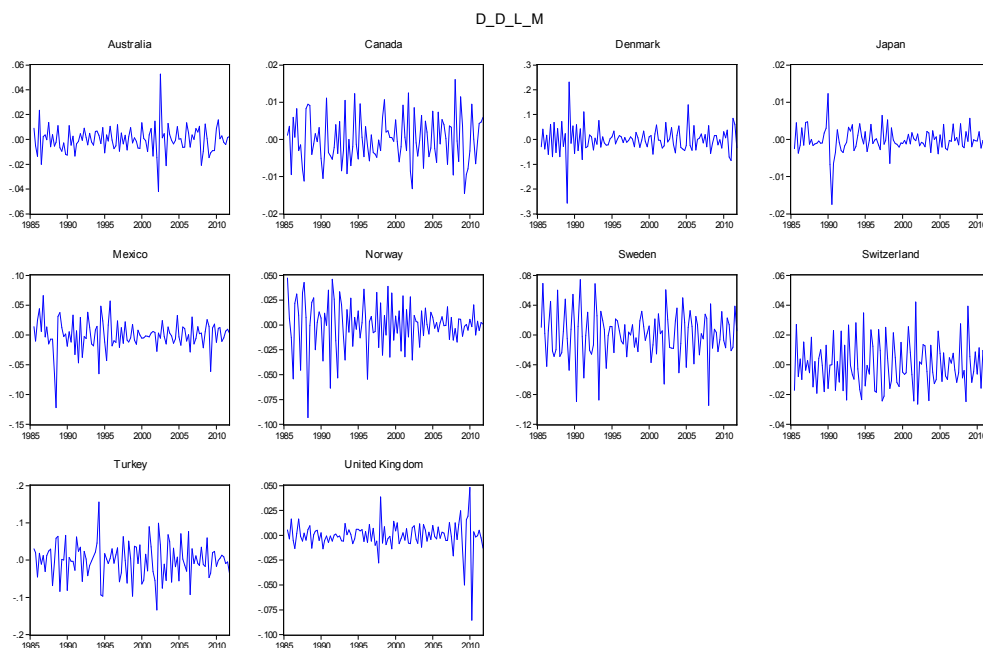
B.1.4.4. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusai (1985Q1-2011Q4)



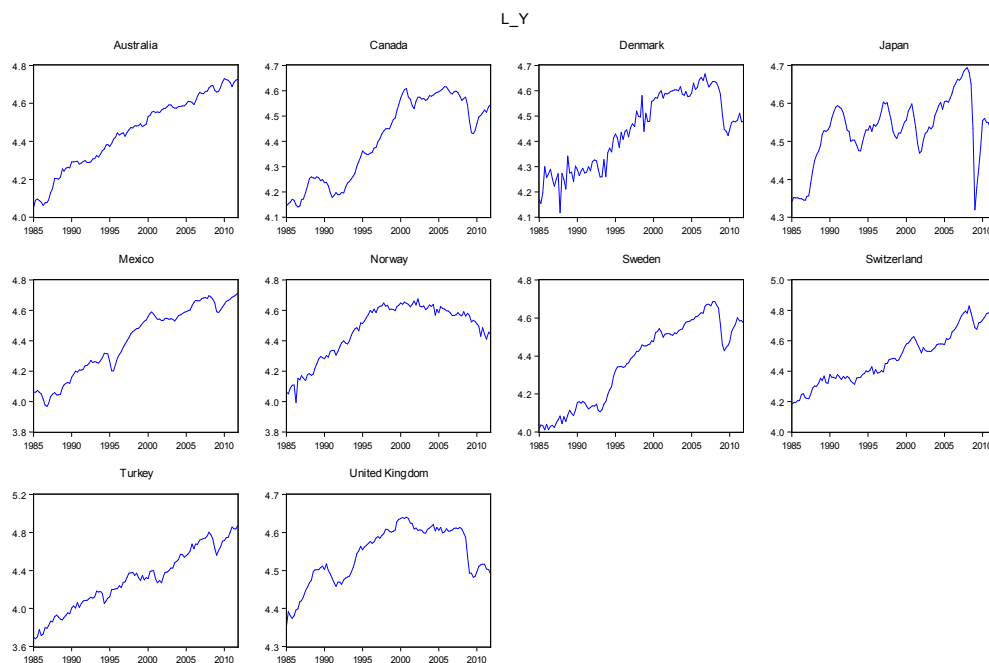
B.1.4.5. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak első differenciái (1985Q1-2011Q4)



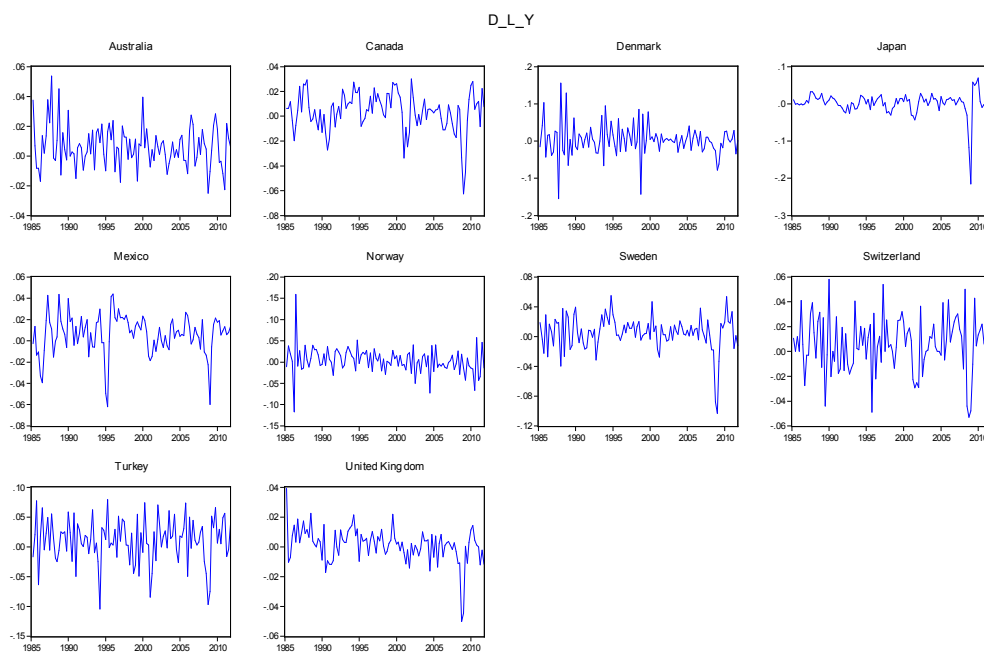
B.1.4.6. ábra: A nominális pénzkínálatok logaritmusainak második differenciái (1985Q1-2011Q4)



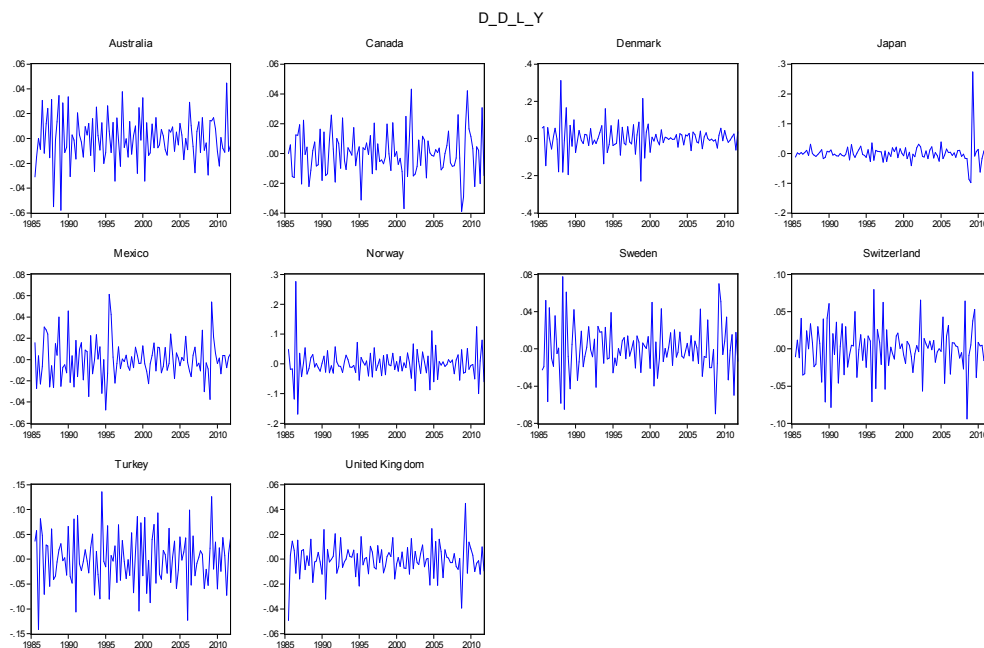
B.1.4.7. ábra: A reáljövedelmek logaritmusai (1985Q1-2011Q4)



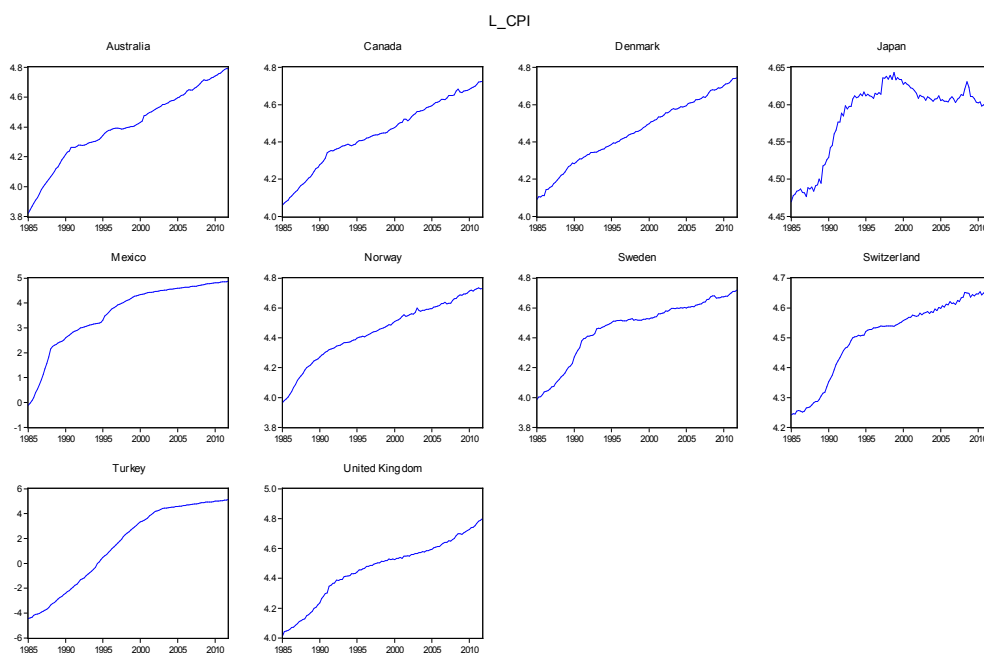
B.1.4.8. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak első differenciái (1985Q1-2011Q4)



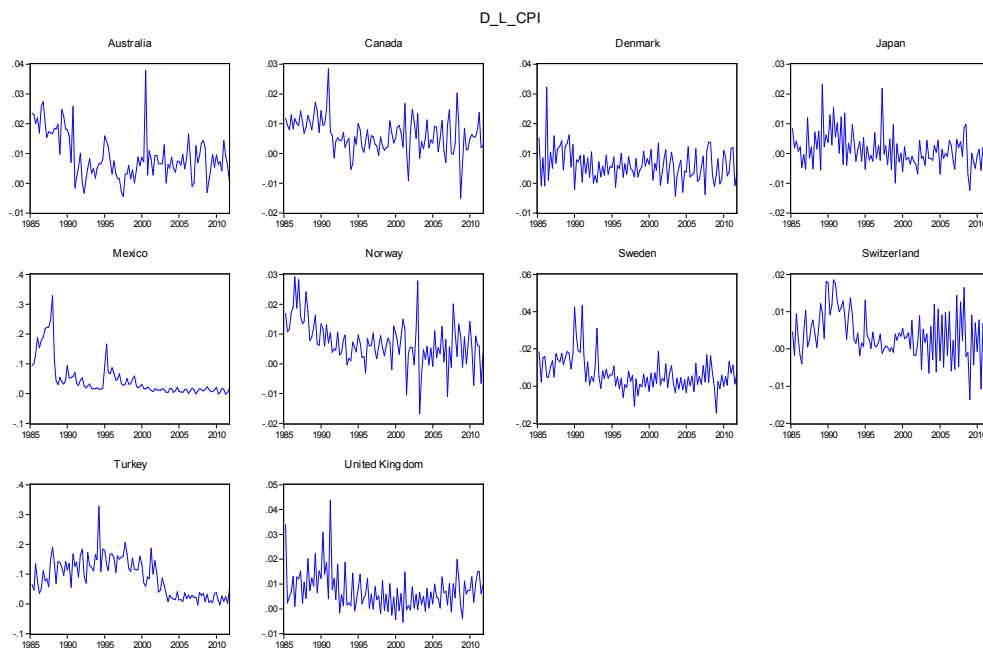
B.1.4.9. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak második differenciái (1985Q1-2011Q4)



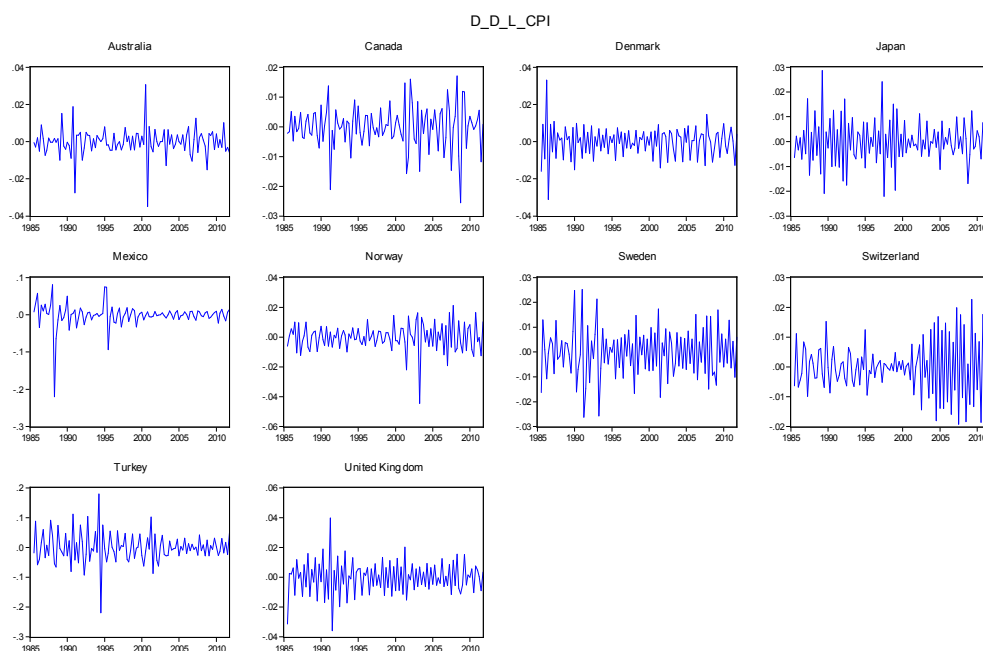
B.1.4.10. ábra: Az árszínvonalak logaritmusai (1985Q1-2011Q4)



B.1.4.11. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak első differenciái (1985Q1-2011Q4)

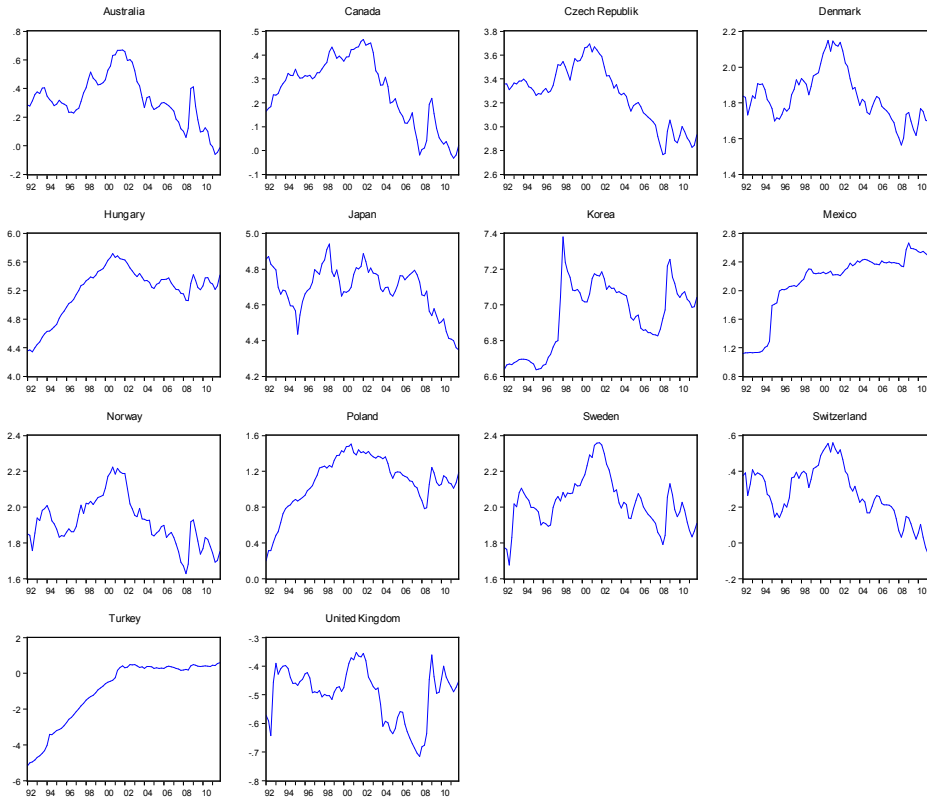


B.1.4.12. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak második differenciái (1985Q1-2011Q4)

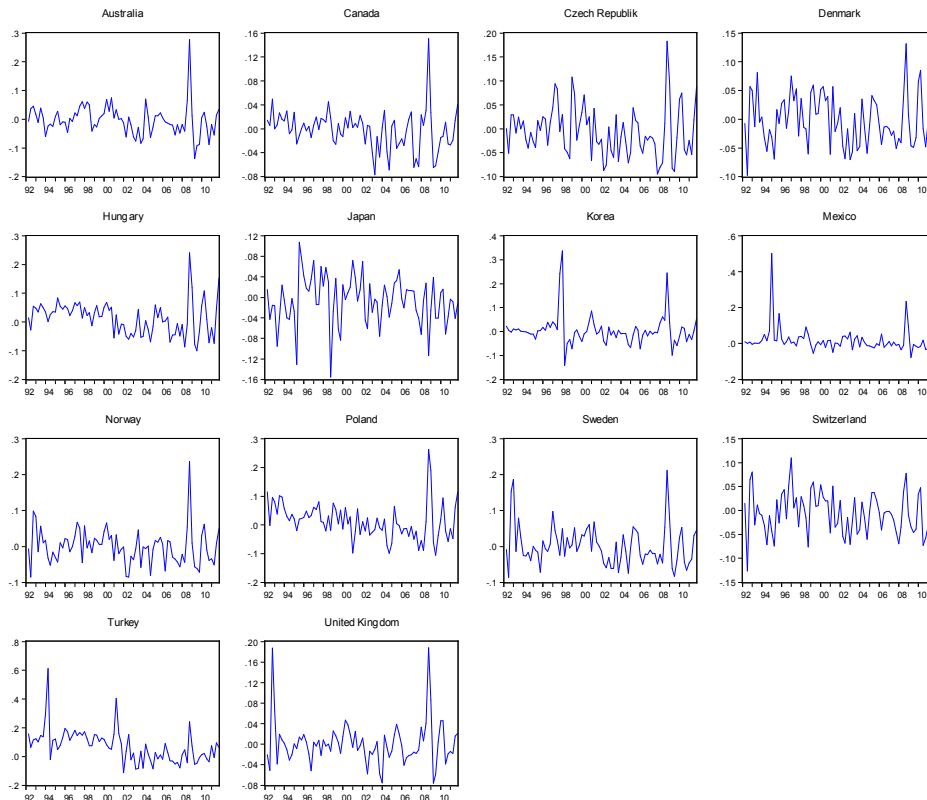


B.1.5 Az OECD-országokból álló panel (1992Q1–2011Q4) idősorainak ábrái

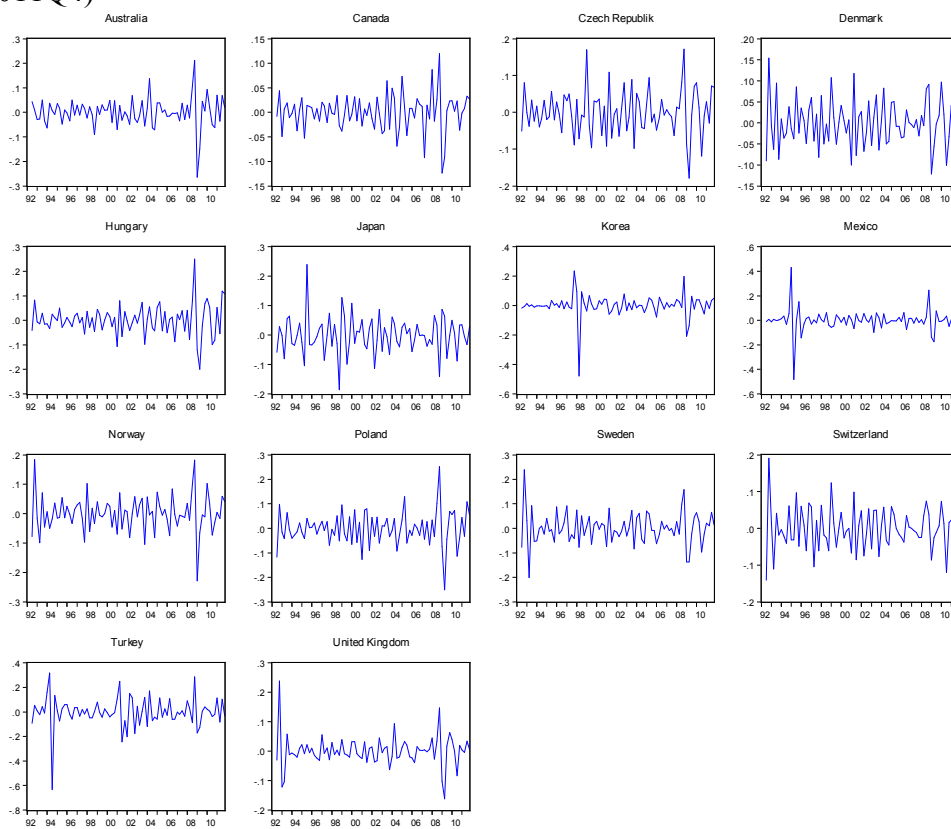
B.1.5.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusai (1992Q1-2011Q4)



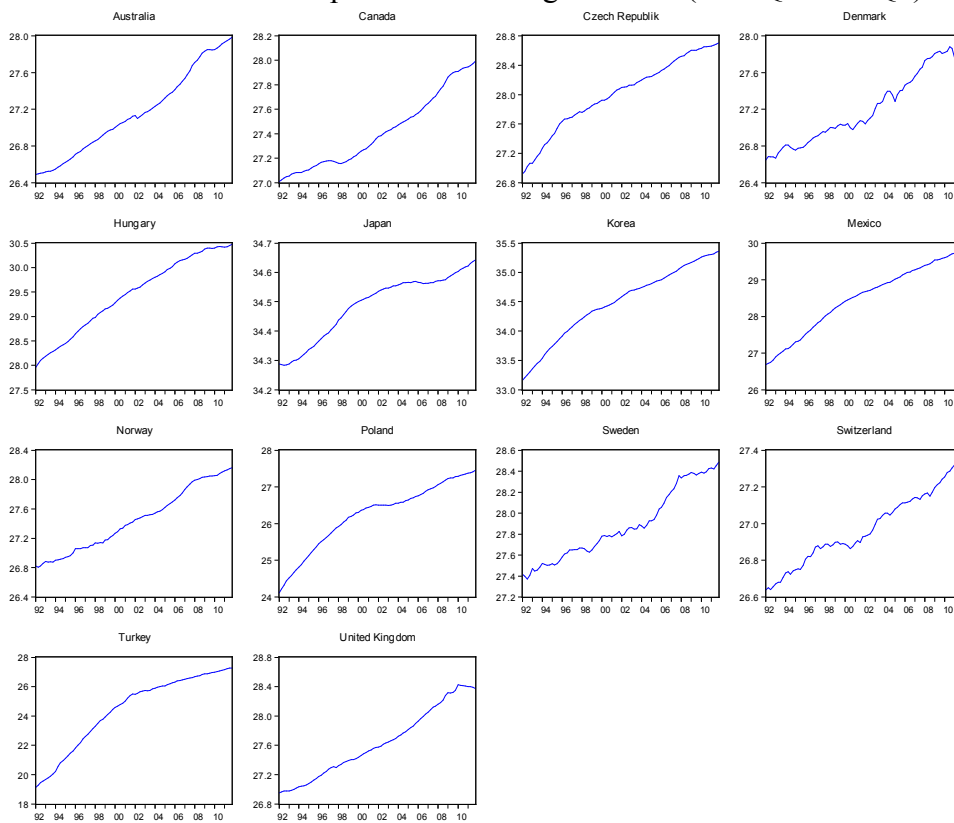
B.1.5.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak első differenciái (1992Q1-2011Q4)



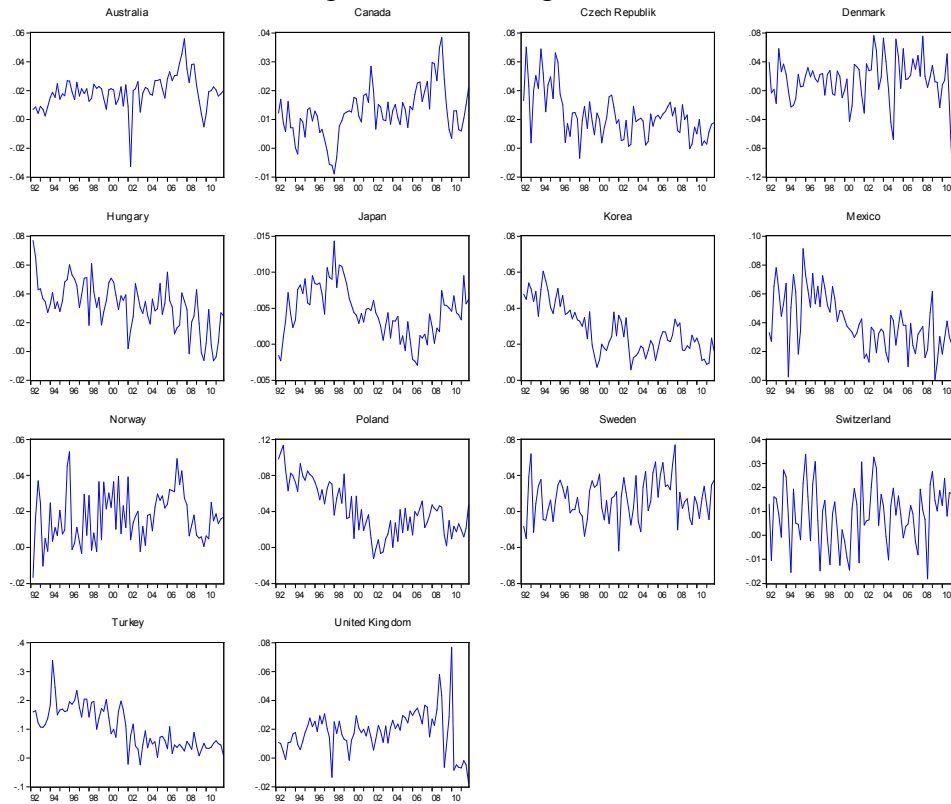
B.1.5.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak második differenciái (1992Q1-2011Q4)



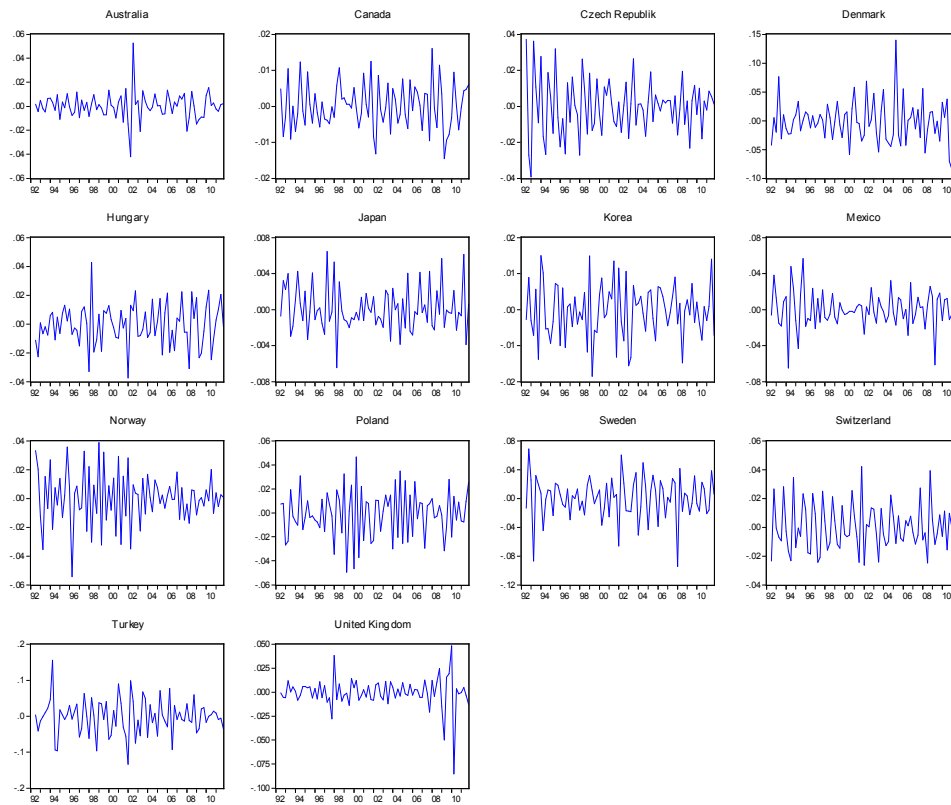
B.1.5.1. ábra: A nominális pénzkinálatok logaritmusai (1992Q1-2011Q4)



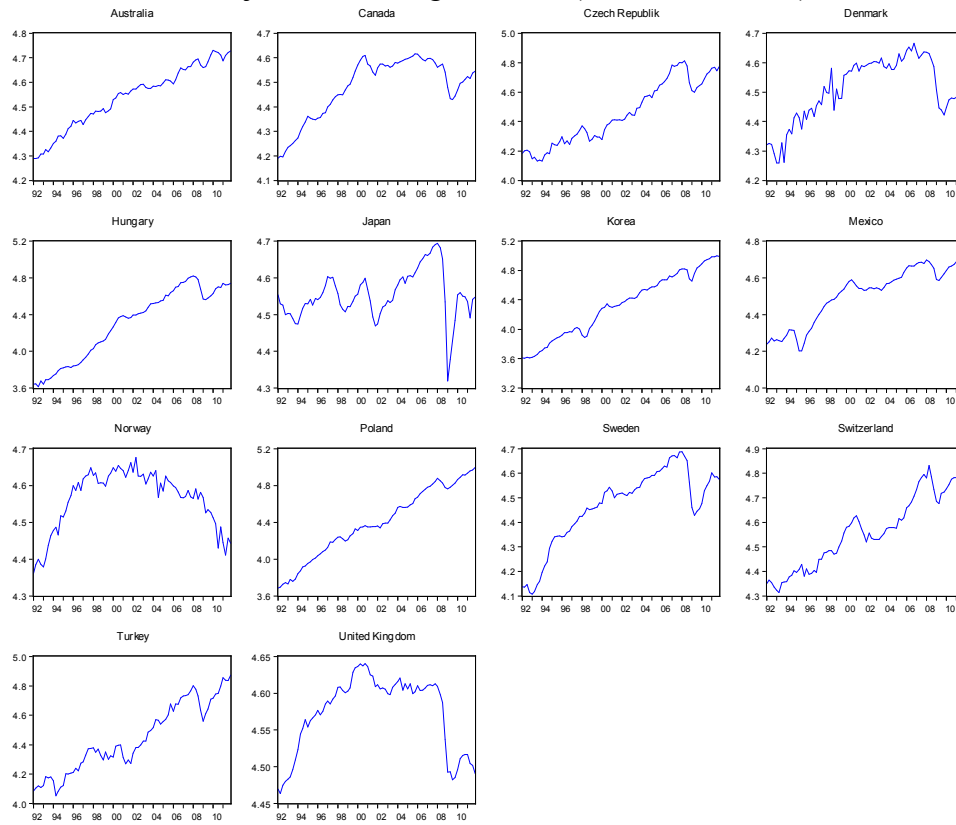
B.1.5.1. ábra: A nominális pénzkinálatok logaritmusainak első differenciái (1992Q1-2011Q4)



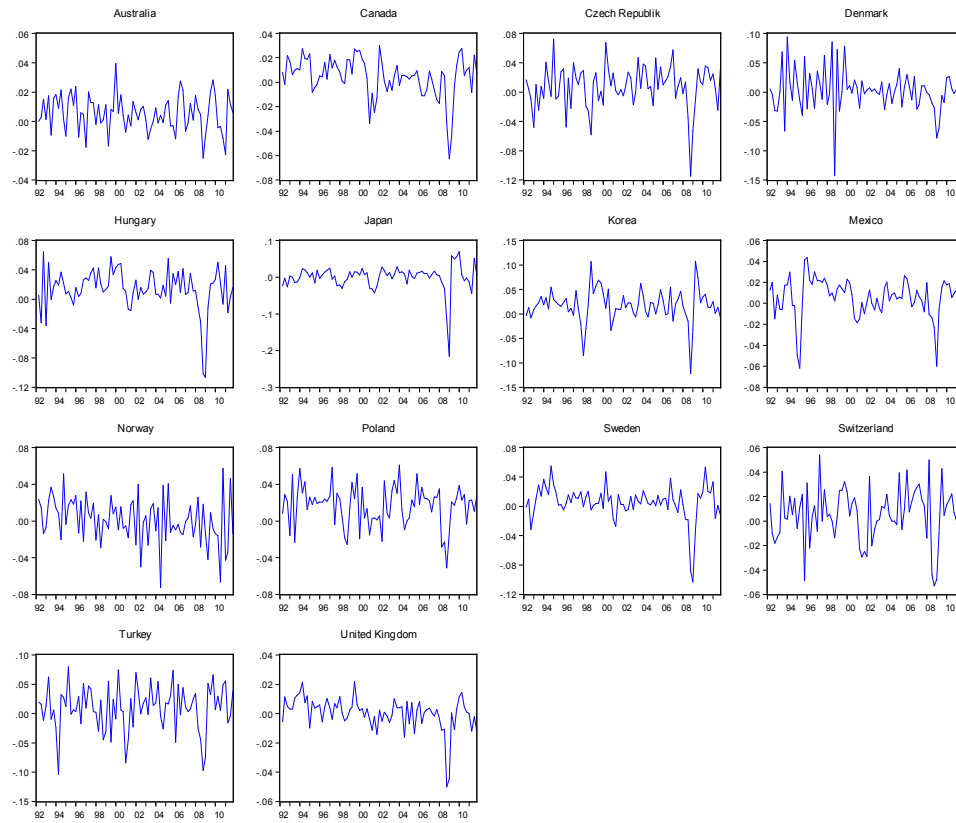
B.1.5.1. ábra: A nominális pénzkinálatok logaritmusainak második differenciái (1992Q1-2011Q4)



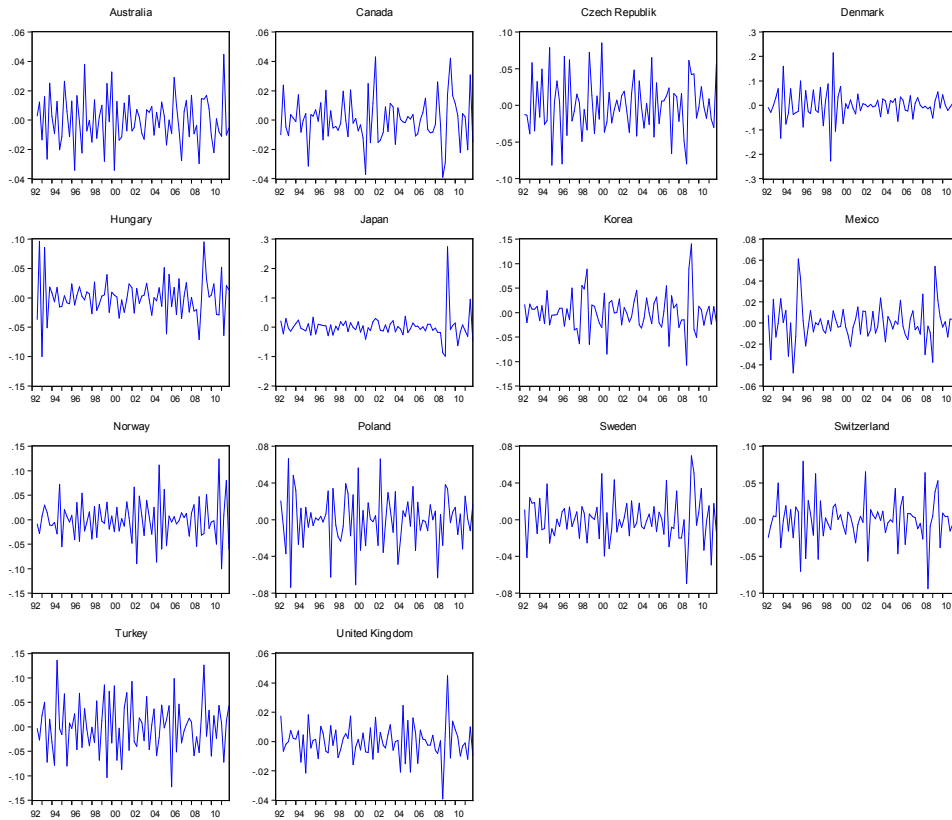
B.1.5.1. ábra: A reáljövedelmek logaritmusai (1992Q1-2011Q4)



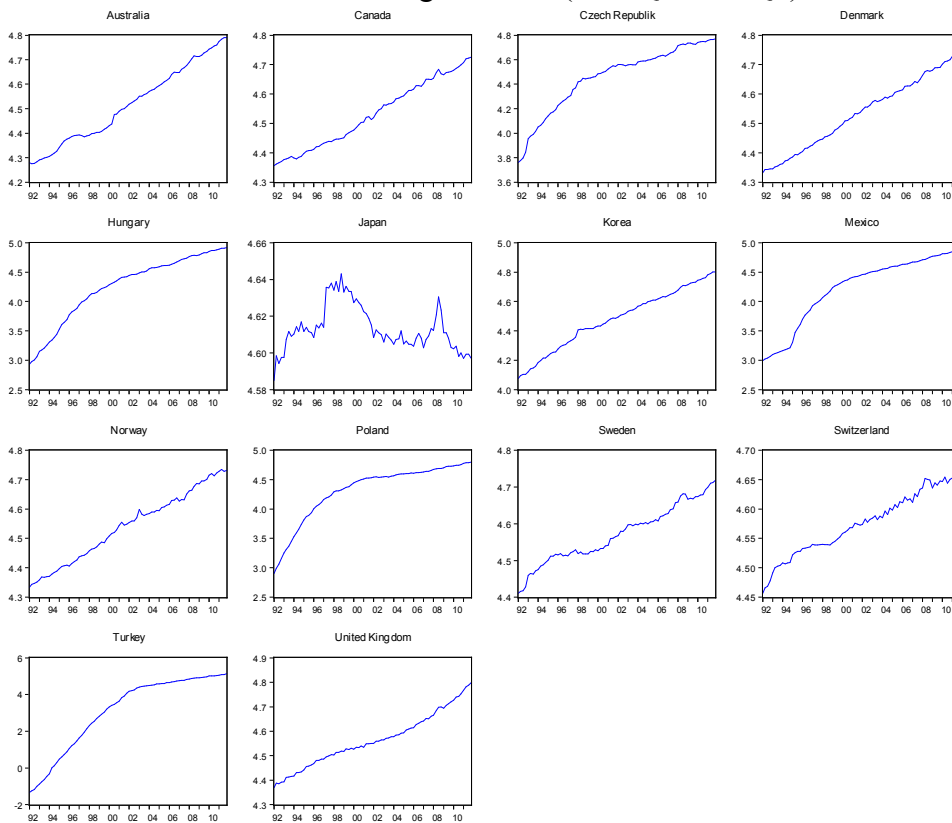
B.1.5.1. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak első differenciái (1992Q1-2011Q4)



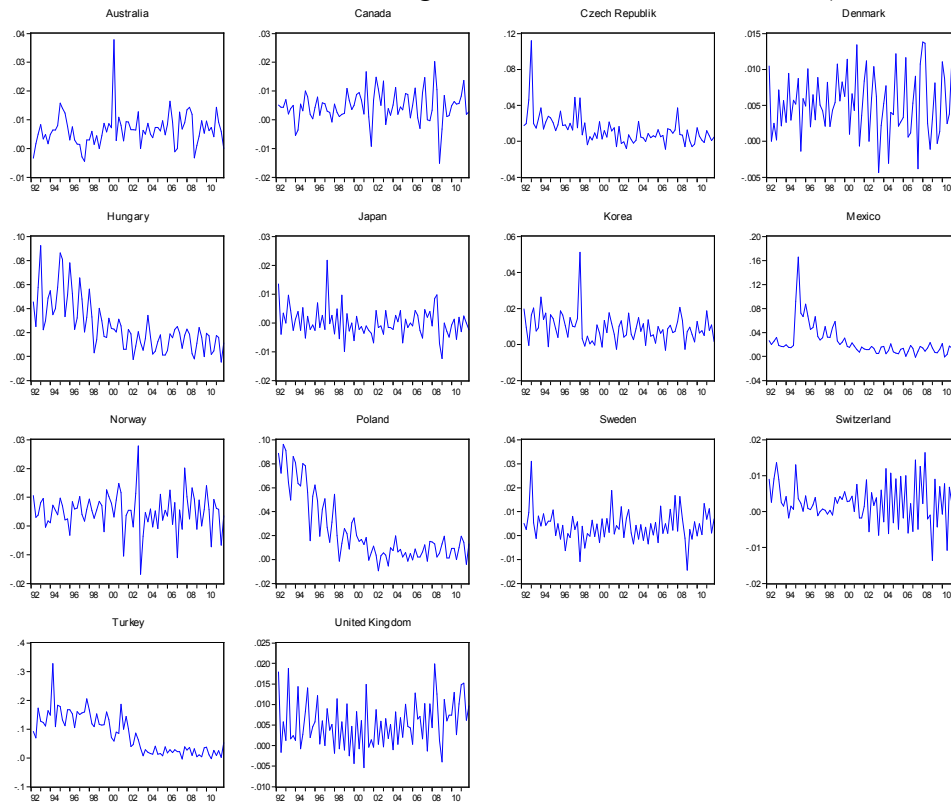
B.1.5.1. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak második differenciái (1992Q1-2011Q4)



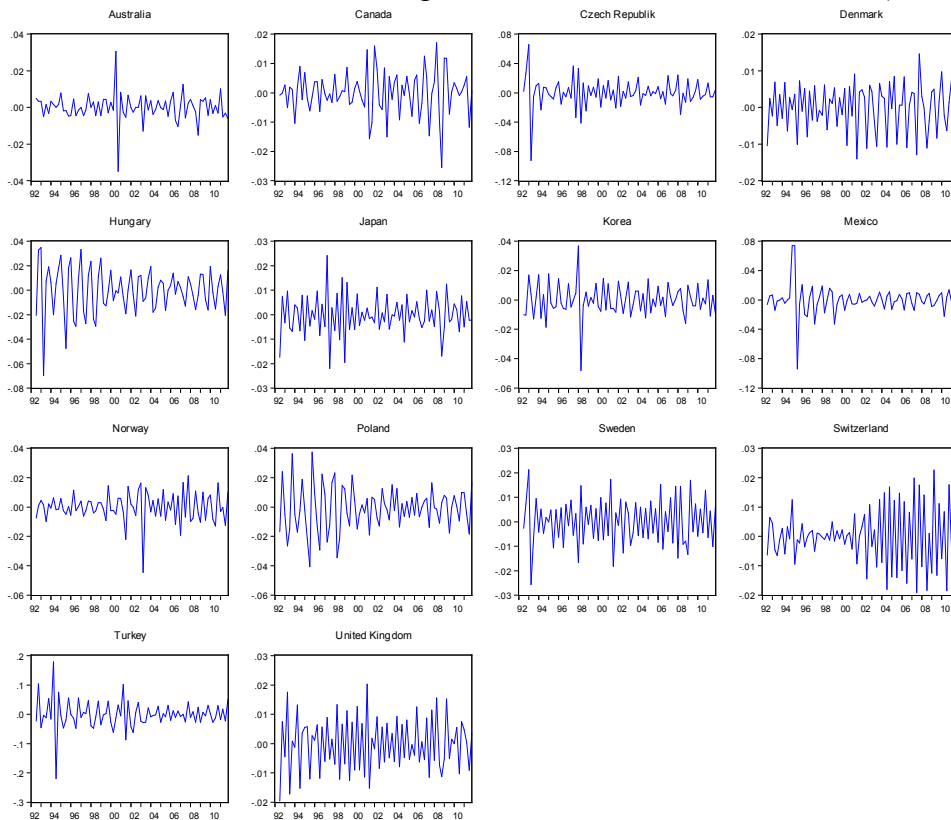
B.1.5.1. ábra: Az árszínvonalak logaritmusai (1992Q1-2011Q4)



B.1.5.1. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak első differenciái (1992Q1-2011Q4)

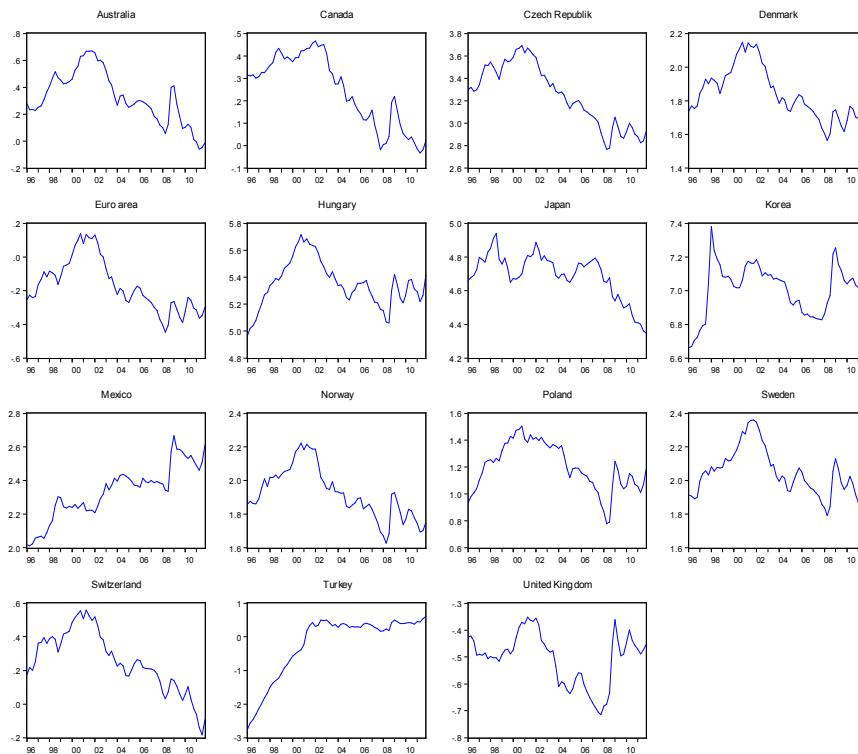


B.1.5.1. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak második differenciái (1992Q1-2011Q4)

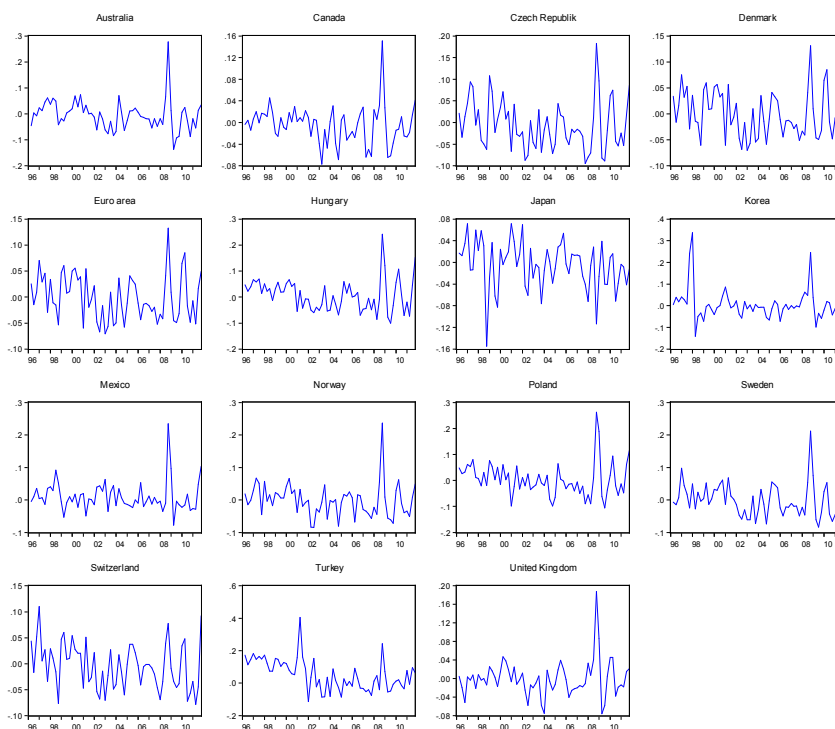


B.1.6 Az OECD-országokból álló panel (1996Q1–2011Q4) idősorainak ábrái

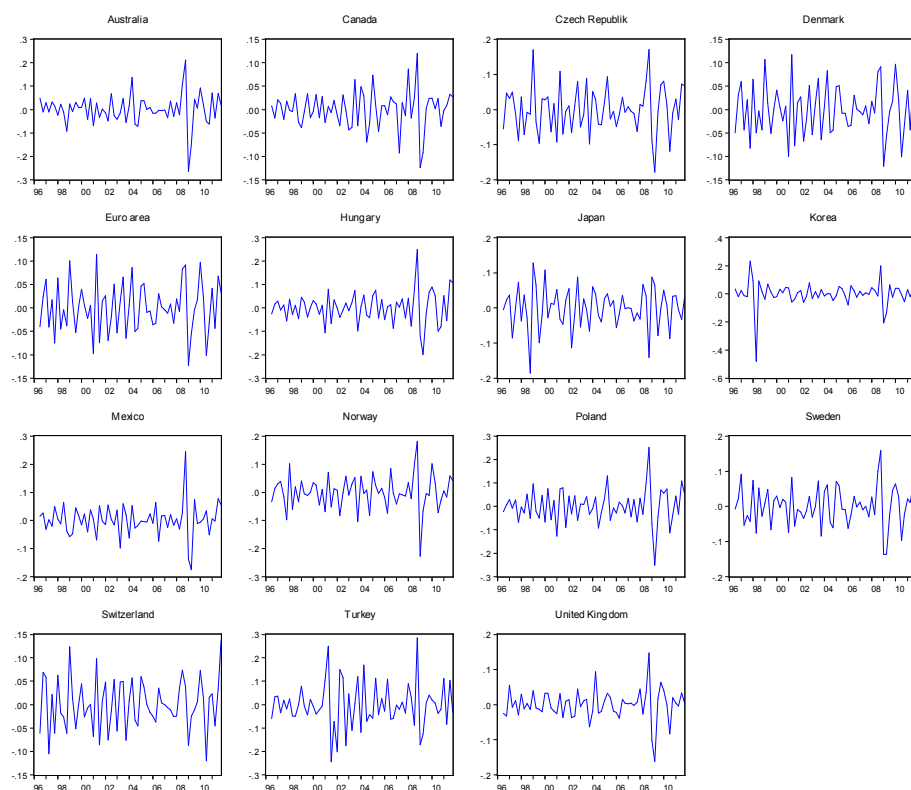
B.1.6.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusai (1996Q1-2011Q4)



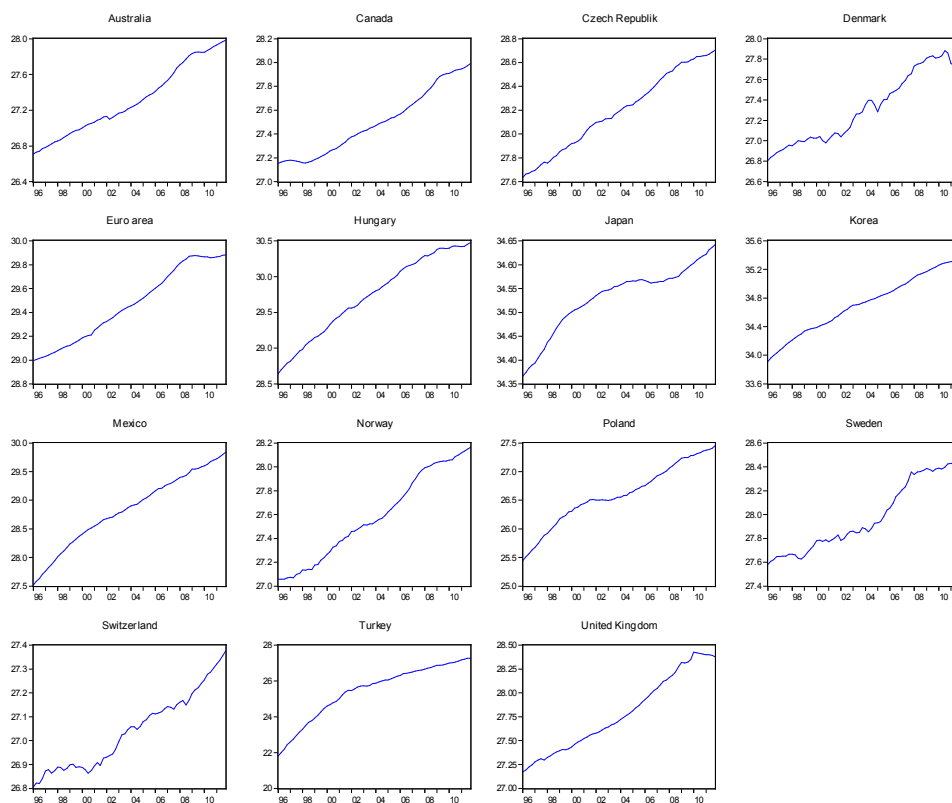
B.1.6.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak első differenciái (1996Q1-2011Q4)



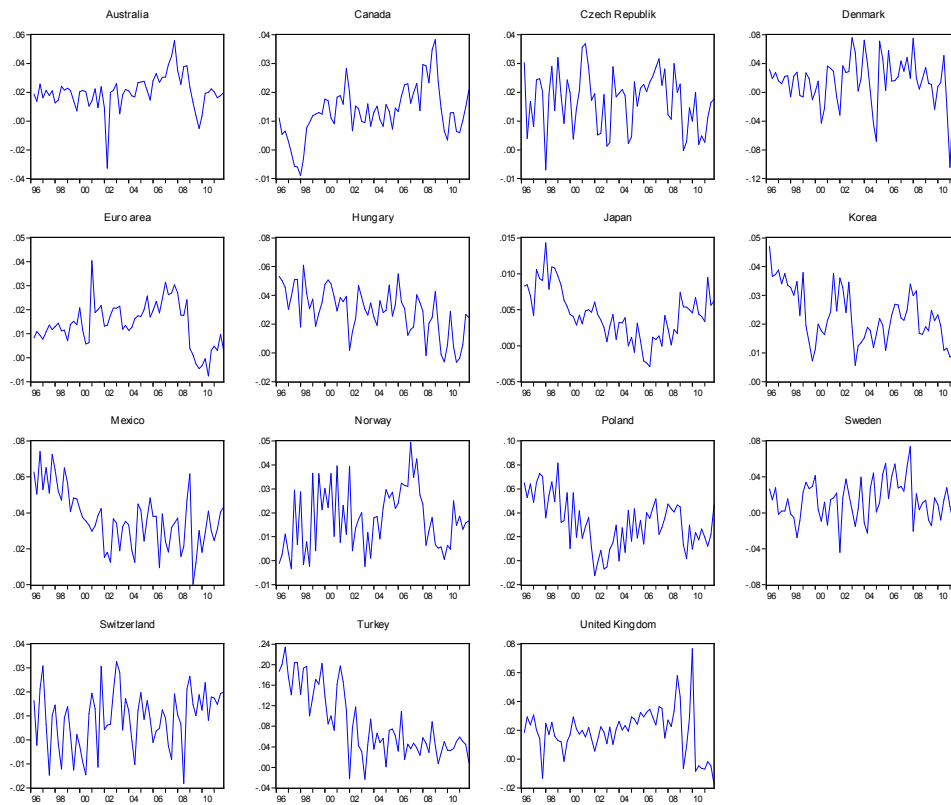
B.1.6.1. ábra: A nominális árfolyamok logaritmusainak második differenciái (1996Q1-2011Q4)



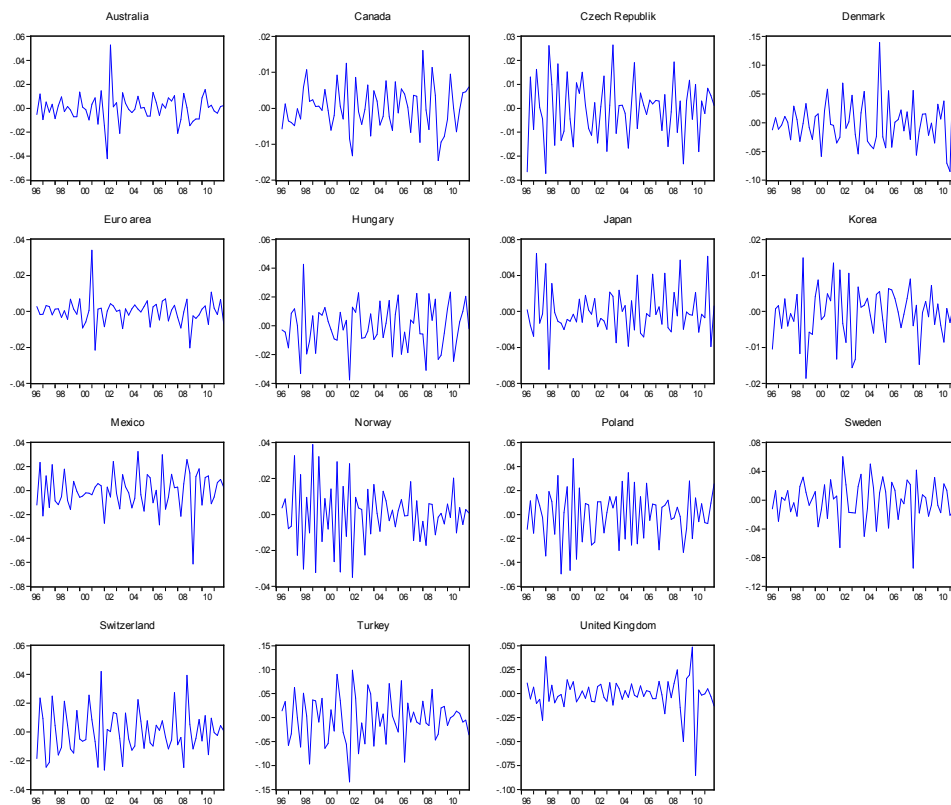
B.1.6.1. ábra: A nominális pénzkinálatok logaritmusai (1996Q1-2011Q4)



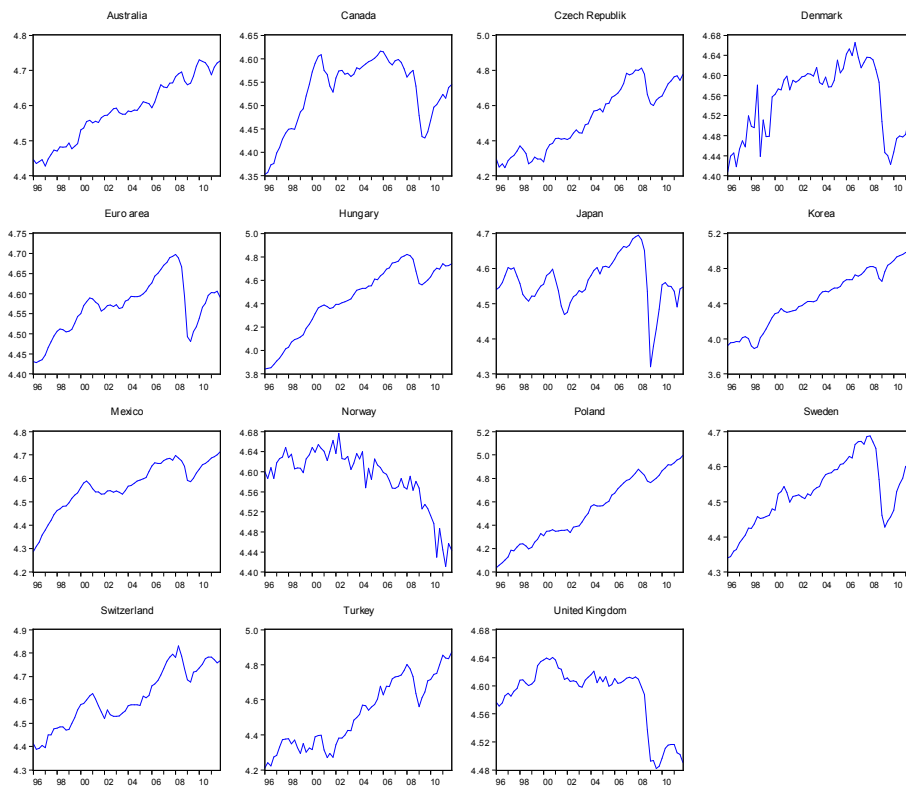
B.1.6.1. ábra: A nominális pénzkinálatok logaritmusainak első differenciái (1996Q1-2011Q4)



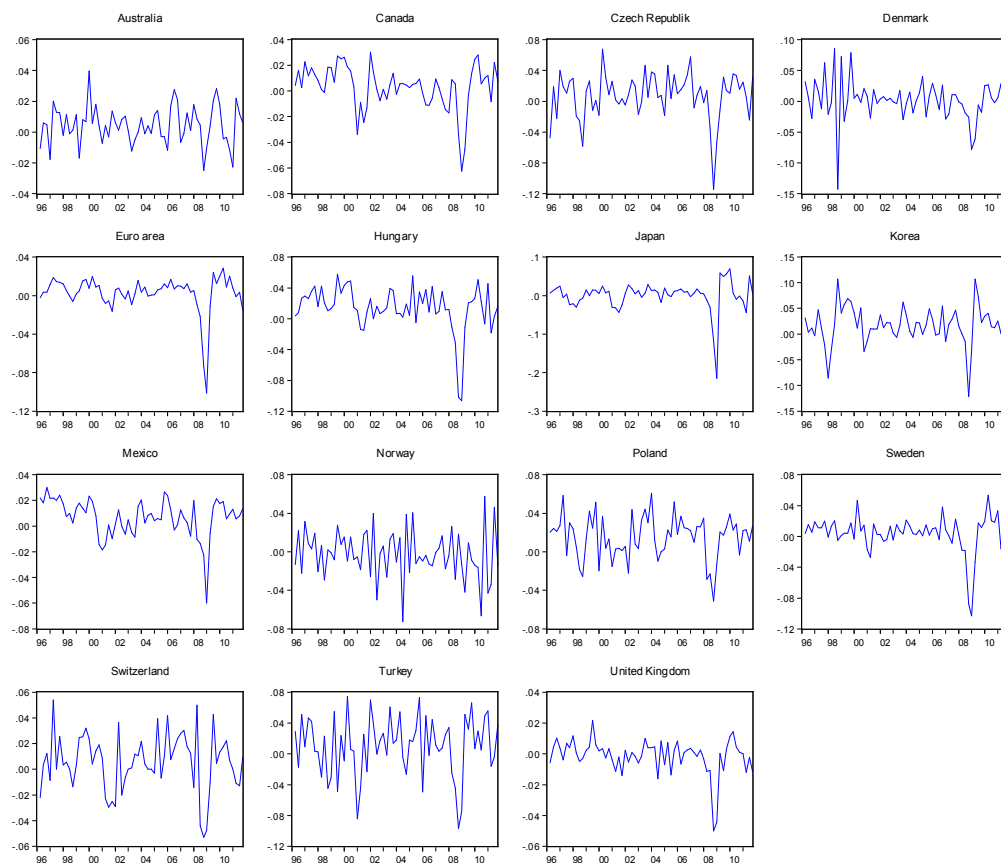
B.1.6.1. ábra: A nominális pénzkinálatok logaritmusainak második differenciái (1996Q1-2011Q4)



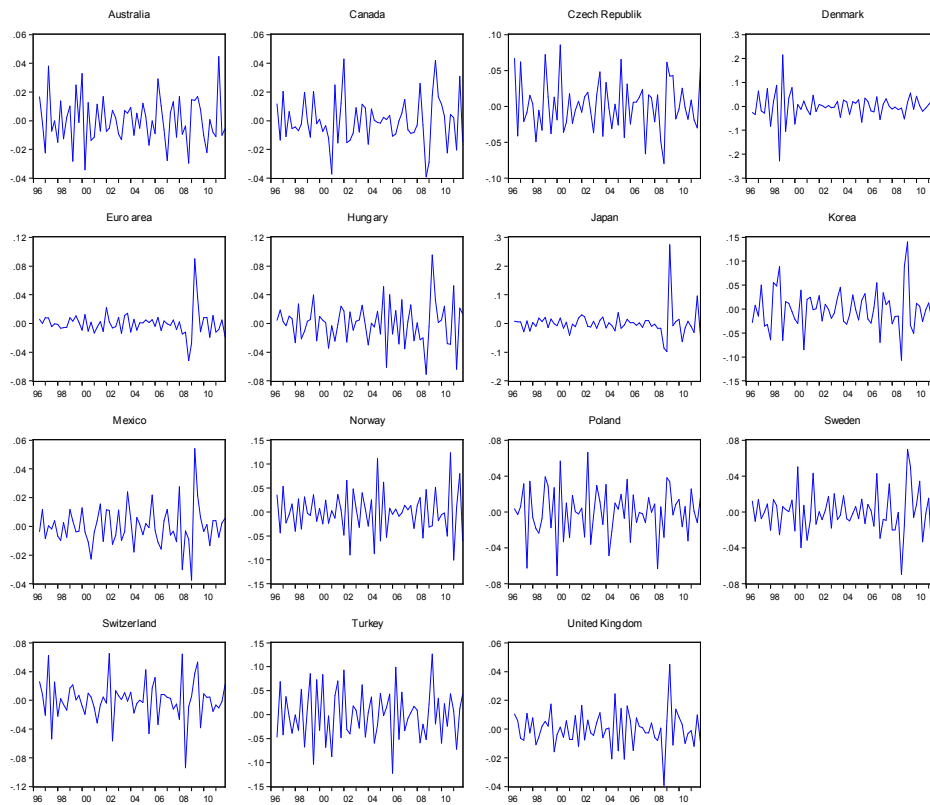
B.1.6.1. ábra: A reáljövedelmek logaritmusai (1996Q1-2011Q4)



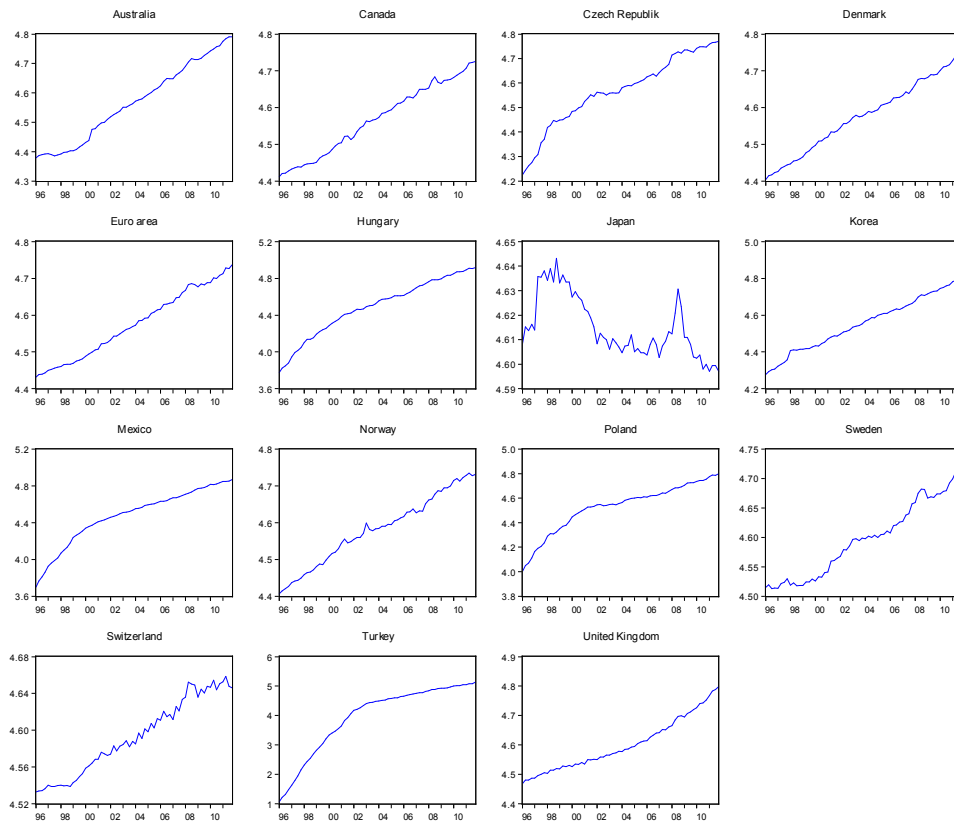
B.1.6.1. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak első differenciái (1996Q1-2011Q4)



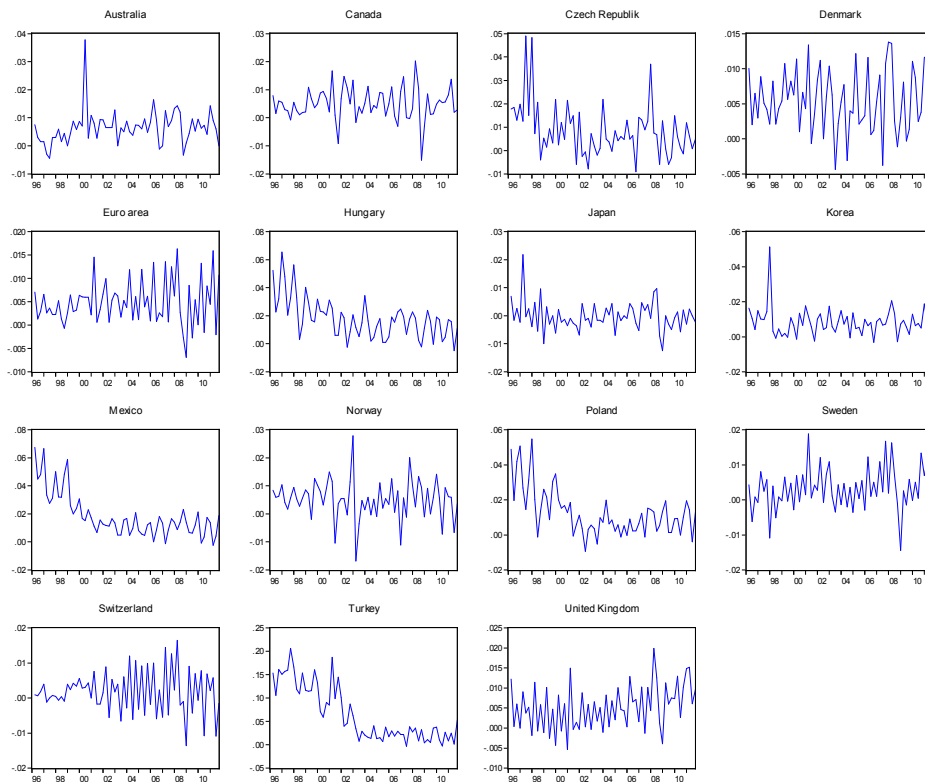
B.1.6.1. ábra: A reáljövedelmek logaritmusainak második differenciái (1996Q1-2011Q4)



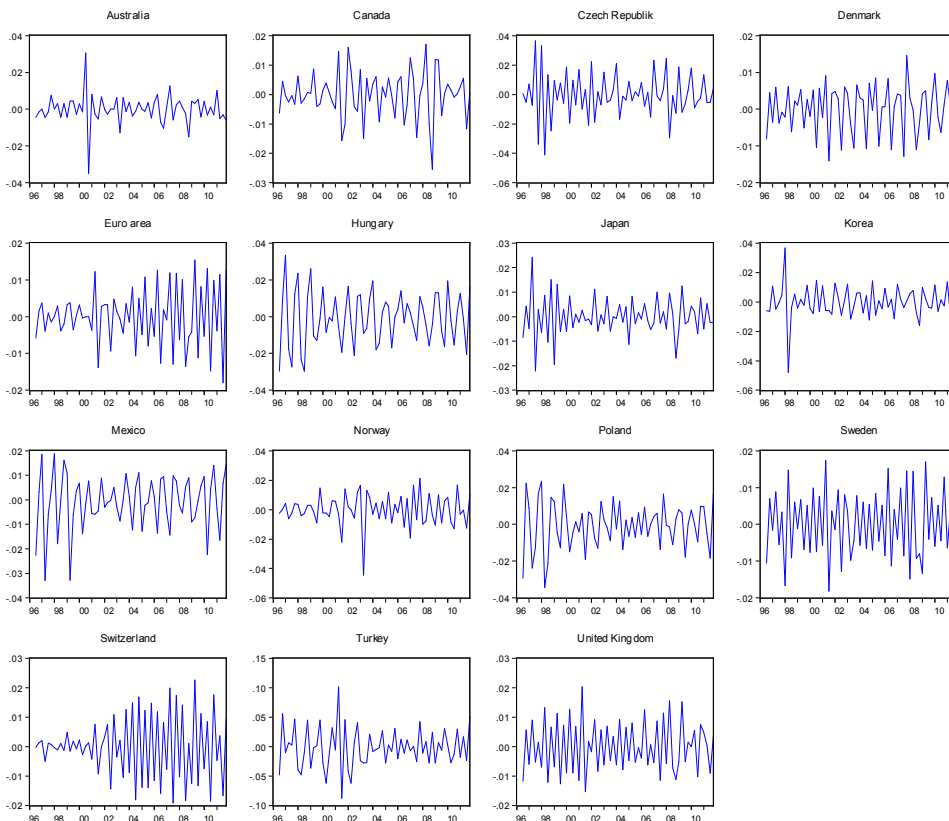
B.1.6.1. ábra: Az árszínvonalak logaritmusai (1996Q1-2011Q4)



B.1.6.1. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak első differenciái (1996Q1-2011Q4)



B.1.6.1. ábra: Az árszínvonalak logaritmusainak második differenciái (1996Q1-2011Q4)



B.2 Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek eredményei az USA változóira 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 konstanst; B) konstanst 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 MZ_α tesztstatisztikát vettük figyelembe.

B.3 Panel kointegrációs tesztek eredményei

B.3.1 Panel kointegrációs tesztek eredményei a monetáris árfolyammodellekre vonatkozóan

B.3.1.1. táblázat

Westerlund-féle panel kointegrációs teszt eredmények a monetáris árfolyammodellek esetén

tesztstat.	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell		tesztstat.	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték		érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték
<i>OECD-országok dollárpanelje 1973Q1-2011Q4</i>							<i>OECD-országok dollárpanelje 1976Q4-2011Q4</i>						
G_τ	-2.616	0.031	-2.860	0.037	-2.537	0.424	G_τ	-2.481	0.028	-2.407	0.161	-2.743	0.222
G_α	-8.966	0.251	-11.404	0.234	-12.131	0.585	G_α	-8.992	0.203	-9.640	0.420	-12.798	0.520
P_τ	-5.362	0.007	-5.718	0.013	-4.851	0.304	P_τ	-6.126	0.005	-5.830	0.057	-5.651	0.360
P_α	-9.109	0.014	-10.950	0.035	-11.731	0.261	P_α	-9.138	0.003	-9.421	0.060	-10.384	0.364
<i>OECD-országok dollárpanelje 1980Q1-2011Q4</i>							<i>OECD-országok dollárpanelje 1985Q1-2011Q4</i>						
G_τ	-2.681	0.001	-2.708	0.014	-2.946	0.058	G_τ	-2.918	0.000	-3.150	0.000	-2.741	0.003
G_α	-10.901	0.019	-11.490	0.129	-13.508	0.415	G_α	-12.375	0.001	-14.268	0.005	-0.599	0.275
P_τ	-7.276	0.002	-7.168	0.025	-8.577	0.025	P_τ	-9.667	0.000	-10.356	0.000	-4.556	0.000
P_α	-8.383	0.003	-9.205	0.037	-13.121	0.066	P_α	-12.258	0.000	-14.271	0.000	-3.567	0.000
<i>OECD-országok dollárpanelje 1992Q1-2011Q4</i>							<i>OECD-országok dollárpanelje 1996Q1-2011Q4</i>						
G_τ	-2.137	0.067	-3.038	0.000	-3.235	0.001	G_τ	-2.221	0.028	-2.567	0.013	-3.100	0.004
G_α	-8.083	0.259	-13.755	0.003	-9.762	0.941	G_α	-8.964	0.097	-11.241	0.096	-6.961	0.999
P_τ	-7.599	0.014	-10.981	0.000	-9.662	0.067	P_τ	-8.221	0.004	-9.923	0.001	-10.688	0.014
P_α	-7.149	0.007	-12.702	0.000	-8.418	0.669	P_α	-7.729	0.001	-10.302	0.001	-8.021	0.744

B.3.1.2. táblázat

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

	Kétfváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötvváltozós modell		Kétfváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötvváltozós modell						
	CD t.stat.	p-érték	CD t.stat.	p-érték	CD t.stat.	p-érték	CD t.stat.	p-érték	CD t.stat.	p-érték	CD t.stat.	p-érték					
<i>OECD-országok dollárpanelje 1973Q1-2011Q4</i>						<i>OECD-országok dollárpanelje 1976Q4-2011Q4</i>											
u_{it}	2.55	0.011	u_{it}	2.51	0.012	u_{it}	1.87	0.062	u_{it}	12.64	0.000	u_{it}	12.43	0.000	u_{it}	17.88	0.000
e_{it}	9.36	0.000	e_{it}	9.36	0.000	e_{it}	9.36	0.000	e_{it}	23.97	0.000	e_{it}	23.97	0.000	e_{it}	23.97	0.000
f_{it}	2.48	0.013	$m_{d,it}$	1.39	0.164	m_{it}	30.41	0.000	f_{it}	12.62	0.000	$m_{d,it}$	12.62	0.000	m_{it}	45.59	0.000
			$y_{d,it}$	-1.34	0.180	m_t^*	30.59	0.000				$y_{d,it}$	4.26	0.000	m_t^*	45.99	0.000
						y_{it}	28.18	0.000							y_{it}	43.31	0.000
						y_t^*	30.59	0.000							y_t^*	45.99	0.000
<i>OECD-országok dollárpanelje 1980Q1-2011Q4</i>						<i>OECD-országok dollárpanelje 1985Q1-2011Q4</i>											
u_{it}	24.23	0.000	u_{it}	27.08	0.000	u_{it}	31.52	0.000	u_{it}	26.59	0.000	u_{it}	26.18	0.000	u_{it}	43.41	0.000
e_{it}	23.44	0.000	e_{it}	23.44	0.000	e_{it}	23.44	0.000	e_{it}	21.55	0.000	e_{it}	21.55	0.000	e_{it}	21.55	0.000
f_{it}	24.04	0.000	$m_{d,it}$	17.94	0.000	m_{it}	66.28	0.000	f_{it}	26.45	0.000	$m_{d,it}$	18.44	0.000	m_{it}	66.96	0.000
			$y_{d,it}$	9.59	0.000	m_t^*	67.88	0.000				$y_{d,it}$	5.99	0.000	m_t^*	69.71	0.000
						y_{it}	60.53	0.000							y_{it}	56.80	0.000
						y_t^*	67.88	0.000							y_t^*	69.71	0.000
<i>OECD-országok dollárpanelje 1992Q1-2011Q4</i>						<i>OECD-országok dollárpanelje 1996Q1-2011Q4</i>											
u_{it}	18.01	0.000	u_{it}	15.52	0.000	u_{it}	81.40	0.000	u_{it}	5.18	0.000	u_{it}	0.83	0.409	u_{it}	31.22	0.000
e_{it}	36.33	0.000	e_{it}	36.33	0.000	e_{it}	36.33	0.000	e_{it}	38.56	0.000	e_{it}	38.56	0.000	e_{it}	38.56	0.000
f_{it}	17.89	0.000	$m_{d,it}$	18.88	0.000	m_{it}	82.03	0.000	f_{it}	5.12	0.000	$m_{d,it}$	22.49	0.000	m_{it}	78.99	0.000
			$y_{d,it}$	5.08	0.000	m_t^*	85.32	0.000				$y_{d,it}$	6.17	0.000	m_t^*	81.98	0.000
						y_{it}	57.26	0.000							y_{it}	37.34	0.000
						y_t^*	85.32	0.000							y_t^*	81.98	0.000

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

B.3.1.3. táblázat

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

tesztstat.	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell		tesztstat.	Kétváltozós modell		Háromváltozós modell		Ötváltozós modell	
	érték	robusztus p -érték	érték	robusztus p -érték	érték	robusztus p -érték		érték	robusztus p -érték	érték	robusztus p -érték	érték	robusztus p -érték
<i>OECD-országok dollárpanelje 1973Q1-2011Q4</i>							<i>OECD-országok dollárpanelje 1976Q4-2011Q4</i>						
G_τ	-2.616	0.039	-2.860	0.040	-2.537	0.401	G_τ	-2.481	0.069	-2.407	0.210	-2.743	0.264
G_α	-8.966	0.161	-11.404	0.133	-12.131	0.343	G_α	-8.992	0.140	-9.640	0.253	-12.798	0.319
P_τ	-5.362	0.016	-5.718	0.025	-4.851	0.395	P_τ	-6.126	0.036	-5.830	0.159	-5.651	0.501
P_α	-9.109	0.050	-10.950	0.076	-11.731	0.260	P_α	-9.138	0.050	-9.421	0.148	-10.384	0.394
<i>OECD-országok dollárpanelje 1980Q1-2011Q4</i>							<i>OECD-országok dollárpanelje 1985Q1-2011Q4</i>						
G_τ	-2.681	0.010	-2.708	0.024	-2.946	0.103	G_τ	-2.918	0.000	-3.150	0.001	-2.741	0.016
G_α	-10.901	0.028	-11.490	0.075	-13.508	0.251	G_α	-12.375	0.006	-14.268	0.004	-0.599	0.156
P_τ	-7.276	0.020	-7.168	0.069	-8.577	0.106	P_τ	-9.667	0.000	-10.356	0.001	-4.556	0.006
P_α	-8.383	0.029	-9.205	0.061	-13.121	0.129	P_α	-12.258	0.000	-14.271	0.001	-3.567	0.011
<i>OECD-országok dollárpanelje 1992Q1-2011Q4</i>							<i>OECD-országok dollárpanelje 1996Q1-2011Q4</i>						
G_τ	-2.137	0.148	-3.038	0.004	-3.235	0.021	G_τ	-2.221	0.109	-2.567	0.068	-3.100	0.044
G_α	-8.083	0.259	-13.755	0.015	-9.762	0.696	G_α	-8.964	0.095	-11.241	0.090	-6.961	0.859
P_τ	-7.599	0.136	-10.981	0.006	-9.662	0.433	P_τ	-8.221	0.081	-9.923	0.034	-10.688	0.099
P_α	-7.149	0.096	-12.702	0.006	-8.418	0.733	P_α	-7.729	0.051	-10.302	0.031	-8.021	0.501

B.3.2 Panel kointegrációs tesztek eredményei a vásárlóerő-paritásra vonatkozóan

B.3.2.1. táblázat

Pedroni és Kao panel kointegrációs teszt eredmények a vásárlóerő-paritás esetén

		PPP 1973Q1-2011Q4		PPP 1976Q4-2011Q4		PPP 1980Q1-2011Q4	
tesztstat.	modell	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek</i>							
rho	A	0.401	0.656	1.247	0.894	0.526	0.701
	B	1.049	0.853	1.943	0.974	1.893	0.971
	C	0.064	0.525	0.960	0.832	0.736	0.769
PP	A	0.341	0.633	1.319	0.906	0.147	0.559
	B	0.768	0.779	1.944	0.974	1.463	0.928
	C	-0.376	0.354	0.506	0.694	0.032	0.513
ADF	A	-0.402	0.344	0.309	0.621	-1.261	0.104
	B	-0.036	0.486	0.568	0.715	-0.005	0.498
	C	-0.907	0.182	-0.383	0.351	-0.875	0.191
<i>Kao teszt</i>							
ADF	A	-3.218	0.001	-3.297	0.001	-4.956	0.000
		PPP 1985Q1-2011Q4		PPP 1992Q1-2011Q4		PPP 1996Q1-2011Q4	
tesztstat.	modell	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték	érték	<i>p</i> -érték
<i>Egyedei AR struktúrát feltételező Pedroni tesztek</i>							
rho	A	-1.484	0.069	0.581	0.720	1.074	0.859
	B	-0.265	0.396	2.088	0.982	2.354	0.991
	C	-2.125	0.017	1.218	0.888	1.028	0.848
PP	A	-2.557	0.005	-0.118	0.453	0.128	0.551
	B	-1.558	0.060	1.364	0.914	1.288	0.901
	C	-4.503	0.000	0.176	0.570	-0.602	0.273
ADF	A	-2.821	0.002	-1.778	0.038	-2.186	0.014
	B	-1.450	0.074	-0.332	0.370	-1.333	0.091
	C	-4.555	0.000	-0.275	0.392	-1.303	0.096
<i>Kao teszt</i>							
ADF	A	-6.499	0.000	-4.755	0.000	-5.211	0.000

B.3.2.2. táblázat

CD teszt eredmények a becült vásárlóerő-paritások esetén a reziduumokra és a változókra vonatkozóan

	CD tesztstat.	<i>p</i> -érték		CD tesztstat.	<i>p</i> -érték		CD tesztstat.	<i>p</i> -érték
<i>PPP 1973Q1-2011Q4</i>			<i>PPP 1976Q4-2011Q4</i>			<i>PPP 1980Q1-2011Q4</i>		
u_{it}	29.84	0.000	u_{it}	44.27	0.000	u_{it}	34.57	0.000
e_{it}	9.36	0.000	e_{it}	23.97	0.000	e_{it}	23.44	0.000
p_{it}	30.37	0.000	p_{it}	45.64	0.000	p_{it}	66.26	0.000
p_t^*	30.59	0.000	p_t^*	45.99	0.000	p_t^*	67.88	0.000
<i>PPP 1985Q1-2011Q4</i>			<i>PPP 1992Q1-2011Q4</i>			<i>PPP 1996Q1-2011Q4</i>		
u_{it}	8.04	0.000	u_{it}	19.22	0.000	u_{it}	60.70	0.000
e_{it}	21.55	0.000	e_{it}	36.33	0.000	e_{it}	38.56	0.000
p_{it}	65.70	0.000	p_{it}	68.28	0.000	p_{it}	61.14	0.000
p_t^*	69.71	0.000	p_t^*	85.32	0.000	p_t^*	81.98	0.000

B.3.2.3. táblázat

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

tesztstat.	érték	<i>p</i> -érték	robusztus <i>p</i> -érték	tesztstat.	érték	<i>p</i> -érték	robusztus <i>p</i> -érték
<i>Vásárlóerő-paritás 1973Q1-2011Q4</i>				<i>Vásárlóerő-paritás 1976Q4-2011Q4</i>			
G_τ	-2.578	0.119	0.161	G_τ	-2.302	0.239	0.269
G_α	-12.054	0.175	0.121	G_α	-9.262	0.479	0.280
P_τ	-5.524	0.021	0.070	P_τ	-5.545	0.096	0.215
P_α	-12.962	0.006	0.041	P_α	-9.378	0.062	0.140
<i>Vásárlóerő-paritás 1980Q1-2011Q4</i>				<i>Vásárlóerő-paritás 1985Q1-2011Q4</i>			
G_τ	-2.842	0.004	0.024	G_τ	-3.021	0.000	0.005
G_α	-12.542	0.051	0.054	G_α	-14.109	0.006	0.005
P_τ	-8.200	0.002	0.020	P_τ	-9.224	0.000	0.003
P_α	-11.870	0.001	0.024	P_α	-12.777	0.000	0.003
<i>Vásárlóerő-paritás 1992Q1-2011Q4</i>				<i>Vásárlóerő-paritás 1996Q1-2011Q4</i>			
G_τ	-2.872	0.000	0.024	G_τ	-2.760	0.001	0.049
G_α	-10.793	0.160	0.159	G_α	-11.600	0.063	0.081
P_τ	-10.059	0.000	0.029	P_τ	-10.303	0.000	0.079
P_α	-10.526	0.001	0.035	P_α	-10.273	0.001	0.071

B.4 FM-OLS becslési eredmények az OECD-országok dollár paneljei esetén

B.4.1. táblázat

A monetáris modellek ötváltozós specifikációjának FM-OLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén (1973Q1/76Q4/80Q1-2011Q4)

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Ötváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>				
m_{it}	0.429 ^{***} (0.058)	0.443 ^{***} (0.003)	-0.644 ^{***} (0.153)	m_{it}	0.308 ^{***} (0.058)	0.310 ^{***} (0.002)	-0.298 ^{**} (0.129)	m_{it}	0.845 ^{***} (0.011)	0.838 ^{***} (0.002)	-0.316 ^{***} (0.090)
m_t^*	-0.563 ^{***} (0.077)	-0.585 ^{***} (0.002)	0.481 ^{***} (0.169)	m_t^*	-0.508 ^{***} (0.082)	-0.505 ^{***} (0.002)	0.256 (0.158)	m_t^*	-1.136 ^{***} (0.047)	-1.110 ^{***} (0.002)	0.162 (0.111)
y_{it}	0.329 ^{***} (0.116)	0.275 ^{***} (0.003)	0.543 ^{***} (0.170)	y_{it}	0.695 ^{***} (0.138)	0.651 ^{***} (0.004)	0.096 (0.239)	y_{it}	0.008 (0.094)	0.062 ^{***} (0.003)	-0.363 ^{**} (0.181)
y_t^*	-0.118 (0.147)	-0.045 ^{***} (0.008)	-0.028 (0.190)	y_t^*	-0.349 ^{***} (0.150)	-0.310 ^{***} (0.005)	-0.063 (0.208)	y_t^*	0.040 (0.115)	-0.046 ^{***} (0.004)	0.484 ^{***} (0.160)
Wald teszt ($H_0: \beta_m=1$)	98.591 ^{***}	46917.8 ^{***}	115.280 ^{***}	141.168 ^{***}	133125.9 ^{***}	101.766 ^{***}	187.653 ^{***}	7337.752 ^{***}	211.755 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_{m^*}=-1$)	32.055 ^{***}	34579.8 ^{***}	76.906 ^{***}	35.438 ^{***}	45264.9 ^{***}	–	8.217 ^{***}	3030.148 ^{***}	–		
Wald teszt ($H_0: \beta_y=-1$)	132.081 ^{***}	154345.5 ^{***}	82.471 ^{***}	150.405 ^{***}	226170.2 ^{***}	–	–	115325.2 ^{***}	12.340 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_{y^*}=1$)	–	17571.8 ^{***}	–	81.158 ^{***}	58271.9 ^{***}	–	–	79462.5 ^{***}	10.381 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_m=-\beta_{m^*}$)	7.533 ^{***}	1736.141 ^{***}	7.198 ^{***}	14.786 ^{***}	3489.541 ^{***}	–	40.940 ^{**}	8698.140 ^{***}	–		
Wald teszt ($H_0: -\beta_y=\beta_{y^*}$)	–	703.587 ^{***}	–	8.805 ^{***}	2733.804 ^{***}	–	–	9.490 ^{***}	0.991		
R^2	0.940	0.941	-298.707	0.954	0.955	-144.915	0.981	0.981	-72.281		

Megjegyzés: A Wald teszteknek a χ^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.4.2. táblázat

A monetáris modellek ötváltozós specifikációjának FM-OLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén (1985Q1/92Q1/96Q1-2011Q4)

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Ötváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>				
m_{it}	0.848 ^{***}	0.830 ^{***}	-0.310 ^{***}	m_{it}	0.798 ^{***}	0.800 ^{***}	-0.109	m_{it}	0.710 ^{***}	0.720 ^{***}	-0.481 ^{***}
	(0.007)	(0.002)	(0.069)		(0.009)	(0.002)	(0.126)		(0.017)	(0.003)	(0.151)
m_t^*	-1.351 ^{***}	-1.298 ^{***}	-0.196 ^{**}	m_t^*	-1.273 ^{***}	-1.252 ^{***}	0.016	m_t^*	-1.169 ^{***}	-1.164 ^{***}	0.041 ^{***}
	(0.035)	(0.002)	(0.086)		(0.030)	(0.002)	(0.113)		(0.034)	(0.003)	(0.170)
y_{it}	-0.171 ^{**}	-0.131 ^{***}	-0.271 [*]	y_{it}	-0.430 ^{***}	-0.415 ^{***}	-0.682 ^{***}	y_{it}	-0.385 ^{***}	-0.372 ^{***}	-0.462 ^{***}
	(0.076)	(0.003)	(0.161)		(0.038)	(0.003)	(0.149)		(0.045)	(0.004)	(0.178)
y_t^*	0.588 ^{***}	0.459 ^{***}	0.731 ^{***}	y_t^*	1.032 ^{***}	-0.980 ^{***}	0.904 ^{***}	y_t^*	0.830 ^{***}	0.887 ^{***}	0.341 ^{***}
	(0.084)	(0.002)	(0.147)		(0.069)	(0.003)	(0.161)		(0.103)	(0.003)	(0.192)
Wald teszt ($H_0: \beta_m=1$)	501.232 ^{***}	6122.81 ^{***}	360.409 ^{***}	457.655 ^{***}	6764.06 ^{***}	–	291.116 ^{***}	9909.8 ^{***}	96.811 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_{m^*}=-1$)	98.155 ^{***}	22057.28 ^{***}	87.640 ^{***}	84.447 ^{***}	10955.8 ^{***}	–	23.978 ^{***}	2648.5 ^{***}	37.592 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_y=-1$)	118.165 ^{***}	88071.41 ^{***}	20.474 ^{***}	228.317 ^{***}	34353.6 ^{***}	4.571 ^{**}	186.376 ^{***}	30067.5 ^{***}	9.192 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_{y^*}=1$)	24.193 ^{***}	49881.48 ^{***}	3.381 [*]	0.220	56.808 ^{***}	0.354	2.705	1103.2 ^{***}	11.840 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_m=-\beta_{m^*}$)	208.882 ^{***}	35970.16 ^{***}	86.131 ^{***}	291.900 ^{***}	37157.22 ^{***}	–	287.615 ^{***}	20990.37 ^{***}	13.999 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: -\beta_y=\beta_{y^*}$)	30.423 ^{***}	7529.63 ^{***}	18.532 ^{***}	80.102 ^{***}	22274.74 ^{***}	3.498 [*]	20.288 ^{***}	9268.60 ^{***}	0.813		
R ²	0.991	0.991	-51.809	0.994	0.994	-77.783	0.995	0.995	-167.415		

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.4.3. táblázat

A monetáris modellek háromváltozós specifikációjának FM-OLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Háromváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>				
$m_{d,it}$	0.353*** (0.072)	0.411*** (0.003)	0.601*** (0.124)	$m_{d,it}$	0.225*** (0.059)	0.411*** (0.003)	0.325*** (0.091)	$m_{d,it}$	0.787*** (0.014)	0.778*** (0.002)	0.210*** (0.072)
$y_{d,it}$	0.366** (0.157)	0.507*** (0.011)	0.330 (0.210)	$y_{d,it}$	0.657*** (0.161)	0.484*** (0.011)	0.744*** (0.226)	$y_{d,it}$	0.559*** (0.116)	0.612*** (0.006)	0.103 (0.165)
Wald teszt ($H_0: \beta_{md}=1$)	81.290***	37292.7***	10.405***	174.730***	57815.8***	55.249***	218.723***	20919.3***	120.883***		
Wald teszt ($H_0: \beta_{yd}=-1$)	76.031***	19228.1***	–	106.283***	18071.1***	59.355***	180.572***	81652.5***	–		
R^2	0.938	0.938	-0.291	0.952	0.951	0.100	0.976	0.976	0.531		
	<i>Háromváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>				
$m_{d,it}$	0.803*** (0.007)	0.786*** (0.002)	0.169*** (0.059)	$m_{d,it}$	0.763*** (0.010)	0.767*** (0.002)	0.121** (0.053)	$m_{d,it}$	0.619*** (0.019)	0.646*** (0.003)	-0.151*** (0.103)
$y_{d,it}$	0.223*** (0.085)	0.335*** (0.005)	-0.219* (0.126)	$y_{d,it}$	-0.652*** (0.043)	-0.602*** (0.005)	-0.705*** (0.091)	$y_{d,it}$	-0.673*** (0.050)	-0.639*** (0.006)	-0.185*** (0.147)
Wald teszt ($H_0: \beta_{md}=1$)	710.360***	17537.8***	198.403***	527.158***	13206.6***	276.40***	389.129***	18218.4***	123.953***		
Wald teszt ($H_0: \beta_{yd}=-1$)	205.287***	88057.1***	38.251***	66.658***	7716.8***	10.520***	42.547***	3934.2***	30.747**		
R^2	0.988	0.988	0.185	0.993	0.993	0.370	0.993	0.993	-0.999		

Megjegyzés: A Wald teszteknl a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.Továbbá: 1) $m_{d,it} = (m_{it} - m_t^*)$, 2) $y_{d,it} = (y_{it} - y_t^*)$.

B.4.4. táblázat

A monetáris modellek kétváltozós specifikációjának FM-OLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Kétváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>				
f_{it}	0.348 ^{***} (0.083)	0.313 ^{***} (0.005)	0.590 ^{***} (0.115)	f_{it}	0.178 ^{***} (0.06)	0.273 ^{***} (0.004)	0.145 (0.093)	f_{it}	0.773 ^{***} (0.017)	0.749 ^{***} (0.002)	0.050 (0.073)
Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	61.335 ^{***}	21653.4 ^{***}	12.776 ^{***}	170.243 ^{***}	33648.9 ^{***}	–	188.606 ^{***}	19320.6 ^{***}	–	–	–
R^2	0.933	0.933	-0.590	0.947	0.947	-0.200	0.970	0.970	0.320	–	–
	<i>Kétváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>				
f_{it}	0.827 ^{***} (0.008)	0.814 ^{***} (0.002)	0.072 (0.052)	f_{it}	0.772 ^{***} (0.014)	0.769 ^{***} (0.003)	0.183 ^{***} (0.050)	f_{it}	0.611 ^{***} (0.024)	0.632 ^{***} (0.004)	-0.116 (0.074)
Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	453.381 ^{***}	10703.5 ^{***}	–	261.855 ^{***}	6567.133 ^{***}	272.125 ^{***}	274.100 ^{***}	7160.351 ^{***}	–	–	–
R^2	0.986	0.986	-0.001	0.992	0.992	0.580	0.993	0.993	0.078	–	–

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t, * 10%, ** 5%, *** 1%.

Továbbá: $f_{it} = [(m_{it} - m_i^*) - (y_{it} - y_i^*)]$.

B.4.5. táblázat

FM-OLS becslések a vásárlóerő-paritásra az OECD-országok dollár paneljei esetén

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)
	<i>PPP (1973Q1-2011Q4), FM-OLS</i>			<i>PPP (1976Q4-2011Q4), FM-OLS</i>			<i>PPP (1980Q1-2011Q4), FM-OLS</i>		
p_{it}	1.362 ^{***} (0.100)	1.341 ^{***} (0.002)	0.771 ^{***} (0.220)	p_{it} 1.332 ^{***} (0.113)	1.280 ^{***} (0.002)	1.067 ^{***} (0.210)	p_{it} 0.999 ^{***} (0.014)	0.973 ^{***} (0.002)	0.604 ^{***} (0.182)
p_t^*	-1.301 ^{***} (0.102)	-1.279 ^{***} (0.003)	-0.774 ^{***} (0.194)	p_t^* -1.306 ^{***} (0.117)	-1.248 ^{***} (0.003)	-1.079 ^{***} (0.200)	p_t^* -1.119 ^{***} (0.038)	-1.073 ^{***} (0.002)	-0.957 ^{***} (0.158)
Wald teszt ($H_0: \beta_p=1$)	13.073 ^{***}	26738.42 ^{***}	1.079	8.737 ^{***}	17586.76 ^{***}	0.103	0.000	176.282 ^{***}	4.766 ^{**}
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-1$)	8.791 ^{***}	8882.132 ^{***}	1.362	6.831 ^{***}	5674.759 ^{***}	0.154	9.721 ^{***}	1300.659 ^{***}	0.074
Wald teszt ($H_0: \beta_p=-\beta_{p^*}$)	4.896 ^{**}	1899.403 ^{***}	0.001	0.799	374.434 ^{***}	0.035	13.760 ^{***}	9605.499 ^{***}	20.568 ^{**}
R ²	0.968	0.968	-1.381	0.965	0.966	-0.621	0.991	0.991	-2.816
	<i>PPP (1985Q1-2011Q4), FM-OLS</i>			<i>PPP (1992Q4-2011Q4), FM-OLS</i>			<i>PPP (1996Q1-2011Q4), FM-OLS</i>		
p_{it}	0.956 ^{***} (0.008)	0.946 ^{***} (0.002)	-0.111 (0.306)	p_{it} 0.952 ^{***} (0.012)	0.946 ^{***} (0.003)	1.270 ^{***} (0.480)	p_{it} 0.924 ^{***} (0.021)	0.901 ^{***} (0.003)	0.786 (0.538)
p_t^*	-1.038 ^{***} (0.040)	-1.048 ^{***} (0.002)	-0.454 [*] (0.252)	p_t^* -1.313 ^{***} (0.050)	-1.288 ^{***} (0.003)	-1.903 ^{***} (0.293)	p_t^* -1.705 ^{***} (0.059)	-1.640 ^{***} (0.004)	-2.191 ^{***} (0.356)
Wald teszt ($H_0: \beta_p=1$)	31.046 ^{***}	626.601 ^{***}	–	16.069 ^{***}	479.011 ^{***}	0.316	13.082 ^{***}	992.369 ^{***}	–
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-1$)	0.910	559.927 ^{***}	4.693	39.914 ^{***}	11862.68 ^{***}	9.484 ^{***}	141.218 ^{***}	27744.69 ^{***}	11.198
Wald teszt ($H_0: \beta_p=-\beta_{p^*}$)	4.995 ^{**}	8918.613 ^{***}	–	66.474 ^{***}	45445.18 ^{***}	5.211 ^{**}	109.425 ^{***}	90230.21 ^{***}	–
R ²	0.995	0.996	-4.622	0.995	0.995	-9.689	0.996	0.996	-2.816

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.5 DOLS becslési eredmények az OECD-országok dollár paneljei esetén

B.5.1. táblázat

A monetáris modellek ötváltozós specifikációjának DOLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén (1973Q1/76Q4/80Q1-2011Q4)

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Ötváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>				
m_{it}	0.425 ^{***} (0.106)	0.349 ^{***} (0.090)	-0.602 ^{***} (0.176)	m_{it}	0.279 ^{***} (0.081)	0.219 ^{***} (0.077)	-0.298 ^{**} (0.136)	m_{it}	0.909 ^{***} (0.028)	0.845 ^{***} (0.034)	-0.287 ^{***} (0.098)
m_t^*	-0.546 ^{***} (0.131)	-0.569 ^{***} (0.116)	0.435 ^{**} (0.188)	m_t^*	-0.457 ^{***} (0.111)	-0.454 ^{***} (0.102)	0.288 [*] (0.163)	m_t^*	-1.183 ^{***} (0.083)	-1.162 ^{***} (0.079)	0.140 (0.116)
y_{it}	0.374 [*] (0.206)	0.649 ^{***} (0.170)	0.513 ^{***} (0.191)	y_{it}	0.793 ^{***} (0.199)	1.029 ^{***} (0.164)	0.057 (0.270)	y_{it}	0.281 (0.178)	0.409 ^{**} (0.169)	-0.398 [*] (0.207)
y_t^*	-0.163 (1.246)	-0.281 (0.198)	-0.024 (0.216)	y_t^*	-0.462 ^{**} (0.207)	-0.576 ^{***} (0.178)	-0.054 (0.239)	y_t^*	-0.188 (0.207)	-0.188 (0.198)	0.418 ^{**} (0.182)
Wald teszt ($H_0: \beta_m=1$)	29.139 ^{***}	52.487 ^{***}	83.379 ^{***}	79.950 ^{***}	102.054 ^{***}	90.609 ^{***}	10.428 ^{***}	20.387 ^{***}	173.953 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_{m^*}=-1$)	12.119 ^{***}	13.769 ^{***}	58.022 ^{***}	24.011 ^{***}	28.876 ^{***}	62.740 ^{***}	4.866 ^{**}	4.188 ^{**}	–		
Wald teszt ($H_0: \beta_y=-1$)	44.412 ^{***}	94.213 ^{***}	62.524 ^{***}	81.556 ^{***}	152.249 ^{***}	–	–	69.888 ^{***}	8.465 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_{y^*}=1$)	–	–	–	49.707 ^{***}	78.547 ^{***}	–	–	–	10.212 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_m=-\beta_{m^*}$)	2.301	12.461 ^{***}	6.098 ^{**}	6.456 ^{**}	18.244 ^{***}	0.024	12.611 ^{***}	20.260 ^{***}	–		
Wald teszt ($H_0: -\beta_y=\beta_{y^*}$)	–	–	–	4.491 ^{**}	14.257 ^{***}	–	–	–	0.023		
R ²	0.947	0.946	-283.918	0.960	0.959	-130.303	0.985	0.985	-62.747		

Megjegyzés: A Wald teszteknel a χ^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.5.2. táblázat

A monetáris modellek ötváltozós specifikációjának DOLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén (1985Q1/92Q1/96Q1-2011Q4)

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Ötváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>			<i>Ötváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>				
m_{it}	0.886 ^{***} (0.037)	0.838 ^{**} (0.039)	-0.299 ^{***} (0.079)	m_{it}	0.798 ^{***} (0.024)	0.772 ^{**} (0.027)	-0.119 (0.148)	m_{it}	0.628 ^{***} (0.044)	0.553 ^{**} (0.048)	-0.434 ^{**} (0.176)
m_t^*	-0.308 (0.230)	-0.352 (0.222)	-0.170 [*] (0.098)	m_t^*	-1.268 ^{***} (0.056)	-1.262 ^{***} (0.056)	-0.041 (0.129)	m_t^*	-1.079 ^{***} (0.071)	-0.951 ^{***} (0.073)	-0.039 (0.198)
y_{it}	-0.470 ^{**} (0.188)	-0.385 ^{**} (0.186)	-0.346 [*] (0.189)	y_{it}	-0.497 ^{***} (0.078)	-0.478 ^{***} (0.079)	-0.835 ^{***} (0.177)	y_{it}	-0.392 ^{***} (0.083)	-0.396 ^{***} (0.080)	-0.559 ^{**} (0.228)
y_t^*	1.244 ^{**} (0.210)	1.242 ^{***} (0.206)	0.711 ^{***} (0.171)	y_t^*	1.013 ^{***} (0.140)	1.045 ^{***} (0.135)	0.981 ^{***} (0.197)	y_t^*	0.703 ^{***} (0.190)	0.575 ^{***} (0.174)	0.469 ^{**} (0.227)
Wald teszt ($H_0: \beta_m=1$)	9.692 ^{***}	17.604 ^{***}	271.264 ^{***}	73.674 ^{***}	72.578 ^{***}	–	72.201 ^{***}	87.188 ^{***}	66.715 ^{***}		
Wald teszt ($H_0: \beta_{m^*}=-1$)	–	–	72.266 ^{***}	22.618 ^{***}	21.715 ^{***}	–	1.258	0.461	–		
Wald teszt ($H_0: \beta_y=-1$)	7.926 ^{***}	10.992 ^{***}	11.924 ^{***}	41.278 ^{***}	44.256 ^{***}	0.876	53.267 ^{***}	56.901 ^{***}	3.759 [*]		
Wald teszt ($H_0: \beta_{y^*}=1$)	1.350	1.387	2.862 [*]	0.008	0.111	0.010	2.442 ^{***}	5.941 ^{**}	5.456 ^{**}		
Wald teszt ($H_0: \beta_m=-\beta_{m^*}$)	–	–	48.791 ^{***}	80.570 ^{***}	97.133 ^{***}	–	82.867 ^{***}	73.934 ^{***}	–		
Wald teszt ($H_0: -\beta_y=\beta_{y^*}$)	18.150 ^{***}	24.948 ^{***}	8.748 ^{***}	13.186 ^{***}	17.615 ^{***}	1.114	2.872 [*]	1.131	0.280		
R ²	0.995	0.995	-46.391	0.996	0.996	-63.504	0.996	0.996	-152.772		

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.5.3. táblázat

A monetáris modellek háromváltozós specifikációjának DOLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Háromváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>				
$m_{d,it}$	0.365*** (0.093)	0.223*** (0.066)	0.590*** (0.135)	$m_{d,it}$	0.204*** (0.066)	0.137** (0.059)	0.290*** (0.096)	$m_{d,it}$	0.929*** (0.040)	0.887*** (0.047)	-0.197** (0.099)
$y_{d,it}$	0.331* (0.194)	0.513*** (0.158)	0.332 (0.224)	$y_{d,it}$	0.616*** (0.180)	0.748*** (0.158)	0.719*** (0.251)	$y_{d,it}$	-0.605*** (0.189)	-0.488*** (0.185)	-0.203 (0.199)
Wald teszt ($H_0: \beta_{m\bar{d}}=1$)	46.847***	137.132***	9.210***		147.363***	216.350***	55.016***		3.201*	5.875**	143.361***
Wald teszt ($H_0: \beta_{y\bar{d}}=-1$)	46.970***	92.043***	–		80.740***	122.394***	46.751***		4.383**	7.646***	–
R^2	0.941	0.940	-0.327		0.956	0.956	0.038		0.988	0.988	-0.425
	<i>Háromváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>			<i>Háromváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>				
$m_{d,it}$	0.861*** (0.037)	0.817*** (0.036)	0.157** (0.062)	$m_{d,it}$	0.889*** (0.041)	0.862*** (0.038)	0.113* (0.058)	$m_{d,it}$	0.721*** (0.070)	0.623*** (0.075)	-0.183 (0.162)
$y_{d,it}$	-0.842*** (0.184)	-0.979*** (0.182)	-0.239* (0.138)	$y_{d,it}$	-0.949*** (0.170)	-1.016*** (0.153)	-0.720*** (0.101)	$y_{d,it}$	-0.852*** (0.186)	-0.888*** (0.167)	-0.188 (0.178)
Wald teszt ($H_0: \beta_{m\bar{d}}=1$)	14.234***	26.299***	183.277***		7.243***	13.303***	232.387*		15.957***	25.654***	–
Wald teszt ($H_0: \beta_{y\bar{d}}=-1$)	0.742	0.014	30.565***		0.091	0.011	7.694*		0.634	0.450	–
R^2	0.994	0.994	0.147		0.996	0.996	0.424		0.997	0.997	-2.320

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.Továbbá: 1) $m_{d,it} = (m_{it} - m_t^*)$, 2) $y_{d,it} = (y_{it} - y_t^*)$.

B.5.4. táblázat

A monetáris modellek kétváltozós specifikációjának DOLS becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>Kétváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>				
f_{it}	0.321*** (0.093)	0.193*** (0.069)	0.581*** (0.121)	f_{it}	0.152** (0.068)	0.106* (0.061)	0.130 (0.098)	f_{it}	0.900*** (0.039)	0.862*** (0.044)	0.046 (0.086)
Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	53.622***	136.326***	12.066***	155.905***	217.068***	–	–	7.272***	9.957***	–	–
R^2	0.935	0.934	-0.523	0.950	0.950	-0.113	–	0.988	0.988	0.034	–
	<i>Kétváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>			<i>Kétváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>				
f_{it}	0.863*** (0.032)	0.835*** (0.032)	0.070 (0.077)	f_{it}	0.891*** (0.032)	0.876*** (0.030)	0.237*** (0.068)	f_{it}	0.717*** (0.059)	0.680*** (0.061)	-0.014 (0.108)
Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	19.011***	26.442***	–	11.676***	17.531***	125.891***	–	23.306***	27.958***	–	–
R^2	0.994	0.994	-0.275	0.996	0.996	0.446	–	0.996	0.996	-0.022	–

Megjegyzés: A Wald teszteknél a χ^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t, * 10%, ** 5%, *** 1%.

Továbbá: $f_{it} = [(m_{it} - m_t^*) - (y_{it} - y_t^*)]$.

B.5.5. táblázat

DOLS becslések a vásárlóerő-paritásra az OECD-országok dollár paneljei esetén

	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)	Összevont (pooled)	Súlyozott összevont	Csoportátlag (grouped m.)		
	<i>PPP (1973Q1-2011Q4), DOLS</i>			<i>PPP (1976Q4-2011Q4), DOLS</i>			<i>PPP (1980Q1-2011Q4), DOLS</i>				
p_{it}	1.165 ^{***}	1.155 ^{***}	0.557 ^{**}	p_{it}	1.006 ^{***}	0.992 ^{***}	0.755 ^{***}	p_{it}	1.016 ^{***}	1.022 ^{***}	0.265
	(0.130)	(0.136)	(0.229)		(0.148)	(0.150)	(0.230)		(0.024)	(0.016)	(0.193)
p_t^*	-1.159 ^{***}	-1.148 ^{***}	-0.690 ^{***}	p_t^*	-1.086 ^{***}	-1.062 ^{***}	-0.920 ^{***}	p_t^*	-1.200 ^{***}	-1.199 ^{***}	-0.735 ^{***}
	(0.129)	(0.135)	(0.196)		(0.147)	(0.149)	(0.208)		(0.049)	(0.045)	(0.159)
Wald teszt ($H_0: \beta_p=1$)	1.601	1.299	3.742 [*]		0.002	0.003	1.135		0.437	1.926	–
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-1$)	1.514	1.191	2.499		0.344	0.175	0.150		16.784 ^{***}	19.315 ^{***}	2.768 [*]
Wald teszt ($H_0: \beta_p=-\beta_p^*$)	0.019	0.032	2.653		3.284 [*]	2.753 [*]	5.218 ^{**}		19.655 ^{***}	19.990 ^{***}	–
R^2	0.971	0.971	-3.858		0.971	0.971	-2.337		0.993	0.993	-2.617
	<i>PPP (1985Q1-2011Q4), DOLS</i>			<i>PPP (1992Q4-2011Q4), DOLS</i>			<i>PPP (1996Q1-2011Q4), DOLS</i>				
p_{it}	0.974 ^{***}	0.974 ^{***}	-0.046	p_{it}	1.008 ^{***}	1.038 ^{***}	1.106 ^{**}	p_{it}	0.969 ^{***}	1.014 ^{***}	0.841
	(0.011)	(0.011)	(0.317)		(0.027)	(0.023)	(0.518)		(0.059)	(0.061)	(0.675)
p_t^*	-1.053 ^{***}	-1.043 ^{***}	-0.525 ^{**}	p_t^*	-1.316 ^{***}	-1.240 ^{***}	-1.777 ^{***}	p_t^*	-1.799 ^{***}	-1.792 ^{***}	-2.279 ^{***}
	(0.048)	(0.045)	(0.260)		(0.076)	(0.066)	(0.314)		(0.096)	(0.089)	(0.415)
Wald teszt ($H_0: \beta_p=1$)	5.555 ^{**}	5.250 ^{**}	–		0.098	2.737 [*]	0.042		0.273	0.052	–
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-1$)	1.192	0.923	3.328 [*]		17.142 ^{***}	13.130 ^{***}	6.115 ^{**}		69.701 ^{***}	79.626 ^{***}	9.496 ^{***}
Wald teszt ($H_0: \beta_p=-\beta_p^*$)	3.101 [*]	2.929 [*]	–		20.384 ^{***}	11.973 ^{***}	5.067 ^{**}		117.252 ^{***}	129.946 ^{***}	–
R^2	0.996	0.996	-4.494		0.996	0.996	-8.030		0.997	0.997	-6.907

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.5.6. táblázat

A monetáris modellek ötváltozós specifikációjának DOLS becslései Kao – Chiang [2001] beállításával az OECD-országok dollár paneljei esetén

	1973Q1- 2011Q4	1976Q4- 2011Q4	1980Q1- 2011Q4		1985Q1- 2011Q4	1992Q1- 2011Q4	1996Q1- 2011Q4
<i>Ötváltozós specifikáció</i>							
m_{it}	1.240 ^{***} (0.139)	1.244 ^{***} (0.103)	0.605 ^{***} (0.054)	m_{it}	0.634 ^{***} (0.034)	0.671 ^{***} (0.043)	0.666 ^{***} (0.059)
m_t^*	-1.217 ^{***} (0.169)	-1.407 ^{***} (0.137)	-0.752 ^{***} (0.120)	m_t^*	-1.075 ^{***} (0.115)	-0.329 ^{***} (0.119)	-0.298 ^{**} (0.128)
y_{it}	-1.202 ^{***} (0.159)	-0.033 (0.139)	-2.828 ^{***} (0.162)	y_{it}	-1.346 ^{***} (0.147)	-2.857 ^{***} (0.126)	-2.535 ^{***} (0.135)
y_t^*	0.956 ^{***} (0.173)	-0.023 (0.148)	2.322 ^{***} (0.178)	y_t^*	1.860 ^{***} (0.173)	2.022 ^{***} (0.165)	0.912 ^{***} (0.173)
Wald teszt ($H_0: \beta_m=1$)	2.99 [*]	5.58 ^{**}	54.11 ^{***}		120.03 ^{***}	59.55 ^{***}	32.25 ^{***}
Wald teszt ($H_0: \beta_m^*=-1$)	1.66	8.77 ^{***}	4.25 ^{**}		0.42	31.65 ^{***}	30.20 ^{***}
Wald teszt ($H_0: \beta_y=-1$)	1.62	–	126.83 ^{***}		5.56 ^{**}	218.59 ^{***}	129.79 ^{***}
Wald teszt ($H_0: \beta_{y^*}=1$)	0.06	–	54.94 ^{***}		24.79 ^{***}	38.23 ^{***}	0.26
Wald teszt ($H_0: \beta_m=-\beta_m^*$)	0.06	4.19 ^{**}	2.34		18.35 ^{***}	10.77 ^{***}	13.11 ^{***}
Wald teszt ($H_0: -\beta_y=\beta_{y^*}$)	2.62	–	11.41 ^{***}		12.61 ^{***}	38.87 ^{***}	138.67 ^{***}
R^2	0.910	1.117	0.582		0.582	1.237	2.458

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.5.7. táblázat

A monetáris modellek két- és háromváltozós specifikációjának DOLS becslései Kao – Chiang [2001] beállításával az OECD-országok dollár paneljei esetén

	1973Q1- 2011Q4	1976Q4- 2011Q4	1980Q1- 2011Q4	1985Q1- 2011Q4	1992Q1- 2011Q4	1996Q1- 2011Q4
<i>Háromváltozós specifikáció</i>						
$m_{d,it}$	1.142*** (0.141)	1.091*** (0.105)	0.593*** (0.058)	$m_{d,it}$ 0.631*** (0.036)	0.671*** (0.046)	0.666*** (0.068)
$y_{d,it}$	-1.310*** (0.151)	-0.271** (0.134)	-2.075*** (0.171)	$y_{d,it}$ -1.215*** (0.163)	-2.805*** (0.141)	-2.532*** (0.158)
Wald teszt ($H_0: \beta_{m\bar{d}}=1$)	1.02	0.76	50.16***	104.48***	51.84***	24.46***
Wald teszt ($H_0: \beta_{y\bar{d}}=-1$)	4.22**	29.75***	39.51***	1.74	163.61***	93.63***
R^2	1.030	1.238	0.637	0.606	1.224	2.452
<i>Kétváltozós specifikáció</i>						
f_{it}	1.140*** (0.114)	1.001*** (0.089)	0.575*** (0.062)	f_{it} 0.623*** (0.040)	0.694*** (0.045)	0.672*** (0.065)
Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	1.52	0.000	47.10***	89.19***	46.47***	25.35***
R^2	1.065	1.111	0.524	0.600	0.704	0.644

Megjegyzés: A Wald teszteknel a χ^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

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

B.5.8. táblázat

A vásárlóerő-paritás DOLS becslései Kao – Chiang [2001] beállításával
az OECD-országok dollár paneljei esetén

	1973Q1- 2011Q4	1976Q4- 2011Q4	1980Q1- 2011Q4		1985Q1- 2011Q4	1992Q1- 2011Q4	1996Q1- 2011Q4
	<i>PPP</i>						
p_{it}	-0.738*** (0.193)	0.647*** (0.191)	0.949*** (0.037)	$m_{d,it}$	1.097*** (0.026)	1.154*** (0.045)	1.230*** (0.060)
p_t^*	0.751*** (0.196)	-0.582*** (0.200)	-0.973*** (0.115)	$y_{d,it}$	-1.412** (0.141)	-1.932*** (0.214)	-2.404*** (0.220)
Wald teszt ($H_0: \beta_p=1$)	81.34***	3.42*	1.89		13.60***	11.87***	14.68***
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-1$)	79.60***	4.36**	0.05		8.57***	18.91***	40.78***
Wald teszt ($H_0: \beta_p=-\beta_p^*$)	0.03	0.53	0.06		5.81**	15.48***	34.07***
R^2	0.649	0.436	0.726		1.267	1.454	1.696

Megjegyzés: A Wald tesztekénél a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.6 MG, PMG és DFE becslési eredmények az OECD-országok dollár paneljei esetén

B.6.1. táblázat

A monetáris modellek ötváltozós specifikációjának MG, PMG, DFE becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén (1973Q1/76Q4/80Q1-2011Q4)

	MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE
	<i>Ötváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>				<i>Ötváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>				<i>Ötváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>		
m_{it}	2.410	1.040 ^{***}	0.726 ^{**}	m_{it}	2.264	2.021 ^{***}	0.608 ^{**}	m_{it}	0.933 [*]	0.541 ^{***}	0.591 ^{***}
	(1.890)	(0.296)	(0.298)		(1.710)	(0.745)	(0.267)		(0.564)	(0.177)	(0.080)
m_t^*	-2.876	-1.508 ^{***}	-0.804 ^{**}	m_t^*	-2.769	-3.003 ^{***}	-1.210 ^{***}	m_t^*	-1.785 ^{***}	-1.449 ^{***}	-1.358 ^{***}
	(2.013)	(0.402)	(0.134)		(1.784)	(1.020)	(0.405)		(0.545)	(0.276)	(0.248)
y_{it}	-2.192	0.597	-0.280	y_{it}	-6.536 ^{**}	-3.698 [*]	-0.465	y_{it}	-2.882 ^{**}	-0.724 [*]	-0.957 [*]
	(2.434)	(0.532)	(0.594)		(3.306)	(1.860)	(0.685)		(1.186)	(0.407)	(0.522)
y_t^*	2.574	-0.060	0.215	y_t^*	5.892 [*]	3.592 ^{**}	1.086	y_t^*	2.788 ^{**}	1.678 ^{***}	1.486 ^{**}
	(2.449)	(0.560)	(0.735)		(3.152)	(1.498)	(0.764)		(1.151)	(0.492)	(0.655)
hiba k. e.	-0.059 ^{***}	-0.039 ^{***}	-0.037 ^{***}		-0.053 ^{***}	-0.022 ^{***}	-0.038 ^{***}		-0.083 ^{**}	-0.052 ^{***}	-0.042 ^{***}
	(0.016)	(0.011)	(0.009)		(0.013)	(0.008)	(0.009)		(0.013)	(0.007)	(0.007)
Wald teszt ($H_0: \beta_m=1$)	–	0.02	0.85		–	1.88	2.16		0.01	6.72 ^{***}	25.94 ^{***}
Wald teszt ($H_0: \beta_{m^*}=-1$)	–	1.59	0.25		–	3.86 ^{**}	0.27		2.08	2.64	2.08
Wald teszt ($H_0: \beta_y=-1$)	–	–	–		2.80 [*]	2.11	–		2.52	0.46	0.01
Wald teszt ($H_0: \beta_{y^*}=1$)	–	–	–		2.41	3.00 [*]	–		2.41	1.9	0.55
Wald teszt ($H_0: \beta_m=-\beta_{m^*}$)	–	8.79 ^{***}	0.1		–	6.16 ^{**}	5.54 ^{**}		08.04 ^{***}	27.57 ^{***}	9.35 ^{***}
Wald teszt ($H_0: -\beta_y=\beta_{y^*}$)	–	–	–		1.22	0.02	–		0.02	9.02 ^{***}	1.13
Hausman teszt (MG-PMG)		2.69				–				6.14	
Hausman teszt (MG-DFE)		3.38				0.02				0.00	

Megjegyzés: A Wald teszteknel a χ^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.6.2. táblázat

A monetáris modellek ötváltozós specifikációjának MG, PMG, DFE becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén (1985Q1/92Q1/96Q1-2011Q4)

	MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE
	<i>Ötváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>				<i>Ötváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>				<i>Ötváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>		
m_{it}	0.406*	0.202**	0.795***	m_{it}	0.427	0.050	0.718***	m_{it}	0.462	1.252***	0.674***
	(0.222)	(0.085)	(0.029)		(0.322)	(0.150)	(0.052)		(0.378)	(0.127)	(0.074)
m_t^*	-0.931***	-0.957***	-1.701***	m_t^*	-0.229	-0.729***	-1.365***	m_t^*	-1.265	-1.913***	-1.263***
	(0.232)	(0.118)	(0.155)		(0.226)	(0.188)	(0.145)		(0.999)	(0.207)	(0.134)
y_{it}	-0.955*	-0.265	-0.516*	y_{it}	-2.002***	-0.751***	-0.431**	y_{it}	-3.804	-0.824***	-0.491***
	(0.578)	(0.178)	(0.313)		(0.618)	(0.192)	(0.165)		(0.167)	(0.167)	(0.165)
y_t^*	1.439**	1.292***	1.716***	y_t^*	1.538***	0.876***	0.106	y_t^*	2.794	-0.307	-0.295
	(0.649)	(0.205)	(0.388)		(0.527)	(0.229)	(0.377)		(1.845)	(0.351)	(0.404)
hiba k. e.	-0.151***	-0.101***	-0.068***		-0.171***	-0.078***	-0.064***		-0.178***	-0.084***	-0.083***
	(0.017)	(0.018)	(0.008)		(0.014)	(0.014)	(0.009)		(0.016)	(0.012)	(0.009)
Wald teszt ($H_0: \beta_m=1$)	7.16***	98.28***	49.57***		–	–	29.72***		–	3.96**	19.28***
Wald teszt ($H_0: \beta_{m^*}=-1$)	0.09	0.13	20.45**		–	2.08	6.30**		–	19.4***	3.88**
Wald teszt ($H_0: \beta_y=-1$)	0.01	–	2.40		2.63	1.67	10.29***		–	1.12	9.55***
Wald teszt ($H_0: \beta_{y^*}=1$)	0.46	2.03	3.41***		1.04	0.29	–		–	–	–
Wald teszt ($H_0: \beta_m=-\beta_{m^*}$)	23.02***	107.35***	35.59***		–	–	21.99***		–	36.78***	32.84***
Wald teszt ($H_0: -\beta_y=\beta_{y^*}$)	1.21	–	13.20***		1.04	0.34	–		–	–	–
Hausman teszt (MG-PMG)		5.98					17.13***			11.48**	
Hausman teszt (MG-DFE)		0.01				0.01				0.00	

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.6.3. táblázat

A monetáris modellek háromváltozós specifikációjának MG, PMG, DFE becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén
(1973Q1/76Q4/80Q1-2011Q4)

	MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE
	<i>Háromváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>				<i>Háromváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>				<i>Háromváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>		
$m_{d,it}$	1.205 (0.743)	2.344*** (0.685)	0.376 (0.279)	$m_{d,it}$	0.299 (1.090)	-0.273 (0.224)	-0.080 (0.268)	$m_{d,it}$	0.665 (0.709)	nem futott le	-0.081 (0.318)
$y_{d,it}$	-0.244 (1.207)	-2.898** (1.195)	-0.079 (0.614)	$y_{d,it}$	-2.734 (1.660)	0.328 (0.512)	-0.611 (0.786)	$y_{d,it}$	-1.834* (0.953)		-1.025 (1.041)
hiba k. e.	-0.054*** (0.008)	-0.020 (0.013)	-0.033*** (0.009)		-0.043*** (0.007)	-0.035*** (0.006)	-0.032*** (0.009)		-0.057*** (0.009)	–	-0.020*** (0.007)
Wald teszt ($H_0: \beta_{md}=1$)	–	3.85**	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Wald teszt ($H_0: \beta_{yd}=-1$)	–	2.52	–	–	–	–	–	0.77	–	–	–
Hausman teszt (MG-PMG)		8.48**				3.75			–		
Hausman teszt (MG-DFE)		0.01				0.00				0.00	

Megjegyzés: A Wald teszteknel a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Továbbá: 1) $m_{d,it} = (m_{it} - m_t^*)$, 2) $y_{d,it} = (y_{it} - y_t^*)$.

B.6.4. táblázat

A monetáris modellek háromváltozós specifikációjának MG, PMG, DFE becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén
(1985Q1/92Q1/96Q1-2011Q4)

	MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE
	<i>Háromváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>				<i>Háromváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>				<i>Háromváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>		
$m_{d,it}$	0.705** (0.330)	0.686*** (0.043)	0.727*** (0.044)	$m_{d,it}$	0.442* (0.241)	0.877*** (0.031)	0.566*** (0.0864)	$m_{d,it}$	0.644** (0.290)	0.979*** (0.093)	0.337*** (0.126)
$y_{d,it}$	-0.953 (0.840)	-0.654** (0.310)	-1.068** (0.499)	$y_{d,it}$	-1.253** (0.562)	-1.554*** (0.154)	-0.922*** (0.270)	$y_{d,it}$	-0.919 (0.586)	-2.255*** (0.153)	-1.075*** (0.271)
hiba k. e.	-0.117*** (0.018)	-0.062*** (0.016)	-0.041*** (0.008)		-0.133*** (0.017)	-0.070*** (0.016)	-0.044*** (0.008)		-0.126*** (0.020)	-0.064*** (0.019)	-0.054*** (0.009)
Wald teszt ($H_0: \beta_{md}=1$)	0.80	53.78***	39.17***		5.38***	16.04***	25.53***		1.50	0.05	27.62***
Wald teszt ($H_0: \beta_{yd}=-1$)	–	1.25	0.02		0.20	12.99***	0.08		–	67.47***	0.08
Hausman teszt (MG-PMG)		0.13				3.35				7.67**	
Hausman teszt (MG-DFE)		0.00				0.00				0.00	

Megjegyzés: A Wald tesztekénél a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Továbbá: 1) $m_{d,it} = (m_{it} - m_t^*)$, 2) $y_{d,it} = (y_{it} - y_t^*)$.

B.6.5. táblázat

A monetáris modellek kétváltozós specifikációjának MG, PMG, DFE becslései az OECD-országok dollár paneljei esetén

	MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE
	<i>Kétváltozós (1973Q1-2011Q4)</i>				<i>Kétváltozós (1976Q4-2011Q4)</i>				<i>Kétváltozós (1980Q1-2011Q4)</i>		
f_{it}	1.051	2.303 ^{***}	0.448	f_{it}	0.578	-0.300	-0.000	f_{it}	0.925	-0.107	0.013
	(0.796)	(0.641)	(0.295)		(0.700)	(0.207)	(0.233)		(0.596)	(0.078)	(0.218)
hiba k. e.	-0.039 ^{***}	-0.020	-0.031 ^{***}	hiba k. e.	-0.035 ^{***}	-0.041 ^{***}	-0.034 ^{***}	hiba k. e.	-0.056 ^{***}	-0.043 ^{***}	-0.023 ^{***}
	(0.004)	(0.014)	(0.009)		(0.005)	(0.002)	(0.008)		(0.010)	(0.011)	(0.006)
Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	–	4.14 ^{**}	–	Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	–	–	–	Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	–	–	–
Hausman teszt (MG-PMG)		6.58 ^{**}		Hausman teszt (MG-PMG)		1.64		Hausman teszt (MG-PMG)		2.87 [*]	
Hausman teszt (MG-DFE)		0.00		Hausman teszt (MG-DFE)		0.00		Hausman teszt (MG-DFE)		0.00	
	<i>Kétváltozós (1985Q1-2011Q4)</i>				<i>Kétváltozós (1992Q1-2011Q4)</i>				<i>Kétváltozós (1996Q1-2011Q4)</i>		
f_{it}	0.617 ^{**}	0.688 ^{***}	0.670 ^{***}	f_{it}	1.330 ^{***}	0.867 ^{***}	0.521 ^{***}	f_{it}	0.644 ^{**}	0.862 ^{***}	0.323 ^{***}
	(0.302)	(0.040)	(0.048)		(0.505)	(0.048)	(0.082)		(0.378)	(0.132)	(0.119)
hiba k. e.	-0.094 ^{***}	-0.062 ^{***}	-0.039 ^{***}	hiba k. e.	-0.068 ^{***}	-0.054 ^{***}	-0.045 ^{***}	hiba k. e.	-0.090 ^{***}	-0.055 ^{***}	-0.054 ^{***}
	(0.015)	(0.016)	(0.007)		(0.010)	(0.001)	(0.008)		(0.016)	(0.009)	(0.009)
Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	1.16	61.55 ^{***}	46.42 ^{***}	Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	0.43	7.76 ^{***}	34.06 ^{***}	Wald teszt ($H_0: \beta_f=1$)	1.25	1.08	32.31 ^{***}
Hausman teszt (MG-PMG)		0.05		Hausman teszt (MG-PMG)		0.82		Hausman teszt (MG-PMG)		0.53	
Hausman teszt (MG-DFE)		0.00		Hausman teszt (MG-DFE)		0.00		Hausman teszt (MG-DFE)		0.00	

Megjegyzés: A Wald tesztekénél a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t, * 10%, ** 5%, *** 1%.

Továbbá: $f_{it} = [(m_{it} - m_i^*) - (y_{it} - y_i^*)]$.

B.6.6. táblázat

MG, PMG, DFE becslések a vásárlóerő-paritásra az OECD-országok dollár paneljei esetén (1973Q1/76Q4/80Q1-2011Q4)

	MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE
	<i>PPP (1973Q1-2011Q4)</i>				<i>PPP (1976Q4-2011Q4)</i>				<i>PPP (1980Q1-2011Q4)</i>		
p_{it}	-0.194	0.293	1.052***	p_{it}	-1.809***	-0.972	0.257	p_{it}	-0.751	0.992***	0.942***
	(0.120)	(0.411)	(0.304)		(0.636)	(0.648)	(0.461)		(0.684)	(0.030)	(0.042)
p_t^*	-0.163	-0.506	-1.090***	p_t^*	-1.360**	0.397	-0.679	p_t^*	0.452	-1.344***	-1.287***
	(0.228)	(0.389)	(0.298)		(0.591)	(0.574)	(0.423)		(0.468)	(0.101)	(0.103)
hiba k. e.	-0.178***	-0.084***	-0.083***		-0.051***	-0.045***	-0.044***		-0.089***	-0.086***	-0.072***
	(0.016)	(0.012)	(0.009)		(0.009)	(0.004)	(0.010)		(0.022)	(0.019)	(0.010)
Wald teszt ($H_0: \beta_p=1$)	–	–	0.03		19.53***	–	–		–	0.07	1.9
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-1$)	–	–	0.09		15.94***	–	–		–	11.52***	7.72***
Wald teszt ($H_0: \beta_p=-\beta_p^*$)	–	–	0.11		5.73**	–	–		–	15.97***	12.70***
Hausman teszt (MG-PMG)		–				–				46.51***	
Hausman teszt (MG-DFE)		0.12				0.01				0.01	

Megjegyzés: A Wald tesztekénél a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

B.6.7. táblázat

MG, PMG, DFE becslések a vásárlóerő-paritásra az OECD-országok dollár paneljei esetén (1985Q1/92Q1/96Q1-2011Q4)

	MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE		MG	PMG	DFE
	<i>PPP (1985Q1-2011Q4)</i>				<i>PPP (1992Q4-2011Q4)</i>				<i>PPP (1996Q1-2011Q4)</i>		
p_{it}	0.955 (0.643)	0.872*** (0.038)	0.938*** (0.019)	p_{it}	-0.886 (1.496)	1.075*** (0.026)	0.991*** (0.054)	p_{it}	-3.896** (1.599)	0.454 (0.281)	0.961*** (0.098)
p_t^*	-0.934 (0.596)	-0.798*** (0.081)	-0.857*** (0.092)	p_t^*	0.127 (1.221)	-2.270*** (0.220)	-1.571*** (0.177)	p_t^*	-1.499 (0.999)	-1.826*** (0.282)	-2.097*** (0.196)
hiba k. e.	-0.127*** (0.022)	-0.104*** (0.022)	-0.094*** (0.011)		-0.140*** (0.024)	-0.072*** (0.017)	-0.072*** (0.010)		-0.145*** (0.017)	-0.088*** (0.010)	-0.083*** (0.009)
Wald teszt ($H_0: \beta_p=1$)	–	11.41***	10.39***		–	8.35***	0.03		9.37***	–	0.16
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-1$)	–	6.24**	2.40		–	33.43***	10.34***		–	8.58***	31.51***
Wald teszt ($H_0: \beta_p^*=-\beta_p^*$)	–	1.27	0.89		–	33.47***	12.72***		–	–	46.66***
Hausman teszt (MG-PMG)		0.07				4.36				6.53**	
Hausman teszt (MG-DFE)		0.00				0.00				0.00	

Megjegyzés: A Wald tesztekénél a X^2 statisztikákat jelentettük le. Illetve a csillagok azt jelzik, hogy milyen szignifikancia szinten lehet elutasítani H_0 -t: * 10%, ** 5%, *** 1%.

HIVATKOZÁSI JEGYZÉK

- ABUAF, N. – JORION, P. [1990]: Purchasing power parity in the long run. *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1, pp. 157-174.
- ADAM, C. – GOUJON, M. – GUILLAUMONT JEANNENEY, S. [2004]: The transactions demand for money in the presence of currency substitution: evidence from Vietnam. *Applied Economics*, Vol. 36, No. 13, pp. 1461-1470.
- ADAM, C. S. [1991]: Financial innovation and the demand for M3 in the UK 1975-86. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 53, No. 4, pp. 401-423.
- ADAM, K. [2007]: Optimal monetary policy with imperfect common knowledge. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 2, pp. 276–301.
- ALESINA, A. – PEROTTI, R. [1995]: Taxation and Redistribution in an Open Economy. *European Economic Review*, Vol. 39, No. 5, pp. 961-979.
- ALEXIUS, A. [2001]: Uncovered interest parity revisited. *Review of International Economics*, Vol. 9, No. 3, pp. 505-517.
- BACKUS, D. [1984]: Empirical models of the exchange rate: separating the wheat from the chaff. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 17, No. 4, pp. 824-846.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. – NIROOMAND, F. – MARTIN, M. [1998]: Exchange rate sensitivity of the demand for money in Spain. *Applied Economics*, Vol. 30, No. 5, pp. 607-612.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. – CHOMSISENGPHET, S. [2002]: Stability of M2 money demand function in industrial countries. *Applied Economics*, Vol. 34, No. 16, pp. 2075-2083.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. – SHABSIGH, G. [1996]: The demand for money in Japan: Evidence from cointegration analysis. *Japan and the World Economy*, Vol. 8, No. 1, pp. 1-10.
- BALASSA, B. [1964]: The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal. *Journal of Political Economy*, Vol. 72, 584-596. o.
- BALKE, N. S. – JUN, M. – WOHR, M. E. [2013]: The contribution of economic fundamentals to movements in exchange rates. *Journal of International Economics*, Vol. 90, No. 1, pp. 1-16.
- BALTAGI, B. H. [2008]: *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley, Chichester
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS [2013]: Triennial Central Bank Survey - Foreign Exchange Turnover in April 2013: preliminary global results. BIS: Basel.

- BANSAL, R. – DAHLQUIST, M. [2000]: The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics*, Vol. 51, No. 1, pp. 115-144.
- BARRO, R – GORDON, D. [1983]: Rules, discretion, and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 1, pp 101–21.
- BASHER, S. A. – WESTERLUND, J. [2009]: Panel cointegration and the monetary exchange rate model. *Economic Modelling*, Vol. 26, No. 2, pp. 506-513.
- BAYOUMI, T. – CLARK, P. – SYMANSKY, S. – TAYLOR, M. [1994]: The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies. IMF Working Paper, No. 94/17, pp. 1-42.
- BAYOUMI, T. – DELL'ARICCIA, G. – HABERMEIER, K. – MANCINI-GRIFFOLI, T. – VALENCIA, F. – AN IMF STAFF TEAM [2014]: Monetary policy in the new normal. IMF Staff Discussion Note, No. SDN/14/3, pp. 1-48.
- BERGIN, P. – GLICK, R. – TAYLOR, A. M. [2006]: Productivity, tradability, and the long-run price puzzle. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 8, pp. 2041-2066.
- BHAGWATI, J. [1984]: Why Are Services Cheaper in Poor Countries? *The Economic Journal*, Vol. 94, No. 374, pp. 279-286.
- BILSON, J. [1978]: The monetary approach to the exchange rate – some empirical evidence. *IMF Staff Papers* 25, Vol. 1, pp. 48-75.
- BILSON, J. F. O. [1981]: The 'speculative efficiency' hypothesis. *Journal of Business*, Vol. 54, No. 3, pp. 435–451.
- BJØRNLAND, H. C. [2005]: A stable demand for money despite financial crisis: the case of Venezuela. *Applied Economics*, Vol. 37, No. 4, pp. 375-385.
- BJØRNLAND, H. C. [2009]: Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all. *Journal of International Economics*, Vol. 79, No. 1, pp. 64-77.
- BLACKBURNE III, E. F. – FRANK, M. W. [2007]: Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, Vol. 7, No. 2, pp. 197-208.
- BOOTHE, P. M. – POLOZ, S. S. [1988]: Unstable money demand and the monetary model of the exchange rate. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 785-798.
- BOSWIJK, H. P. [1996]: Testing Identifiability of Cointegrating Vectors. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 14, No. 2, pp. 153–160.
- BUCH, C. M. [2001]: Money demand in Hungary and Poland. *Applied Economics*, Vol. 33, No. 8, pp. 989-999.

- BURKE, S. P. – HUNTER, J. [2005]: *Modelling Non-Stationary Economic Time Series: A Multivariate Approach*, Palgrave Macmillan, Basingstoke
- BURNSIDE, C. – EICHENBAUM, M. – KLESHCHELSKI, I. – REBELO, S. [2006]: The Returns to Currency Speculation. NBER Working Paper, No. 12489, pp. 1-59.
- BURNSIDE, C. – EICHENBAUM, M. – REBELO, S. [2008]: Carry trade: the gains of diversification. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 6, No. 2/3, pp. 581-588.
- BURNSIDE, C. – EICHENBAUM, M. – REBELO, S. [2011]: Carry trade and momentum in currency markets. *Annual Review of Financial Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 511-535.
- BURNSIDE, C. [2012]: Carry Trades and Risk, In: JAMES, J. – MARSH, I. W. – SARNO, L. (szerk.) [2012]: *Handbook of exchange rates*, John Wiley & Sons Inc., Hoboken, New Jersey, pp. 189-220.
- BURSTEIN, A. T. – NEVES, J. C. – REBELO, S. [2003]: Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 6, pp. 1189-1214.
- CAGAN, P. [1956]: The Monetary Dynamics of Hyperinflation. In: Friedman, M. (szerk.) [1956]: *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, pp. 25-117.
- CAMARERO, M. – ORDÓÑEZ J. – TAMARIT, C. R. [2002]: Monetary transmission in Spain: a structural cointegrated VAR approach. *Applied Economics*, Vol. 34, No. 17, pp. 2201-2212.
- CAMPBELL, J. Y. – SHILLER, R. J. [1987]: Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, pp. 1062-1088.
- CANZONERI, M. – CUMBY, R. – DIBA, B. [1999]: Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries. *Journal of International Economics*, Vol. 47, No. 2, pp. 245–266.
- CAPORALE, G. M. – PITTIS, N. [2001]: Parameter Instability, Superexogeneity, and the Monetary Model of the Exchange Rate. *Review of World Economics*, Vol. 137, No. 3, pp. 501–524.
- CARRION-I-SILVESTRE, J.L. – DEL BARRIO-CASTRO, T. – LÓPEZ-BAZO, E. [2005]: Breaking the panels: an application to the GDP per capita. *Econometrics Journal*, Vol. 8, No. 2, pp. 159-175.
- CASSEL, G. [1921]: *The World's Monetary Problem*,. London: Constable
- CASSEL, G. [1922]: *Money and Foreign Exchange After 1914*, New York: Macmillan

- CASSEL, G. [1928]: Post-war monetary stabilization, Columbia University Press, New York.
- CERRA, V. – SAXENA, S. C. [2010]: The monetary model strikes back: evidence from the world. *Journal of International Economics*, Vol. 81, No. 2, pp. 184–196.
- CHABOUD, A. P. – WRIGHT, J. H. [2005]: Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Journal of International Economics*, Vol. 66, No. 2, pp. 349-362.
- CHEUNG, Y. W. – LAI, K. S. [1993]: Long-run purchasing power parity during the recent float. *Journal of International Economics*, Vol. 34, No. 1-2, pp. 181-192.
- CHEUNG, Y. W. – CHINN, M. D. – PASCUAL, A. G. [2005]: Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, Vol 24, No. 7, pp. 1150-1175.
- CHINN, M. [1999]: Productivity, Government spending and the real exchange rate: evidence for OECD countries. In: MACDONALD R. – STEIN, J. (editors) [1999]: *Equilibrium Exchange Rates*, Boston: Kluwer Academic Publishers, pp. 163–190.
- CHINN, M. – JOHNSTON, L. [1996]: Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries. NBER Working Paper No. 5709, pp. 1-36.
- CHINN, M. D. – MEREDITH, G. [2004]: Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, Vol. 51, No. 3, pp. 409-430.
- CHINN, M. D. – MOORE, M. J. [2011]: Order Flow and the Monetary Model of Exchange Rates: Evidence from a Novel Data Set. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, No. 8, pp. 1599– 1624.
- CHINN, M. D. [1997a]: Sectoral Productivity, Government Spending and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries. NBER Working Paper, No. 6017, pp. 1-38.
- CHINN, M. D. [1997b]: Whither the yen? Implications of an intertemporal model of the Yen/Dollar rate. *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, No. 2, pp. 228–246.
- CHINN, M. D. [2006]: The partial rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, No. 1, pp. 7-21.
- CHINN, M. D. [2012]: Macro Approaches to Foreign Exchange Determination, In: JAMES, J. – MARSH, I. W. – SARNO, L. (szerk.) [2012]: *Handbook of exchange rates*, John Wiley & Sons Inc., Hoboken, New Jersey, pp. 45-71.

- CHOUDHRY, T. – LAWLER, P. [1997]: The monetary model of exchange rates: evidence from the Canadian float of the 1950s. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, No. 2, pp. 349-362.
- CHOUDHRY, T. – MCNOWN, R. – WALLACE, M. [1991]: Purchasing power parity and the Canadian float in the 1950s. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 3, pp. 558-563.
- CHRISTIANO, L. – MOTTO, R. – ROSTAGNO, M. [2008]: Shocks, structures or monetary policies? The euro area and US after 2001, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 32, No. 8, pp. 2476-2506.
- CLEMENTS, K. W. – FRENKEL, J. A. [1980]: Exchange Rates, Money, and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s. *Journal of International Economics*, Vol. 10, No. 2, pp. 249-262.
- CLEMENTS, K. W. – FRENKEL, J. A. [1980]: Exchange Rates, Money, and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s. *Journal of International Economics*, Vol. 10, No. 2, pp. 249-262.
- CRESPO-CUARESMA, J. – FIDRMUC, J. – MACDONALD, R. [2005]: The monetary approach to exchange rates in the CEECs. *Economics of Transition*, Vol. 13, No. 2, pp. 395-416.
- CUKIERMAN, A. [1992]: *Central bank strategies: credibility and independence*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England
- CUMBY, R. E. – OBSTFELD, M. [1981]: A Note on Exchange-Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis. *The Journal of Finance*, Vol. 36, No. 3, pp. 697-703.
- CUMBY, R. E. – OBSTFELD, M. [1982]: International Interest-Rate and Price-Level Linkages Under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence. NBER Working Paper, No. 921, pp. 1-38.
- CUMBY, R. E. [1988]: Is It Risk? Explaining Deviations from Uncovered Interest Parity. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 2, pp. 279-299.
- CUSHMAN, D. O. [2000]: The failure of the monetary exchange rate model for the Canadian-U.S. dollar, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, No. 3, pp. 591-603.
- CUTLER, H. – DAVIES, S. – SCHMIDT, M. B. [2000]: Forecasting in a large macroeconomic system. *Applied Economics*, Vol. 32, No. 13, pp. 1711–1718.
- DĄBROWSKI, M. A. – PAPIEŻ, M. – ŚMIECH, S. [2014]: Exchange rates and monetary fundamentals in CEE countries: Evidence from a panel approach. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 41, pp. 148-159.

- DARVAS ZS. – HALPERN L. (szerk.) [1998]: Árfolyamelmélet, Osiris Kiadó, Láthatatlan Kollégium, Budapest
- DARVAS ZS. – SCHEPP Z. [2007a]: Forecasting exchange rates of major currencies with long maturity forward rates. Working Paper, No. 2007/5. Department of Mathematical Economics and Economics Analysis, Corvinus University of Budapest. http://web.uni-corvinus.hu/darvas/Darvas_Schepp_Forecasting.pdf. Letöltve: 2015. 01. 11.
- DARVAS ZS. – SCHEPP Z. [2007b]: Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével. Közgazdasági Szemle, 65. évf., június, pp. 501-528.
- DARVAS ZS. [1999]: Az árfolyamsávok empirikus modelljei és a devizaárfolyam sávon belüli előrejelezhetetlensége. Közgazdasági Szemle, 46. évf., 6. szám, pp. 507-529.
- DARVAS ZS. [2001]: Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. Statisztikai Szemle, 79. évf., 6. szám, pp. 490-506.
- DARVAS ZS. [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobeldíjasok. Statisztikai Szemle, 82. évf., 3. szám, pp. 296–320.
- DAVUTYAN, N. – PIPPENGER, J. [1991]: Testing purchasing power parity: some evidence of the effects of transaction costs. *Econometric Reviews*, Vol. 9, No. 2, pp. 211-240.
- DE GREGORIO, J. – GIOVANNINI, A. – WOLF, H. C. [1994]: International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation. *European Economic Review*, Vol. 38, No. 6, pp. 1225-1244.
- DE GREGORIO, J. – WOLF, H. [1994]: Terms of trade, productivity, and the real exchange rate, NBER Working Paper 4807, pp. 1-18.
- 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, pp. 427-431.
- DORNBUSCH, R. [1976]: Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 84., No. 6, pp. 1161-1176.
- DRISKILL, R. [1981]: Exchange rate overshooting, the trade balance, and rational expectations, *Journal of International Economics*, Vol. 11, No. 3, pp. 361-377.
- DUTT, S. D. – GHOSH, D. [2000]: An empirical note on the monetary exchange rate model. *Applied Economics Letters*, Vol. 7, No. 10, pp. 669-671.
- ÉGERT B. [2002] Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in the Transition: Do we Understand what we See? A Panel Study. *Economics of Transition*, Vol. 10, No. 2, pp. 1-36.

- ÉGERT, B. – DRINE, I. – LOMMATZSCH, K. – RAULT, C. [2003]: The Balassa–Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality? *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 3, pp. 552–572.
- ENGEL, C. – ROGERS, J. H. [1996]: How wide is the border? *American Economic Review*, Vol. 86, No. 5, pp. 1112-1125.
- ENGEL, C. [1993]: Real Exchange Rates and Relative Prices? An Empirical Investigation, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 1, pp. 35-50.
- ENGEL, C. [1996]: The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, No. 2, pp. 123-192.
- ENGEL, C. [2014]: Exchange Rates and Interest Parity. In: HELPMAN, E. – ROGOFF, K. – GOPINATH, G. (szerk.) [2014]: *Handbook of International Economics*, Vol. 4.
- ENGEL, C. – MARK, N. C. – WEST, K. D. [2007]: Exchange rate models are not as bad as you think. NBER Working Paper 13318, pp. 1-48.
- ENGEL, C. – WEST, K. D. [2005]: Exchange Rates and Fundamentals. *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 3, pp. 485-517.
- ENGEL, R. F. – YOO, B. S. [1987]: Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, Vol. 35, Issue 1, pp. 143-159.
- ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. [1987]: Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- ERDEY, L. – FÖLDVÁRI, P. [2009]: Do Purchasing Power and Interest Rate Parities Hold for the EUR/HUF Exchange Rate? A Time-series Analysis. *Acta Oeconomica*, Vol. 59, No. 3, pp. 289-306.
- ESCRIBANO, A. [2004]: Nonlinear error-correction: the case of money demand in the UK (1878–2000). *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 8, No. 1, pp. 76-116.
- ESTRELLA, A. – MISHKIN, F. [1997]: Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, No. 2, pp. 279-304.
- EVANS, M. – LYONS, R. K. [2002]: Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 1, pp. 170–80.
- FAMA, E. [1984]: Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, No. 3, pp. 319-338.
- FISHER, I. [1930]: *The theory of interest*, New York: Macmillan
- FLOOD, R. P. – ROSE, A. K. [1994]: Fixes: Of The Forward Discount Puzzle. NBER Working Paper, No. 4928, pp. 1-11.

- FRANCIS, B. – HASAN, I. – LOTHIAN, J. R. [2001]: The Monetary Approach to Exchange Rates and the Behaviour of the Canadian Dollar over the Long Run. *Applied Financial Economics*, Vol. 11, No. 5, pp. 475-481.
- FRANKEL, J. – POONAWALA, J. [2010]: The forward market in emerging currencies: less biased than in major currencies. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, No. 3, pp. 585-598.
- 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, pp. 610-622.
- FRANKEL, J. A. [1984]: Tests of monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In: *Exchange Rate Theory and Practice*. John F. O. Bilson – Richard C. Marston, eds., University of Chicago Press, pp. 239-260.
http://www.nber.org/chapters/c6837.pdf?new_window=1 Letöltve: 2011. 12. 16.
- FREEDMAN, C. [1981]: Monetary Aggregates as Targets: Some Theoretical Aspects. NBER Working Paper, No. 775, pp. 1-49.
- FRENKEL, J. A. [1976]: A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, pp. 169-191.
- FRENKEL, J. A. [1978]: Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 2, pp. 169-191.
- FRENKEL, J. A. [1981]: The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's. *European Economic Review*, Vol. 16, No. 1, pp. 145-165.
- FRIEDMAN, B. M. [1990]: Targets and instruments of monetary policy. In: FRIEDMAN, B. M. – HAHN, F. H. (szerk.) [1990]: *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 2, pp. 725-1311.
- FRÖMMELE, M. – MACDONALD, R. – MENKHOF, L. [2005]: Markov switching regimes in a monetary exchange rate model. *Economic Modelling*, Vol. 22, No. 3, pp. 485-502.
- FROOT, K. A. – FRANKEL, J. A. [1989]: Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 1, pp. 139-161.
- FROOT, K. A. – ROGOFF, K. [1991]: The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency. In: FISHER, S. – BLANCHARD, O. (szerk.) [1990]: *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, pp. 269-317.
- FROOT, K. A. – THALER, R. H. [1990]: Anomalies: foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 1, pp. 179-192.
- GABRIEL, V. J. C. R. DE A. – DA SILVA LOPES, A. C. B. – NUNES, L. C. [2003]: Instability in cointegration regressions: a brief review with an application to money demand in Portugal. *Applied Economics*, Vol. 35, No. 8, pp. 893-900.

- GOLDBERG, P. K. – KNETTER, M. M. [1997]: Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 3, pp. 1243-1272.
- GRANGER, C. W. J. – LEE, T. [1989]: Investigation of production, sales and inventory relations using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, Supplement: Special Issue on Topics in Applied Econometrics, pp. S145-S159.
- GRANGER, C. W. J. [1981]: Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, Vol. 16, No. 1, pp. 121-130.
- GROEN, J. J. [2000]: The monetary exchange rate model as a long run phenomenon. *Journal of International Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 299-319.
- GROEN, J. J. J. – KLEIBERGEN, F. [2003]: Likelihood-based Cointegration Analysis in Panels of Vector Error Correction Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 21, No. 2, pp. 295-318.
- GROEN, J. J. J. [2005]: Exchange rate predictability and monetary fundamentals in a small multi-country panel. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No.3, pp. 495-516.
- HADRI, K. [2000]: Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, Vol. 3, No. 2, pp. 148-161.
- HAFER, R. W. – JANSEN, D. W. [1991]: The demand for money in the United States: evidence from cointegration tests. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, No. 2, pp. 155-168.
- HAKKIO, C. S. [1984]: A Re-examination of purchasing power parity: a multicountry and multi-period study. *Journal of International Economics*, Vol. 17, No. 3-4, pp. 265- 277.
- HALDRUP, N. [1998]: An econometric analysis of I(2) variables. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 12, No. 5, pp. 595-650.
- HALPERN, L. – WYPLOSZ, C. [2001]: Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection. *Economic Survey of Europe*, No. 1, pp. 227-239.
- HANSEN, B. E. [1992]: Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends. *Journal of Econometrics*, Vol. 53, No. 1-3, pp. 87-121.
- HANSEN, B. E. [1995]: Rethinking the univariate approach to unit root testing: using covariates to increase power. *Econometric Theory*, Vol. 11, No. 5, pp. 1148-1171.
- HARRIS, D. – LEYBOURNE, S. – MCCABE, B. [2005]: Panel Stationarity Test for Purchasing Power Parity With Cross-Sectional Dependence. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No. 4, pp. 395-409.

- HARROD, R. [1933]: *International Economics*, Nisbet and Cambridge University Press, London
- HARROD, R. F. [1939]: An Essay in Dynamic Theory, *Economic Journal*, Vol. 49, No. 193, pp. 14–33.
- HENDRY, D. F. – ERICSSON, N. R. [1991] An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom* by Milton Friedman and Anna J. Schwartz. *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 1, pp. 8-38.
- HENDRY, D. F. – JUSELIUS, K. [2000]: Explaining cointegration analysis: Part I. *The Energy Journal*, Vol. 21, No. 1, pp. 1-42.
- HODRICK, R. J. [1987]: *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*, Harwood Academic Publishers, Chur
- HOFFMAN, D. L. – RASCHE, R. H. [1991]: Long-run income and interest elasticities of money demand in the United States. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 4, pp. 665-674.
- HOOPER, P. – MORTON, J. [1982]: Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1, No. 1, pp. 39-56.
- HSIEH, D. [1982]: The determination of the real exchange rate: the productivity approach. *Journal of International Economics*, Vol. 12, No. 3-4, pp. 355–362.
- HUANG, C. J. – LIN, C.-F. J. – CHENG, J.-C. [2001]: Evidence on nonlinear error correction in money demand: the case of Taiwan. *Applied Economics*, Vol. 33, No. 13, pp. 1727–1736.
- HUANG, C.-H. – YANG, C.-Y. [2015]: European exchange rate regimes and purchasing power parity: An empirical study on eleven eurozone countries. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 35, pp. 100-109.
- HUNTER, J. – ALI, F. M. [2013]: *The Monetary Model of the US Dollar–Japanese Yen Exchange Rate: An Empirical Investigation*. Brunel University London Department of Economics Working Paper, No. 13-08, pp. 1-28.
- HWANG, J. K. [2003]: Dynamic forecasting of sticky-price monetary exchange rate model. *Atlantic Economic Journal*, Vol. 31, No. 1, pp. 103-114.
- 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, pp. 393-419.
- 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, pp. 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, pp. 53-74.
- ISARD, P. [1977]: How far can we push the "law of one price"? *American Economic Review*, Vol. 67, No. 5, pp. 942-948.
- ISSING, O. [2009]: In search of monetary stability: the evolution of monetary policy. BIS Working Paper, No. 273, pp. 1-24.
- JOHANSEN, S. [1991]: Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, S. [1992]: Testing weak exogeneity and the order of cointegration in the UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, No. 3, pp. 313-334.
- JOHANSEN, S. [1995]: Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford, Oxford University Press
- JORDÀ, Ò. - TAYLOR, A. M. [2012]: The carry trade and fundamentals: nothing to fear but FEER itself. *Journal of International Economics*, Vol. 88, No. 1, pp. 74-90.
- JORDAN, J. L. – STEVENS, N. A. [1971]: The Year 1970 – A "Modest" Beginning For Monetary Aggregates. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, No. 1, pp. 14–32.
- JUDD, J. P. – SCADDING, J. L. [1982]: The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature. *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No. 3, pp. 993-1023.
- JUSELIUS, K. – MACDONALD, R. [2004]: International Parity Relationships between the US and Japan. *Japan and the World Economy*, Vol. 16, No. 1, pp. 17–34.
- KAO, C. – CHIANG, M-H. [2001]: On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. In: BALTAGI, B. H. – FOMBY, T. B. – HILL, R. C. (eds.) [2001]: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, Vol. 15)*, Emerald Group Publishing Limited, pp. 179-222.
- KAO, C. [1999]: Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, Vol. 90, No. 1, pp. 1-44.
- KARFAKIS, C. I. – PARIKH, A. [1993]: A cointegration approach to monetary targeting in Australia. *Australian Economic Papers*, Vol. 32, No. 60, pp. 53-70.
- KEREKES A. [1995]: Árfolyamelméletek: a monetáris modell. *Bankszemle*, 39. évf. 7. szám, pp. 18-30.
- KEYNES, J. M. [1923]: *A Tract on Monetary Reform*. London: Macmillan
- KIA, A. [2006]: Economic policies and demand for money: evidence from Canada. *Applied Economics*, Vol. 38, No. 12, pp. 1389-1407.

- KIM, S. – LIMA, L. R. [2010]: Local persistence and the PPP hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, No. 3, pp. 555-569.
- KNETTER, M. M. [1997]: Why are Retail Prices in Japan so High? Evidence from German Export Prices. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 15, No. 5, pp. 549-572.
- KŐRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1990]: *Gyakorlati ökonometria. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.*
- KOURETAS, G. P. [1997]: Identifying linear restrictions on the monetary exchange rate model and the uncovered interest parity: cointegration evidence from the Canadian- U.S. dollar. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 30, No. 4a, pp. 875-90
- KOVÁCS E. [1989]: Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*. 67. évf. 5. sz. pp. 599–619.
- KRAVIS, I. B. – LIPSEY, R. E. [1983]: *Toward an explanation of national price levels. Princeton Studies in International Finance, No. 52. Princeton, NJ: International Finance Section, Department of Economics, Princeton University*
- KRUGMAN, P. R. – OBSTFELD, M. [2009]: *International Economics: Theory and Policy, Pearson (Addison-Wesley), Canada*
- KRUGMAN, P. R. [1978]: Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence. *Journal of International Economics*, Vol. 8, Issues 3, pp. 397-407.
- KRUGMAN, P. R. [1987]: Pricing to market when the exchange rate changes. In: ARNDT, S. W. – RICHARDSON, J. D. (editors) [1987]: *Real-financial linkages among open economies, MIT Press, Cambridge (MA), pp. 49-70.*
- KRUGMAN, P. R. [1990]: Equilibrium Exchange Rates. In: BRANSON, W. H. – FRENKEL, J. A. – GOLDSTEIN, M. (szerk.) [1990]: *International monetary policy coordination and exchange rate fluctuations. University of Chicago Press, Chicago, pp. 159-187.*
- 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, pp. 159-178.
- LAFRANCE, R. – OSAKWE, P. – ST-AMANT, P. [1998]: Evaluating alternative measures of the real effective exchange rate. *Bank of Canada Working Paper, No. 98-20, pp. 1-20.*
- LANE, P. R. – MILESI-FERRETTI, G. M. [2002]: External wealth, the trade balance, and the real exchange rate. *European Economic Review*, Vol. 46, No. 6, pp. 1049–1071.
- LEE, B-J. [2012]: Uncovered interest parity puzzle: Asymmetric responses. *International Review of Economics & Finance*, Vol. 27, pp. 238-249.

- LEE, J. – TANG, M.-K. [2007]: Does productivity growth appreciate the real exchange rate? *Review of International Economics*, Vol. 15, No. 1, pp. 164–187.
- LEVIN, A. – LIN, C.-F. [1993]: Unit root tests in panel data: new results. University of California at San Diego Department of Economics Discussion Paper, pp. 93-56.
- LEWIS, K. K. [1994]: Puzzles in International Financial Markets, NBER Working Paper, No. 4951, pp. 1-73.
- LOTHIAN, J. [1997]: Multi-country evidence on the behavior of purchasing power parity under the current float. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 1, pp. 19-35.
- LOTHIAN, J. R. – TAYLOR, M. P. [1996]: Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 3, pp. 488–510.
- LOTHIAN, J. R. – WU, L. [2011]: Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 30, No. 3, pp. 448-473.
- LOTHIAN, J. R. – TAYLOR, M. P. [2008]: Real Exchange Rates over the past Two Centuries: How Important Is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect? *The Economic Journal*, Vol. 118, No. 532, pp. 1742-1763.
- LUSTIG, H. – ROUSSANOV, N. – VERDELHAN, A. [2011]: Common risk factors in currency markets. *Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 11, pp. 3731-3777.
- LÜTKEPOHL, H. [2005]: *New introduction to multiple time series analysis*, Springer
- MACDONALD, R. – HUSTED, S. [1998]: Monetary-based models of the exchange rate: a panel perspective. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 8, No. 1, pp. 1-19.
- MACDONALD, R. – TAYLOR, M. P. [1992]: Exchange rate economics: a survey. *Staff Papers-International Monetary Fund*, Vol. 39, No. 1, pp. 1-57.
- MACKINNON, J. G. [2010]: Critical values for cointegration tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227
- 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, pp. 631–652.
- MARK, N. [1995]: Exchange rates and fundamental evidence on long-horizon predictability. *American Economic Review*, Vol. 85, No. 1, pp. 201-18.
- MARK, N. C. – OGAKI, M. – SUL, D. [2005]: Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions. *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, pp. 797-820.
- MARK, N. C. [2001]: *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*, Wiley-Blackwell

- 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, pp. 29–52.
- MARK, N. C. – SUL, D. [2003]: Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 5, pp. 655-680.
- MARQUEZ, J. – SCHINASI, G. J. [1988]: Measures of money and the monetary model of the Canadian-US Dollar exchange rate. *Economic Letters*, Vol. 26, No. 2, pp. 183-188.
- MARSH, I. W. – PASSARI, R. – SARNO, L. [2012]: Purchasing Power Parity in Tradeable Goods, In: JAMES, J. – MARSH, I. W. – SARNO, L. (szerk.) [2012]: *Handbook of exchange rates*, John Wiley & Sons Inc., Hoboken, New Jersey, pp. 189-220.
- MARSTON, R. [1990]: Systematic movements in real exchange rates in the G-5: evidence on the integration of internal and external markets. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, No. 5, pp. 1023–1044.
- MARSTON, R. C. [1986]: Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan. NBER Working Paper, No. 1922, pp. 1-36.
- MCNOWN, R. – WALLACE, M. S. [1992]: Cointegration tests of a long-run relationship between money demand and the effective exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11, No. 1, pp. 107-114.
- MEESE, R. A. [1986]: Testing for bubbles in exchange markets: a case of sparkling rates. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 2, pp. 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, pp. 3-24.
- MENKHOFF, L. – SARNO, L. – SCHMELING, M. – SCHRIMPF, A. [2012]: Currency momentum strategies. *Journal of Financial Economics*, Vol. 106, No. 3, pp. 660-684.
- MICHAEL, P. – NOBAY, A. R. – PEEL, D. A. [1997]: Transaction Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 4, pp. 862–879.
- MOORE, M. J. – ROCHE, M. J. [2012]: When does uncovered interest parity hold? *Journal of International Money and Finance*. Vol. 31, No. 4, pp. 865-879.
- MUSCATELLI, V. A. – PAPI, L. [1990]: Cointegration, financial innovation and modelling the demand for money in Italy. *The Manchester School*, Vol. 58, No. 3, pp. 242-259.
- MUSSA, M. [1976]: Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating, *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78,

- No. 2, Proceedings of a Conference on Flexible Exchange Rates and Stabilization Policy, pp. 229-248.
- NARAYAN, P. K. [2008]: The Purchasing Power Parity revisited: new evidence for 16 OECD countries from panel unit root tests with structural breaks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 18, No. 2, pp. 137-146.
- NASZÓDI A. [2004]: A sávmódosítások árfolyamhatásának vizsgálata opciós modell keretei között. *MNB Füzetek* 2004/2, pp. 1-41.
- NASZÓDI A. [2011]: Testing the asset pricing model of exchange rates with survey data. *MNB Working Papers* 2011/2, pp. 1-39.
- NELSON, E. [2003]: The future of monetary aggregates in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 5, pp. 1029-1059.
- NEMÉNYI J. [2003]: Az euró bevezetésének feltételei Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 50. évf., 6. szám, pp. 479-504.
- 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, pp. 1519-1554.
- O'CONNELL, P. G. J. – WEI, S-J. [2002]: The bigger they are, the harder they fall: retail price differences across U.S. cities. *Journal of International Economics*, Vol. 56, No. 1, pp. 21-53.
- OBSTFELD, M. – ROGOFF, K. [1994]: The Intertemporal Approach to the Current Account. *NBER Working Paper*, No. 4893, pp. 1-75.
- OBSTFELD, M. – ROGOFF, K. [1996]: *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England
- O'CONNELL, P. G. J. [1998]: The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, Vol. 44, pp. 1–19.
- OFFICER, L. [1986]: The Law of One Price Cannot be Rejected: Two Tests Based on the Tradeable/Non-tradeable Goods Dichotomy. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 8, No. 2, pp. 159-182.
- OFFICER, L. H. [1976]: Productivity bias and purchasing power parity: An econometric investigation, *Staff Papers (International Monetary Fund)*, Vol. 23, No. 3, pp. 545-579.
- OTERO, J. – SMITH, J. [2000]: Testing for cointegration: power versus frequency of observation-further Monte Carlo results. *Economics Letters*, Vol. 67, No. 1, pp. 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, pp. 51-82.

- PARSLEY, D. C. – WEI S-J. [1996]: Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 4, pp. 1211-1236
- PEDRONI, P. [1996]: Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the Case of Purchasing Power Parity. Working Paper No. 96–020, Department of Economics, Indiana University
- PEDRONI, P. [2001a]: Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In: BALTAGI, B. H. – FOMBY, T. B. – HILL, R. C. (eds.) [2001]: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, Vol. 15)*, Emerald Group Publishing Limited, pp. 93-130.
- PEDRONI, P. [2001b]: Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 4, pp. 727-731.
- 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, pp. 597-625.
- 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, pp. 621–634.
- PESARAN, M. H. – SMITH, R. P. [1995]: Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, pp. 79-113.
- 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.
- PESARAN, M. H. [2007]: A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No. 2, pp. 265–312.
- PHILLIPS, P. C. – HANSEN, B. E. [1990]: Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 1, pp. 99-125.
- PHILLIPS, P. C. – MOON, H. R. [1999]: Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, Vol. 67, No. 5, pp.1057-1111.
- PILBEAM, K. [2005]: *International Finance*, London, Palgrave Macmillan
- POOLE, W. [1970]: Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Mode. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 2, pp. 197-216.

- POOLE, W. [1970]: The future of monetary aggregates in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 5, pp. 1029-1059.
- RAGAN, C. [2011]: The Evolution of Canadian Monetary Policy: Successful Ideas Through Natural Selection. In: Gorbet, F. – Sharpe, A. (szerk.) [2011]: *New Directions for Intelligent Government in Canada: Papers in Honour of Ian Stewart*, Centre for the Study of Living Standards, pp. 49-80.
<http://www.csls.ca/festschrift/StewartFestschrift.pdf#page=55> Letöltve: 2014. 06. 12.
- RAMAJO, J. [2001]: Time-varying parameter error correction models: the demand for money in Venezuela, 1983.I–1994.IV. *Applied Economics*, Vol. 33, No. 6, pp. 771-782.
- RAPACH, D. E. – WOCHAR, 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, pp. 359-385.
- RAPACH, D. E. – WOCHAR, M. E. [2004]: Testing the monetary model of exchange rate determination: a closer look at panels. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, Issue 6, pp. 867-895.
- RICCI, L. A. – MILESI-FERRETTI G. M. – LEE, J. [2013]: Real exchange rates and fundamentals: a cross-country perspective. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 45, No.5, pp. 845-865.
- RICHARDSON, J. D. [1978]: Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *Journal of International Economy*, Vol. 8, No. 2, pp. 341-351.
- RIECKE W.– SZALKAI I. – SZÁZ J. [1985]: *Árfolyamelméletek és pénzügypolitika*, Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- RIME, D. – SARNO, L. – SOJLI, E. [2010]: Exchange rate forecasting, order flow and macroeconomic information. *Journal of International Economics*, Vol. 80., No. 1, pp. 72-88.
- ROBERTSON, R. – KUMAR, A. – DONALD H. DUTKOWSKY, D. H. [2014]: Weak-form and strong-form purchasing power parity between the US and Mexico: A panel cointegration investigation. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 42, pp. 241-262.
- ROGERS, J. H. – JENKINS, M. [1995]: Haircuts or hysteresis? Sources of movements in real exchange rates. *Journal of International Economics*, Vol. 38, No. 3-4, pp. 339-360.
- ROGOFF, K. [1992]: Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 10, No. 2, pp. 1- 29.

- ROGOFF, K. [1996]: The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp. 647-668.
- ROGOFF, K. [2002]: Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years. IMF Working Paper, No. 02/39, pp. 1-35.
- SAIKKONEN, P. [1992]: Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, Vol. 8, No. 1, pp. 1-27.
- SAMUELSON, P. A. [1964]: Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, 145-154. o.
- SARANTIS, N. [1994]: The monetary exchange rate model in the long run: an empirical investigation. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 130, H. 4, pp. 698-711.
- SARNO, L. – CHOWDHURY, I. [2003]: The Behaviour of The Real Exchange Rate: Evidence From an Alternative Price Index. *Economic Notes*, Vol. 32, No. 3, pp. 295-333.
- SARNO, L. – TAYLOR, A. M. – CHOWDHURY, I. [2004]: Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, No. 1, pp. 1–25.
- SARNO, L. – TAYLOR, M. [2003]: *The economics of exchange rates*, Cambridge University Press, Cambridge
- SERCU, P. – UPPAL, R. – VAN HULLE, C. [1995]: The exchange rate in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity. *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 4, pp. 1309-1319.
- SHAFIR, E. – DIAMOND, P. – TVERSKY, A. [1997]: Money Illusion. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 2, pp. 341-374.
- SHILLER, R. J. – PERRON, P. [1985]: Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation. *Economics Letters*, Vol. 18, No. 4, pp. 381–386.
- SIEGEL, J. J. [1972]: Risk, Interest Rates and the Forward Exchange. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 86, No. 2, pp. 303-309.
- SLAVOVA, S. [2003]: Money demand during hyperinflation and stabilization: Bulgaria, 1991–2000. *Applied Economics*, Vol. 35, No. 11, pp. 1303-1316.
- STOCK, J. H. – WATSON, M. W. [1993]: A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 61, No. 4, pp. 783-820.
- STRAUSS, J. [1996]: The cointegrating relationship between productivity, real exchange rates and purchasing power parity. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No. 2, pp. 299–313.

- SUMMERS, R. – HESTON, A. [1991]: The Penn World Table (Mark 5): an Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 327–368.
- SVENSSON, L. [2005]: Monetary policy with judgment: forecast targeting. *International Journal of Central Banking*, Vol. 1, No. 1, pp 1–54.
- SZABÓ A. [2014]: A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat tesztelése. *Competitio*, 13. évf. 2. szám, pp. 36–58.
- SZABÓ A. [2015a]: A monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepe néhány OECD-ország devizaárfolyamának hosszú távú meghatározásában. *Sigma*, 46. évf., 1-2. szám, pp. 17-70.
- SZABÓ A. [2015b]: Testing monetary exchange rate models with panel cointegration tests. *Annals of the University of Oradea Economic Science*, Vol. 24, No.1, pp. 643-651.
- TARAFÁS I. [2001]: A kamat, az árfolyam és a forint hátralévő évei. *Közgazdasági Szemle*, 48. évf., 6. szám, pp. 480-497.
- TAYLOR, A. M. [2001]: Potential pitfalls for the purchasing power parity puzzle? Sampling and specification biases in mean reversion tests of the law of one price. *Econometrica*, Vol. 69, No. 2, pp. 473–498.
- TAYLOR, A. M. [2002]: A century of purchasing power parity. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 1, pp. 139–50.
- TAYLOR, A. M. – TAYLOR, M. P. [2004]: The purchasing power parity debate. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 4, pp. 135–158.
- TAYLOR, M. P. – SARNO, L. [1998.]: The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period. *Journal of International Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 281-312.
- TERÄSVIRTA, T. – ELIASSON, A.-C. [2001] Non-Linear Error Correction and the UK Demand for Broad Money, 1878-1993. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, Special Issue in Memory of John Denis Sargan, 1924-1996: *Studies in Empirical Macroeconometrics*, pp. 277-288.
- TURNER, P. [1991]: Capital flows in the 1980s: a survey of major trends. *BIS Economic Papers*, No. 30, pp. 1-124.
- UPADHYAYA, K. P. – PRADHAN, G. [2006]: Another Empirical Look at the Monetary approach to Exchange Rate Determination: The Case of G7 Countries. *Briefing Notes in Economics*, Vol. 69, No. 6, pp. 1-12.

- VAMVOUKAS, G. A. [1998]: The relationship between budget deficits and money demand: evidence from a small economy. *Applied Economics*, Vol. 30, No. 3, pp. 375–382.
- VERDELHAN, A. [2010]: A Habit-Based Explanation of the Exchange Rate Risk Premium. *The Journal of Finance*, Vol. 65, No. 1, pp. 123-146.
- WANG, P. [2009]: *The Economics of Foreign Exchange and Global Finance*, Springer, Heidelberg
- WANG, Y. [2011]: The stability of long-run money demand in the United States: A new approach. *Economic Letters*, Vol. 111, No. 1, pp. 60-63.
- WEST, K. D. [2012]: Econometric analysis of present value models when the discount factor is near one. *Journal of Econometrics*, Vol. 171, No. 1, pp. 86-97.
- WESTERLUND, J. [2006]: Testing for panel cointegration with multiple structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 1, pp. 101-132.
- WESTERLUND, J. [2007]: Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 6, pp. 709-748.
- WOODFORD, M. [2003]: *Interest and prices*, Princeton University Press, Princeton
- WU, J.-T. [2015]: Markov regimes switching with monetary fundamental-based exchange rate model. *Asia Pacific Management Review*, Vol. 20, No. 2, pp. 79-89.
- WU, Y. [1996]: Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel data test. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, No. 1, pp. 54-63.
- ZHANG, S. – LOWINGER, T. C. – TANG, J. [2007]: The Monetary Exchange Rate Model: Long-run, Short-run, and Forecasting Performance. *Journal of Economic Integration*, Vol. 22, No. 2, pp. 397-406.