

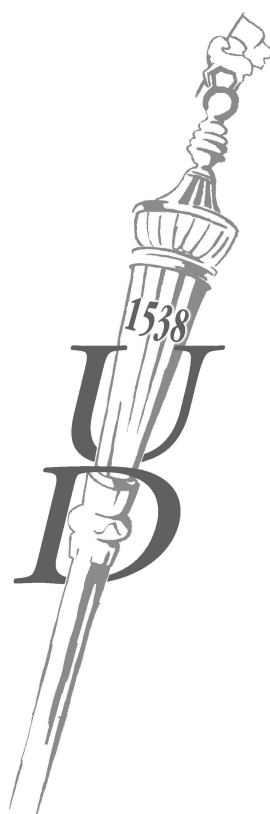
Egyetemi doktori (PhD) értekezés tézisei

A NOMINÁLIS ÁRFOLYAMOK HOSSZÚ TÁVÚ VISELKEDÉSÉNEK VIZSGÁLATA

A monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelése

Szabó Andrea

Témavezető: Dr. Földvári Péter



**DEBRECENI EGYETEM
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI DOKTORI ISKOLA**

Debrecen
2016

TARTALOMJEGYZÉK

1	A DISSZERTÁCIÓ CÉLKITŰZÉSEI.....	1
2	AZ ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN	4
3	EREDMÉNYEK ÉS TÉZISEK	14
4	HIVATKOZÁSI JEGYZÉK.....	17
5	A SZERZŐ TUDOMÁNYOS TEVÉKENYSÉGE.....	21

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. Máté Domicián 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 A DISSZERTÁCIÓ CÉLKITŰZÉSEI

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 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.

Célkitűzések, 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?*

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

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 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 igazolhatók-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.

2 AZ ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN

Idősoros vizsgálatok módszertana

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 kointegráltak², 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 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 teszt öt modellezési lehetősége közül többek között az információs kritériumok alapján döntöttük el, hogy mely modell illeszkedik

² A kointegrációról magyarul olvashatunk többek között Kovács [1989], Körösi *et al.* [1990] és Darvas [2004] munkáiban.

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 alkalmazkodás³, 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.

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 teszteket 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

³ 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.

kointegrált VAR modellek reziduumaik stacionerek, akkor az utalhat a változók közötti kointegrációra. Azért ezeket a teszteket választottuk, mert ezek eltérő autoregresszív struktúrát feltételeznek az egyes idősorok esetén. 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 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 a 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. (Panel módszerrel általában jobb eredmények érhetők el, így ebben az esetben a fent említett két hipotézis is jobban vizsgálható.)

Panel vizsgálatok módszertana

Ahogy azt már az idősoroknál is láhattuk, a kointegráció csak nemstacioner változók között értelmezhető, ezért a panelvizsgálatoknál is meg kell vizsgálni a változóink integráltságának fokát. Mivel az egységgyök tesztek általában nagyon érzékenyek, ezért az eredmények robusztusságának ellenőrzésére ebben az esetben is 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 tartalmazzák] annak érdekében, hogy lássuk, mennyire robusztusak az eredmények. A tesztek kiválasztását azok feltételei befolyásolták. A tesztek egy csoportja azonos autoregresszív struktúrát feltételez az egyes keresztmetszeti egyedek esetén, ami a valóságtól elég távol álló feltételezés. Az általunk választott tesztek ezt nem feltételezik, megengedik az idősorok eltérő autoregresszív struktúráját, kivéve a Hadri tesztet (de jelenleg csak ez az egy szoftvercsomagok által támogatott panel stacionaritás teszt áll rendelkezésre).

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 panel becslési 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* [2001, 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 [2000, 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 struktúrájában 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 valammennyi 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* [2001, 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 hibakorrekciós modell, amelyben a tesztek azt vizsgálják meg, hogy az alkalmazkodási paraméter nulla-e, vagy sem. Ha nulla, akkor nincs kointegráció a változók között; ha kisebb, mint nulla, akkor a változók

kointegráltak. A teszt nem csak a rövid távú hatások heterogenitását engedi meg, de alkalmazható keresztmetszeti függőség jelenléte esetén is. Westerlund [2007] négyféle tesztet konstruált, amelyeket két csoportba lehet osztani aszerint, hogy a nullhipotézissel szemben milyen alternatív hipotézist állítanak fel. Két teszt (P_τ , P_α) azt vizsgálja, hogy a teljes panel kointegrált-e, míg a másik kettő (G_α , G_τ) alternatív hipotézise az, hogy legalább egy egyed a panelben kointegrált.

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 okozhatnak keresztmetszeti függőséget (O’Connell [1998]). Emiatt megvizsgáltuk a lehetséges keresztmetszeti függőség mértékét a reziduumok és az egyes változók között is. A teszteléshez Pesaran [2004] CD tesztjét alkalmaztuk, mely a páronkénti korrelációs együtthatók átlagán alapul. A reziduumokat a panel összevont csoportátlag becsléséből (*Pooled Mean-group Estimation* – PMG)⁴ kaptuk meg, amely mára egy bevett becslési módszer a kointegrált panelek esetén; aszimptotikusan torzítatlan és normális eloszlású paraméterbecsléseket eredményez (Pesaran et al. [1999]). Keresztmetszeti függőség jelenléte esetén megváltozik a Westerlund tesztek eloszlása, ezért ismét futtatva a teszteket a bootstrap eljárással újraszámolt 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

⁴Mivel 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.

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 együttthatóinak mértéke közelíti⁵ 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 hibakorrekciós modellt becsül, mely során ezek az eljárások a hibakorrekciós együttthatókat 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 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 becsülni, de ehhez nem alkalmazkodik az árfolyam, akkor sem tekintjük igazoltnak a modellt.

A teljesen módosított legkisebb négyzetek módszere (*Fully Modified Ordinary Least Square* – FM-OLS) és a dinamikus legkisebb négyzetek módszere becslés (*Dynamic Ordinary Least Square* – DOLS) nem becsli meg a hibakorrekciós együttthatókat, 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

⁵ Mivel idősoros vizsgálatok esetén akár kétszámjegyű együttthatókkal is szembesülhetünk a becslés során, így pozitív eredménynek értékeltük, hogy a panelvizsgálatoknál valamennyi esetben egyszámjegyű együttthatókat becsültünk. Abszolút értékben a legkisebb együtttható, 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.

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 és szerzőtársai 1995-ös és 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 *et al.* [1995], [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 restriktció 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])

3 EREDMÉNYEK ÉS TÉZISEK

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). 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.

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 pénzkinálat, 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 becsült 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

becsült 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. 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 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 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.

4 HIVATKOZÁSI JEGYZÉK

- BALTAGI, B. H. [2008]: *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley, Chichester
- BLACKBURNE III, E. F. – FRANK, M. W. [2007]: Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, Vol. 7, No. 2, pp. 197-208.
- BOSWIJK, H. P. [1996]: Testing Identifiability of Cointegrating Vectors. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 14, No. 2, pp. 153–160.
- BURKE, S. P. – HUNTER, J. [2005]: *Modelling Non-Stationary Economic Time Series: A Multivariate Approach*, Palgrave Macmillan, Basingstoke
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- HADRI, K. [2000]: Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, Vol. 3, No. 2, pp. 148-161.
- 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.
- 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.
- 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. [1995]: *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press

- 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.
- KÖRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1990]: Gyakorlati ökonometria. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- KOVÁCS E. [1989]: Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*. 67. évf. 5. sz. pp. 599–619.
- 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.
- LÜTKEPOHL, H. [2005]: New introduction to multiple time series analysis, Springer
- 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. 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.
- 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.
- 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. [1998]: The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, Vol. 44, pp. 1–19.
- 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.
- 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.
- ROGOFF, K. [1996]: The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp. 647-668.
- SAIKKONEN, P. [1992]: Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, Vol. 8, No. 1, pp. 1-27.
- 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.
- WESTERLUND, J. [2007]: Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 6, pp. 709-748.

5 A SZERZŐ TUDOMÁNYOS TEVÉKENYSÉGE

Folyóiratcikkek

SZABÓ ANDREA [2015]: A monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepe néhány OECD ország devizaárfolyamának hosszú távú meghatározásában. *Sigma*, 46. évf., 1-2. szám, pp. 17-70.

SZABÓ ANDREA [2015]: Testing monetary exchange rate models with panel cointegration tests. *Annals of the University of Oradea Economic Science*, Vol. 24, No.1, pp. 643-651.

SZABÓ ANDREA [2014]: A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat tesztelése. *Competitio*, 13. évf. 2. szám, pp. 36-58.

Konferencia kiadványok

SZABÓ ANDREA [2014]: Testing monetary exchange rate models with the Westerlund panel cointegration test. *Economica, A Szolnoki Főiskola Tudományos Közleményei*, VII. évf. 2. szám, 172-179. o.

SZABÓ ANDREA [2014]: The role of monetary fundamentals in determining the Austrian schilling-US dollar exchange rate. *Tavaszi Szél 2014 Konferenciakötet*, 596-603. o.

SZABÓ ANDREA [2014]: Testing monetary exchange rate models with cointegrated VAR model. *Közgazdász Kutatók és Doktoranduszok Téli Konferenciája Tanulmánykötet*, 119-134. o.

SZABÓ ANDREA [2013]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése. *Gazdálkodás és Menedzsment Tudományos Konferencia: Környezettudatos gazdálkodás és menedzsment 2013*, 615-619. o.

SZABÓ ANDREA [2013]: Success and failure of testing monetary exchange rate models. *Tavaszi Szél 2013 Konferenciakötet*, 607-612. o.

SZABÓ ANDREA [2011]: Intézmények szerepe a válságkezelésben, Ghána és Elefántcsontpart strukturális kiigazításának összehasonlítása az 1980-as években. *Tavaszi Szél 2011 Konferenciakötet*, 363-370. o.

Absztraktkötet

SZABÓ ANDREA [2014]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése kointegrált panelbecsléssel. In: Dr. Kovács Péter – Kovács Bernadett Orsolya (szerk.) [2014]: *Gazdasági és társadalmi*

elemzések és fejlesztési lehetőségek, Az ELI társadalmi, gazdasági megalapozása és multiplikátor hatása absztraktkötet és programfüzet, 27.o.

SZABÓ ANDREA [2014]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése kointegrált VAR (VEC) modellel. In: Hauck Zsuzsanna – Ratting Anita – Tóbi István (szerk.) [2014]: Közgazdász Kutatók és Doktoranduszok Téli Konferenciája: Program és előadás-kivonatok, 30. o.

Konferencia-előadások

SZABÓ ANDREA [2014]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése Westerlund panel kointegrációs teszttel. Konferencia címe: „Mondd el a múltat, diagnosztizáld a jelent, jósold meg a jövőt” – Hippokratésztől a harmadik évezredig, A Szolnoki Főiskola Nemzetközi Konferenciája a Magyar Tudomány Ünnepe, 2014. 11. 17., (Szolnoki Főiskola) 5000 Szolnok, Tiszaleti sétány 14.

SZABÓ ANDREA [2014]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése kointegrált panelbecsléssel. Konferencia címe: Gazdasági és társadalmi elemzések és fejlesztési lehetőségek, Az ELI társadalmi, gazdasági megalapozása és multiplikátor hatása Tudományos Konferencia, 2014. 11. 13-14., (Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar) 6722 Szeged, Kálvária sgt. 1.

SZABÓ ANDREA [2014]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése kointegrált VAR modellel és kointegrált panelbecsléssel. Konferencia címe: II. Pécsi MKE Doktorandusz Műhely, 2014. 05. 30-31., (Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar) 7622 Pécs, Rákóczi út 80.

SZABÓ ANDREA [2014]: A monetáris fundamentumok szerepe az osztrák schilling/ dollár árfolyam meghatározásában. Konferencia címe: Tavaszi Szél Konferencia 2014, 2014. 03. 21-23., (Debreceni Egyetem) 4032 Debrecen, Egyetem tér 1.

SZABÓ ANDREA [2014]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése kointegrált VAR (VEC) modellel. Konferencia címe: Közgazdász Kutatók és Doktoranduszok Téli Konferenciája 2014, 2014. 01. 31-02. 01., (Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar) 7622 Pécs, Rákóczi út 80.

SZABÓ ANDREA [2013]: A monetáris árfolyammodellek tesztelése. Konferencia címe: Gazdálkodás és Menedzsment Tudományos Konferencia 2013, 2013. 09. 05., (Kecskeméti Főiskola Tudósháza) 6000 Kecskemét, Homokszem u. 3-5.

- SZABÓ ANDREA [2013]: A monetáris árfolyammodellek tesztelésének sikerei és kudarcai. Konferencia címe: Tavaszi Szél Konferencia 2013., 2013. 05. 31-06. 02., (Nyugat-magyarországi Egyetem) 9400 Sopron, Erzsébet u.9.
- SZABÓ ANDREA [2011]: Intézmények szerepe a válságkezelésben, Ghána és Elefántcsontpart strukturális kiigazításának összehasonlítása az 1980-as években. Konferencia címe: Tavaszi Szél Konferencia 2011., 2011. 04. 15-17., (Pázmány Péter Katolikus Egyetem Bölcsészettudományi Kar) 2087 Piliscsaba, Egyetem u. 1.



Nyilvántartási szám: DEENK/134/2016.PL
Tárgy: PhD Publikációs Lista

Jelölt: Szabó Andrea
Neptun kód: MC991C
Doktori Iskola: Közgazdaságtudományi Doktori Iskola
MTMT azonosító: 10037577

A PhD értekezés alapjául szolgáló közlemények

Folyóiratcikkek, tanulmányok (3)

1. **Szabó, A.:** Testing monetary exchange rate models with panel cointegration tests.
Anale. Univ. Oradea : Stii. Econ. 24 (1), 643-651, 2015. ISSN: 1222-569X.
2. **Szabó A.:** A monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepe néhány OECD ország devizaárfolyamának hosszú távú meghatározásában.
Sigma. 46 (1-2), 17-70, 2015. ISSN: 0039-8128.
3. **Szabó A.:** A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat tesztelése.
Competitio. 13 (2), 36-58, 2014. ISSN: 1588-9645.

További közlemények

Konferencia Előadások (8)

4. **Szabó A.:** A monetáris árfolyammodellek tesztelése kointegrált VAR (VEC) modellel:[idézhető absztrakt].
In: Közgazdász Kutatók és Doktoranduszok Téli Konferenciája : program és előadás-kivonatok. Szerk.: Hauck Zsuzsanna, Ratting Anita, Tóbi István, DOSZ, Pécs, 30, 2014.





5. **Szabó A.**: A monetáris árfolyammodellek tesztelése kointegrált panelbecsléssel.
In: Gazdasági és társadalmi elemzések és fejlesztési lehetőségek : az ELI társadalmi, gazdasági megalapozása és multiplikátor hatása : absztraktkötet és programfüzet. Szerk.: Kovács Péter, Kovács Bernadett Orsolya, [SZTE], Szeged, 27, 2014.
6. **Szabó, A.**: Testing monetary exchange rate models with cointegrated VAR model.
In: Közgazdász Kutatók és Doktoranduszok Téli Konferenciája tanulmánykötet. Szerk.: Hauck Zsuzsanna, Ratting Anita, Tóbi István, DOSZ, Pécs, 119-134, 2014. ISBN: 9786158004428
7. **Szabó, A.**: The role of monetary fundamentals in determining the Austrian schilling-US dollar exchange rate.
In: Tavaszai Szél 2014 Konferencia IV.: Spring Wind 2014. Szerk.: Csiszár Imre, Kőmíves Péter Miklós, DOSZ, Debrecen, 596-603, 2014.
8. **Szabó, A.**: Testing monetary exchange rate models with the Westerlund panel cointegration test =A monetáris árfolyammodellek tesztelése Westerlund panel kointegrációs teszttel.
Economica. 7 (2), 172-179, 2014. ISSN: 1585-6216.
9. **Szabó A.**: A monetáris árfolyammodellek tesztelése =Testing of monetary exchange rate models.
In: Gazdálkodás és menedzsment Tudományos konferencia : Környezettudatos gazdálkodás és menedzsment. Szerk.: Ferencz Árpád, Kecskeméti Főiskola, Kecskemét, 615-619, 2013. ISBN: 9786155192210
10. **Szabó, A.**: Success and failure of testing monetary exchange rate models.
In: Tavaszai Szél = Spring Wind : XVI. Tavaszai Szél Konferencia 2013. Szerk.: Keresztes Gábor, Doktoranduszok Országos Szövetsége, Budapest, 607-612, 2013. ISBN: 9789638956026
11. **Szabó A.**: Intézmények szerepe a válságkezelésben, Ghána és Elefántcsontpart strukturális kiigazításának összehasonlítása az 1980-as években.
In: Spring Wind 2011 = Tavaszai szél 2011 : konferenciakötet. Szerk.: Zadravecz Zsófia, Doktoranduszok Országos Szövetsége, Pécs, 363-370, 2011. ISBN: 9786155001338

A DEENK a Jelölt által az iDEa Tudóstérbe feltöltött adatok bibliográfiai és tudományometriai ellenőrzését a tudományos adatbázisok és a Journal Citation Reports Impact Factor lista alapján elvégezte.

Debrecen, 2016.05.26.