

Közgazdasági- és Regionális Tudományok Intézete
Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar

**KELET-KÖZÉP EURÓPAI DEVIZAÁRFOLYAMOK
ELŐREJELZÉSE HATÁRIDŐS ÁRFOLYAMOK
SEGÍTSÉGÉVEL**

Darvas Zsolt – Schepp Zoltán

2007/3

2007. október

Szerkesztőbizottság:

Barancsuk János

Buday-Sántha Attila

Szabó Zoltán

Varga Attila (elnök)

Kelet-közép európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével*

Darvas Zsolt – Schepp Zoltán

Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete
Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar

Pécs, Rákóczi 80, H-7622, Hungary

Tel: (36) 72- 501-599/3348

E-mail: schepp@ktk.pte.hu

2007 október

Kivonat

Írásunkban azt vizsgáljuk, hogy a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását feltételező hibakorrektív modellek, amelyek korábbi számítások szerint a világ devizapiaci forgalmának mintegy 75%-át kitevő fejlett ipari országokra alkalmazva kitűnő mintán kívüli előrejelző erővel rendelkeztek, hogyan képesek három kelet-közép európai ország (cseh, magyar, lengyel) devizaárfolyamát előrejelezni. A három vizsgálat alá vont deviza esetében az eredmények relációnként nagyon eltérőek, és összességében kedvezőtlenebbek, mint a fejlett ipari országokra kapott eredmények, amit rendelkezésre álló adatsor rövidege, az euró-zóna csatlakozáshoz kapcsolódó bizonytalanságok, a devizakockázati és a határidős kamatprémium létezése, továbbá a Balassa/Samuelson-hatás együttes befolyásaként tudunk értelmezni.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E43, F31

* A jelen tanulmány, illetve a jelen tanulmány módszertanát a fejlett ipari országokra alkalmazó *Darvas és Schepp* [2007] tanulmány elkészítésekor Menzie D. Chinn, Todd E. Clark, Andrew K. Rose, Pierre L. Siklos, Simon András, Mark P. Taylor, Timo Teräsvirta és Valentiny Ákos észrevételeit és tanácsait hasznosítottuk, amiért valamennyiüknek köszönettel tartozunk. A Budapesti Corvinus Egyetem Közgazdasági Doktori Iskolája szemináriumának, illetve a PTE KTK Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete szemináriumának résztvevői is hasznos észrevételekkel segítették munkánkat. Külön köszönjük Rappai Gábornak az utóbbi szeminárium felkért opponenseként adott értékes megjegyzéseit. Az esetleg megmaradt hibák a sajátjaink. A tanulmány az OTKA K 61221 kutatás keretében készült. A tanulmányban használt adatok az alábbi internetes honlapon érhetőek el: <http://www.uni-corvinus.hu/darvas>.

Darvas Zsolt, a Budapesti Corvinus Egyetem adjunktusa, az Argenta Zrt. Pénzügyi kutatócsoportjának Kutatási főtanácsadója, e-mail: zsolt.darvas@uni-corvinus.hu
Schepp Zoltán, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete docense, e-mail: schepp@ktk.pte.hu

Kelet-közép európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével*

1. Bevezetés

Sokat hivatkozott munkájukban *Meese és Rogoff* [1983] elsőként mutatták meg, hogy a szakirodalom standard, makro-fundamentumokat használó modelljei nem képesek a véletlen bolyongásnál jobb mintán kívüli előrejelzést adni a rugalmas devizaárfolyamokra. Noha az elmúlt évtizedekben akadt már jó pár olyan munka, amely pozitív eredményről tudósított,¹ a konszenzusos álláspontot valószínűleg hűen adja vissza a következő megfogalmazás: “*ha egy modell jól jelez előre egy adott árfolyamot egy adott időszakra, akkor rosszul fog szerepelni, ha egy másik árfolyamra és/vagy időszakra alkalmazzuk*” (*Sarno és Taylor* [2002], 137.o.). A “Taylor törvénye” néven is ismert megállapítás kétes fénybe helyez minden, a devizaárfolyamok előrejelzésére irányuló kísérletet. *Cheung és társai* [2005] frissebb adatokat és fundamentális modellek szélesebb körét vizsgálva támasztják alá Taylor megállapítását.

Jelen munkánk alapját *Darvas és Schepp* [2007] tanulmánya adja, akik egy eddig még sohasem vizsgált modellből kiindulva olyan előrejelzési eredményeket mutatunk be, amelyek több okból is bizakodásra, és további kutatásra ösztönöznek. A modell mögött egy jól értelmezhető közgazdasági intuíció áll, amit a “hosszú távú várakozások stabilitásaként” foglalhatunk össze.² Az alkalmazott modellek a világ legfontosabb devizáira – amelyek a világ devizapiaci forgalmának 75 százalékát teszik ki – kedvező eredményeket mutatnak³ a megszokottnál jóval hosszabb időszakon (17 évre) értékelve a mintán kívüli előrejelző képességet.⁴ Jelen munkánkban pedig ugyanezen

¹ Lásd például *Mark* [1995], *Clarida és Taylor* [1997], *MacDonald és Marsh* [1997], *Clarida és szerzőtársai* [2003], valamint *McCracken és Sapp* [2005].

² A hosszú távú várakozások stabilitásának lehetséges okairól, valamint a fedezetlen kamatparitással kapcsolatos empirikus anomáliákkal való kapcsolatáról lásd *Schepp* [2003] és *Darvas, Rappai és Schepp* [2006].

³ *Darvas és Schepp* [2007] kilenc nagy forgalmú dollár-relációra (AUD, CAD, DEM, CHF, GBP, JPY, NOK, NZD, SEK) mutatnak be kedvező és robusztus eredményeket.

⁴ Az irodalomban a fejlett országok devizaárfolyamaira vonatkozó kedvező eredményeket sok esetben 2-3 éves előrejelzési horizonton tesztelték csak (például *Clarida és Taylor* [1997], *MacDonald és Marsh* [1997], *Clarida és szerzőtársai* [2003]). Tudomásunk szerint a kedvező eredmények közül a leghosszabb előrejelzési mintát *Mark* [1995] használta, nevezetesen 10 évet, azonban még ez is számottevően rövidebb a mi mintánknál, az általa vizsgált négy devizanemből csak kettőnél volt erősen szignifikáns az eredmény, és a későbbi tanulmányok megkérdőjelezték a kedvező előrejelzési eredményeit a felhasznált adatok nem valós idejűségére utalva (*Faust és szerzőtársai* [2003]). Előrebocsátjuk, hogy *Faust és szerzőtársai* [2003]-nak *Mark* [1995] tanulmányára adott kritikája a mi modellünkre nem érvényes, mivel

módszerek alkalmazását vizsgáljuk három kelet-közép európai deviza (cseh korona, magyar forint, lengyel zloty) előrejelzésére.

Új modellünk azon az empirikus eredményen alapul, hogy a legfontosabb devizák hosszú (pl. 5 vagy 10 éves) lejáratú határidős árfolyamai stacionáriusak (*Darvas és Schepp* [2006]). Ugyanazok a tesztek, amelyek az azonnali árfolyam és a rövid lejáratú határidős árfolyamok esetében nem-stacioner változókat jeleznek, a hosszú lejáratú határidős árfolyamokra épp ellenkezőleg, stacioner változót. Az azonnali és a hosszú lejáratú határidős árfolyam eltérő integráltsági foka csak úgy lehetséges, ha a hosszú hozamok különbsége szintén nem-stacioner, továbbá az azonnali árfolyam és a hosszú hozamok különbsége egymással kointegráltak.⁵ Empirikus vizsgálataink mindkét implikációt alátámasztják. Amennyiben azonban az azonnali árfolyam és a hosszú hozamok különbsége kointegráltak, akkor a kointegráló vektorban szereplő változók közül legalább az egyiknek előrejelezhetőnek kell lennie a hosszú lejáratú határidős árfolyam előző periódusbeli értéke segítségével. Mivel azt találtuk, hogy a vezető ipari országok esetében az azonnali árfolyam nem gyengén exogén, ezért a hibakorrekciós modellnek előrejelző erővel kell bírnia az azonnali árfolyam tekintetében.⁶

Három különböző specifikációban vizsgálunk olyan modelleket, amelyek a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását vélelmezik. Bár a legegyszerűbb modell esetében ún. hosszú horizontú regresszióról van szó, annak minden ismert gyengeségével, addig a másik két specifikáció dinamikus iteráción alapuló előrejelzéseket ad, így ezeket kiküszöböli. Mivel három különböző lejáratú (3, 5 és 10 éves) határidős árfolyamot is számításba veszünk, így összesen kilenc olyan modellünk van, amelyek a hosszú lejáratú határidős árfolyam stacionaritását feltételezik. Nem célunk ugyanakkor egy „legjobb” modell kiválasztása, hanem a kilenc modell általános tulajdonságait vizsgáljuk. Fontosnak tartjuk kiemelni, hogy kizárólag (log)lineáris modellekkel foglalkozunk ebben az írásban. *Clarida és szerzőtársai* [2003] eredményei óta nagy figyelmet kapott az irodalomban az a felismerés, hogy nem-lineáris modellek a devizaárfolyamok mintán kívüli előrejelzésében is képesek lehetnek felülmúlni a lineárisak – köztük az egyszerű véletlen bolyongás hipotézis –

az általunk használt adatok (árfolyam és kamatláb) valós időben elérhetőek és a későbbiekben sem revideálják őket.

⁵ A kointegráció elméleti háttéréről, Granger reprezentációs tételéről és a lehetséges applikációkról magyar nyelven *Darvas* [2004] ad áttekintést.

⁶ *Boudoukh és szerzőtársai* [2005] szintén utalnak arra, hogy a hosszú futamidejű határidős árfolyamok tartalmazhatnak információt a jövőbeli spot árfolyam alakulására, amikor azt találták, hogy az aktuális kamatkülönbségnél sokkal jobb előrejelzések adhatók az ugyanezen időszakra évekkorábban várt kamatok eltérése – a korábbi határidős hozamgörbék távolabbi pontjai közti meredekség (slope) – segítségével.

teljesítményét. A vezető nemzetközi devizákra azonban olyan kedvező eredményeket kaptunk a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritásából kiinduló lineáris modelljeinkkel, hogy nem éreztük szükségét további, nem-lineáris alternatívák feltárásának. Egy korrekt összehasonlítás ugyanakkor azt is feltételezné, hogy saját modelljeink esetében is megengednénk a nem-lineáris kontextust. A hosszú futamidejű határidős árfolyam sávós (rezsimváltó) értelmezése ehhez kézenfekvő kiindulási pontot is adhatna. Mindez azonban a jövő kutatási feladata marad.

Modellünk intuitív alátámasztására az alábbi érvekkel tudunk szolgálni. *Flood és Rose* [1999] rámutatott, hogy a devizaárfolyamok olyan rendkívül nagy változékonyságot mutatnak, amelyet semmilyen szokásos makrogazdasági modell nem képes megmagyarázni. *Chinn és Meredith* [2005] a fedezetlen kamatparitás (*uncovered interest rate parity* – UIP) hosszú horizontú érvényesülésével kapcsolatos ígéretes eredményeket értek el, amely a rövid- és a hosszú távú várakozások eltérő tulajdonságaira utalnak.⁷ A fedezetlen kamatparitás hosszú távú fennállása esetén a határidős árfolyamok az árfolyamvárakozásokat mutatják. *Froot és Ito* [1989] pedig megkérdőjelezéses felmérések adatait vizsgálva mutattak rá arra, hogy a felmérésekben tükröződő rövid és hosszú távú árfolyamvárakozások nem konzisztensek egymással abban a tekintetben, hogy a rövid távú várakozások iterálásával nem a közvetlenül megkérdőjelezett hosszú távú várakozások adódnak, azaz a rövid távú árfolyamvárakozások „túlreagálják” a devizapiacra érkező híreket. Mindezek arra utalnak, hogy a sokkok észlelését követően a piac szereplői inkább lehetnek hajlamosak az azonnali árfolyamban történő alkalmazkodás elfogadására, mint a hosszú távú várakozásaik módosítására, ha a sokkok jellege – hogy egyszerű „zajról” van-e szó, vagy valamilyen fundamentális változásról – még nem ismert.

Az eddigiekben nominális árfolyamokról beszéltünk, azonban a közgazdászok – a vásárlóerő-paritás hosszú távú érvényesüléséből kiindulva – inkább a reálárfolyam stacionaritása mellett hoznak fel érveket.⁸ Azonban ha a várt kumulált inflációs különbözet a vizsgált két ország között nulla, akkor a várt nominális árfolyam jó proxyja a reálárfolyamnak.

⁷ Fontos megjegyeznünk azonban, hogy miközben a hosszú horizontú UIP vizsgálatához használt regressziók esetében súlyos és kiküszöbölhetetlen problémát jelentenek az erősen átfedő megfigyelések (*overlapping observations*), addig a jelen cikkben vizsgált hosszú lejáratú határidős árfolyamok egységgyök-tesztjeinél semmiféle átfedés sincs a megfigyelésekben, hiszen csakis az adott időpontban rendelkezésre álló információkat használunk. Az átfedő megfigyelésekkel kapcsolatos becslési és következtetési nehézségekről lásd, pl. *Berkowitz és Giorgianni* [2001] és *Darvas* [2007].

⁸ A reálárfolyam stacionaritásával kapcsolatos irodalom új fejleményeinek összegzéséről lásd *Sarno* [2005].

Az imént említett tényezők azt sugallják, hogy modellünk elsősorban olyan országok esetében lehet releváns, ahol a monetáris rezsim stabil, a monetáris hatóságok hitelessége pedig – a bizonyított infláció-ellenes elkötelezettségük miatt – erős. Bár valószínűleg az ipari országok többsége mára eljutott már ebbe a fázisba, a hitelességük mértéke és követett inflációs céljaik is változhattak az idő folyamán. A tőkepiacok nemzetközi integráltsága is kulcskérdés a megközelítésünk szempontjából, és bár manapság a pénzügyi piacok integráltsága szinte tökéletes a vezető ipari országok esetében, a múltban számos ország esetében ez korántsem volt így. Hazánk és a másik két kelet-közép európai ország esetében ugyanakkor mindhárom említett területen (célok, hitelesség és integráció) érdemi változékonysággal kell számolnunk még a legutóbbi időkben is. Az említett tényezők folytán – vagy akár más okokból is – joggal merül fel a gyanú, hogy a hosszú lejáratú kötvények elvárt hozamának egyik komponenseként értelmezhető lejáratú prémium az időben változhatott. Sejtésünk szerint a forintra, zlotyra és koronára kapott kedvezőtlenebb előrejelzési eredményeink hátterében ez állhat.

Munkánk további felépítése a következő: a második rész a modellek részletes leírását adja; a harmadik az előrejelzések szignifikanciájának tesztelésére alkalmazott *bootstrap* eljárás szükségességét indokolja és részleteit mutatja be; a negyedik rész ismerteti az adatokkal kapcsolatos tudnivalókat. Az ötödik részben prezentáljuk és értelmezzük az előrejelzési eredményeket, ahol a jelen tanulmány tárgyát képező három kelet-közép európai deviza mellett összehasonlításként bemutatjuk *Darvas és Schepp* [2007] márka/dollár árfolyamra vonatkozó eredményeit is. Végezetül a hatodik részben néhány záró következtetést fogalmazunk meg.

2. A modellek

A devizaárfolyamok előrejelzésekor a megszokott viszonyítási alap a véletlen bolyongás, mi is ezt használjuk a modellek összehasonlítására. A véletlen bolyongás modellje az összes többi modellbe is beágyazott, így erre a modellek összevetésekor külön is ügyelni kell, amint a vonatkozó megfontolásokat a következő részben részletesen ismertetni is fogjuk.

A fedezett kamatparitásból kiindulva a határidős devizaárfolyamok meghatározhatók az azonnali árfolyam és az előre ismert kamatkülönbség segítségével. Ezzel az irodalomban megszokott módszerrel számítjuk ki mi is a határidős árfolyamot:

$$(1) \quad F_t^{(h)} = S_t \cdot \left(\frac{1 + i_t^{(h)}}{1 + i_t^{*(h)}} \right)^h,$$

ahol $F_t^{(h)}$ a ma jegyzett h -évre vonatkozó határidős árfolyamot jelöli, s_t az azonnali árfolyamot, $i_t^{(h)}$ és $i_t^{*(h)}$ pedig a hazai és külföldi h -év lejáratra érvényes évesített kamatlábakat. A fenti kifejezést logaritmizálva,

$$(2) \quad f_t^{(h)} = s_t + h \cdot \tilde{i}_t^{(h)},$$

ahol $f_t^{(h)}$ és s_t a határidős, illetve azonnali árfolyam logaritmusai, $\tilde{i}_t^{(h)}$ pedig a h -periódusú kamatkülönbség logaritmusai, azaz $\tilde{i}_t^{(h)} \equiv \ln\left(\frac{1+i_t^{(h)}}{1+i_t^{*(h)}}\right)$.

Darvas és Schepp [2006] négy nemzetközileg kiemelkedő deviza, az amerikai dollár, a német márka, az angol font és a svájci frank három évtizednyi, havi frekvenciájú, egymás közti árfolyamait nyolc egységgyök-, és egy stacionaritási teszt segítségével vizsgálva azt találták, hogy miközben az azonnali árfolyamok nem stacionerek, addig a hosszú (5-10 éves) lejáratú határidős árfolyamok viszont stacionerek. Szintén rámutattak, hogy a stacionernek tűnő rövid-lejáratú kamatkülönbséggel szemben a hosszú lejáratú kamatlábak különbsége nem stacioner. Mindebből az következik, hogy az azonnali árfolyam és a hosszú lejáratú hozamok különbsége egymással $[1, h]$ vektorral kointegráltak.

A kointegráció létezéséből az következik, hogy legalább a kointegráló vektor egyik változójának – az azonnali árfolyamnak vagy a hosszú hozamok különbségének – előrejelezhetőnek kell lennie a hosszú lejáratú határidős devizaárfolyam megelőző értéke segítségével. Számításaink során azt találtuk, hogy az azonnali devizaárfolyam nem gyengén exogén, tehát a hosszú lejáratú határidős árfolyam stacionaritását vélelmező modellnek az azonnali árfolyam tekintetében előrejelző erővel kell bírnia. Ezzel párhuzamosan elvégzett számításaink arra is rámutattak, hogy a hosszú kamatkülönbség gyengén exogén.

A legegyszerűbb hibakorrekciós modellt az alábbi formában írhatjuk fel:

$$(3) \quad \Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 \cdot f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_t,$$

ahol Δ a változás jele, tehát $\Delta s_t \equiv s_t - s_{t-1}$, és az (2) egyenlet alapján negatív δ paraméterre számíthatunk. A (3) sorszámú összefüggést csak 1-periódusú előrejelzésre használhatjuk fel, a hosszabb távra szóló előrejelzések esetében hosszú horizontú regressziókat kell becsülni, azok minden kedvezőtlen tulajdonságával együtt (lásd például *Berkowitz és Giorgianni* [2001]),

$$(3') \quad \Delta_p s_t = \delta_0 + \delta_p \cdot f_{t-p}^{(h)} + \varepsilon_t, \quad p = 1, \dots, P,$$

ahol $\Delta_p s_t \equiv s_t - s_{t-p}$, és P jelöli a leghosszabb előrejelzési horizontot. Például ha 2 évre jelzünk előre havi adatokból, akkor $P = 24$. Ezeket az egyenleteket a táblázatainkban “EQ F...Y” jelöli, ahol a pontozott helyeken a felhasznált határidős árfolyam – években mért – lejáratára áll.

Az átfedő megfigyeléseken alapuló becslésekkel, és az azokból levonható következtetésekkel kapcsolatos ökonometriai problémák mellett a (3') egyenletnek még a rendelkezésre álló információk kiaknázása tekintetében is van – legalább – két hiányossága. Egyrészt nem veszi figyelembe azt, hogy a hosszú lejáratú határidős árfolyamok – stacionárius változók lévén – várhatóan maguk is közelítenek az egyensúlyi (várható) értékükhöz. Másrészt a t periódustól a $t+q$ periódusig tartó előrejelzés során a hosszú lejáratú határidős árfolyamokban rejlő információt csak a $t-q$ periódusig aknázza ki. Mindezek kiküszöbölésére egy szintén egyszerűnek mondható, két egyenletes modellt is vizsgálunk:

$$(4) \quad \begin{aligned} \Delta s_t &= \delta_0 + \delta_1 \cdot f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_{1,t} \\ f_t^{(h)} &= \phi_0 + \phi_1 \cdot f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} .$$

Fontos tisztázni, hogy a (4) modell nem átfedő megfigyelés alapján becsült, és az előző bekezdésben leírt két információs hiányosságot is kiküszöböli. Mintán kívüli több lépéses előrejelzései az előrejelzések dinamikus iterációján alapulnak. Ezt a modellt a táblázatokban “MOD S-F...Y” módon jelöljük, és a pontok helyére – ismét – az években megadott, a konkrét esetben alkalmazott határidős árfolyam futamideje kerül.

A harmadik modell a legáltalánosabb a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritásán alapuló modelleszaládban. Az azonnali árfolyamot és a hosszú lejáratú hozamok különbségét tartalmazó VECM a következő formát ölti:

$$(5) \quad \begin{aligned} \Delta s_t &= \xi_1 + \sum_{j=1}^k (\xi_{2,j} \Delta s_{t-j} + \xi_{3,j} \Delta \tilde{i}_{t-j}^{(h)}) + \xi_4 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta \tilde{i}_t^{(h)} &= \xi_5 + \sum_{j=1}^k (\xi_{6,j} \Delta s_{t-j} + \xi_{7,j} \Delta \tilde{i}_{t-j}^{(h)}) + \xi_8 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} .$$

Nyilvánvaló, hogy ez a modell sem átfedő megfigyelésekből kerül becslésre, szintén elkerüli a korábban jelzett információs veszteségeket, és több lépéses mintán kívüli előrejelzéseit – az (2) azonosságot felhasználva – dinamikus iteráció révén adja. Jelölésére tábláinkban a “VECM S-I...Y” formát használjuk, és a pontok helyére a felhasznált kamatkülönbségek években mért lejáratái kerülnek.

Modelljeink teljesítményét szeretnénk néhány alternatív modellel is összehasonlítani. Az egyik leginkább kézenfekvő alternatíva magának a határidős árfolyamnak a használata; értelemszerűen itt nincsen szükség paraméter becslésére. Becsült modellek közül az alábbiakat vizsgáljuk még:

Kilian (1999) az eltolást tartalmazó véletlen bolyongás benchmarkként történő alkalmazását javasolja, és mi is ezt használjuk az első számú alternatív modellként. Az eltolási paraméter becslésére ugyanazon a rekurzív módon kerül sor, ahogy a többi modell paramétereinek a becslésére.

A következő modell egy egyszerű becsült autoregresszív modell:

$$(6) \quad s_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i s_{t-i} + \varepsilon_t .$$

Három olyan modellt is vizsgálunk, amelyek az azonnali árfolyam mellett a rövid lejáratú határidős árfolyamokat használják fel. *Clarida és Taylor (1997)* az azonnali árfolyam és négy rövid (konkrétan: 1, 3, 6 és 12 hónapos) lejáratú határidős árfolyam kointegráltóságával kapcsolatos megfigyelésre alapozva vélelmezték a vektor-hibakorrekciós mechanizmus létezését, $y_t = [s_t, f_t^{(1m)}, f_t^{(3m)}, f_t^{(6m)}, f_t^{(12m)}]'$:

$$(7) \quad \Delta y_t = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \alpha \beta' y_{t-1} + \varepsilon_t ,$$

ahol β' egy a rendszer négy kointegráló vektorából képzett 4×5-ös mátrix, amely parametrizálja a négy határidős prémiumot, $[f_t^{(1m)} - s_t, f_t^{(3m)} - s_t, f_t^{(6m)} - s_t, f_t^{(12m)} - s_t]$. Az 5×4-es α mátrix a hibakorrekciós paramétereket tartalmazza, Γ_0 egy 5×1-es vektor, Γ_i pedig 5×5-ös együttható mátrix.

A fentiekén túl a szintekre, ill. a differenciákra felírt vektor-autoregresszív (VAR) modelleket becsültünk:

$$(8) \quad y_t = \Phi_0 + \sum_{j=1}^k \Phi_j y_{t-j} + \varepsilon_t ,$$

$$(9) \quad \Delta y_t = \Psi_0 + \sum_{j=1}^k \Psi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t ,$$

ahol $\Phi_0, \Phi_j, \Psi_0, \Psi_j$ megfelelően méretezett paraméter vektorok és mátrixok.

3. Az előrejelzés pontosságának *bootstrap* tesztje

Mint ahogy egyrészt egymásba ágyazott modelleket hasonlítottunk össze, másrészt a modellek többségénél a hosszabb futamidejű előrejelzéseket egy periódusú előrejelzéseket dinamikus iterációiként kalkuláljuk, ezért a standard aszimptotikus tesztek nem alkalmasak az előrejelzéssel kapcsolatos nullhipotézis tesztelésre; a mi esetünkben az egyforma előrejelzési pontosság nullhipotézisét kívánjuk vizsgálni.

Clark és West [2006, 158-160.o.] egy egyszerű analitikus példa segítségével bemutatják, hogy egymásba ágyazott modellek esetén miért nem érvényes a hagyományos eloszláselemélet. Mi ezt a példát tovább egyszerűsítve igyekszünk világosan rámutatni arra az első pillantásra meglepő tényre, hogy mintán kívüli előrejelzések összevetésekor az egymásba ágyazott modellek közül a szélesebb modell előrejelzési hibája a mintában várhatóan nagyobb lesz, amennyiben a nullhipotézis, mely szerint a két modell azonos előrejelző erővel bír, igaz.⁹

A példában azt a nullmodellt akarjuk értékelni, hogy y_t nullaátlagú fehér zaj:

$$(10) \quad y_t = e_t,$$

szemben azzal az alternatívával, mely szerint y_t lineárisan előre jelezhető x_{t-1} magyarázó változó segítségével:¹⁰

$$(11) \quad y_t = \beta \cdot x_{t-1} + e_t$$

A nullmodell szerint $\beta = 0$; az alternatív modell szerint $\beta \neq 0$. Jelölje E_{t-1} azt a feltételes várható értéket, amely a magyarázó változó, x aktuális és a múltbeli értékein, valamint a hibatag e múltbeli értékein alapul: $E_{t-1}e_t \equiv E(e_t | x_t, e_{t-1}, x_{t-1}, e_{t-2}, \dots)$. Induljunk ki abból, hogy e_t mind a null-, mind az alternatív hipotézis esetén zérusátlagú fehér zaj folyamat:

$$(12) \quad E_{t-1}e_t \equiv E(e_t | X_t, e_{t-1}, X_{t-1}, e_{t-2}, \dots) = 0$$

A továbbiakban azt az esetet vizsgáljuk, amikor a nullhipotézis a mintán kívüli előrejelzés átlagos négyzetes hibája (MSPE: *mean squared prediction error*) alapján kerül értékelésre. Az egyszerűség végett maradjunk az egy periódusú előrejelzés eseténél. A teljes minta nagysága legyen T , melyből az utolsó N

⁹ A meglepetést az okozza, hogy mintán belüli modellezéskor a helyzet épp fordított: a szélesebb modell hibája várhatóan kisebb, magyarázóereje pedig várhatóan nagyobb lesz.

¹⁰ Az egyszerűség érdekében a konstans tag lehetőségétől is eltekintünk.

megfigyelést használjuk fel a „mintán kívüli” összehasonlításra.¹¹ A (10) nullmodell szerint az egy periódusú előrejelzés kerekén és minden esetben 0 a (12) egyenlet alapján, miközben a (11) alternatív modell szerint az előrejelzés: $x_{t+1} \cdot \hat{\beta}_t$. A t időindex a $\hat{\beta}_t$ becült paraméternél arra utal, hogy t -ik időpontig rendelkezésre álló információ alapján becsljük a paramétert, amikor a $t+1$ -ik időpontra kívánunk mintán kívüli előrejelzést adni.

Így a két modell előrejelzési hibái az alábbiak lesznek (tény mínusz előrejelzés):

$$(13) \quad y_{t+1} - E_t[y_{t+1}] = y_{t+1} \quad (\text{null modell})$$

$$(14) \quad y_{t+1} - E_t[y_{t+1}] = y_{t+1} - \hat{\beta}_t x_t \quad (\text{alternatív modell})$$

Mivel az utolsó N megfigyelést használjuk fel a mintán kívüli összehasonlításra, így a hibatagok négyzetének az N -elemű záró mintarészen történő átlagolásával a következő MSPE-értékek adódnak a két modellre:

$$(15) \quad \hat{\sigma}_0^2 \equiv N^{-1} \sum_{t=T-N+1}^T (y_t)^2 \quad (\text{null modell})$$

$$(16) \quad \hat{\sigma}_1^2 \equiv N^{-1} \sum_{t=T-N+1}^T (y_t - \hat{\beta}_{t-1} \cdot x_{t-1})^2 \quad (\text{alternatív modell})$$

A nullmodell szerint $\beta = 0$, és így a két modell átlagos négyzetes hibája az alapsokaságban megegyezik: $E(y_t)^2 - E(y_{t+1} - \beta \cdot x_{t+1})^2 = 0$. A hagyományos elmélet keretében $\hat{\sigma}_0^2 - \hat{\sigma}_1^2$ aszimptotikus ($T \rightarrow \infty$) eloszlási tulajdonságait vizsgálnánk. Az irodalomból ismert standard módszerek, mint pl. a *Diebold és Mariano* [1995] statisztika, azonban az imént interpretálttal analóg esetekben, egymásba ágyazott modelleknél nem megfelelőek. Ennek belátásához elegendő, ha a kérdéses különbséget egyszerűen kifejtjük:

$$(17) \quad \hat{\sigma}_0^2 - \hat{\sigma}_1^2 = 2 \left[N^{-1} \sum_{t=T-N+1}^T (y_t \cdot \hat{\beta}_{t-1} \cdot x_{t-1}) \right] - \left[N^{-1} \sum_{t=T-N+1}^T (\hat{\beta}_{t-1} \cdot x_{t-1})^2 \right]$$

A nullhipotézis szerint $y_t = e_t$, és így a hibatag minden korábbi információra ortogonális: $E(e_t \cdot \hat{\beta}_{t-1} \cdot x_{t-1}) = 0$. Ezért tehát arra számíthatunk, hogy a (17) első tagja a mintából számolva is megközelítőleg nulla: $2 \left[N^{-1} \sum_{t=T-N+1}^T (y_t \cdot \hat{\beta}_{t-1} \cdot x_{t-1}) \right] \approx 0$. Ugyanakkor a konstrukcióból adódóan a második tag a mintából számítva

¹¹ A „mintán kívüli” kifejezés arra utal, hogy az előrejelzést olyan időszakra végezzük el, amely időszakot nem használtuk fel a modell paramétereinek becslésére. Például, a modell paramétereit egy 2001 decemberéig terjedő mintán becsljük és az előrejelzést 2002-re készítjük el.

várhatóan negatív lesz, azaz $-\left[N^{-1} \sum_{t=T-N+1}^T (\hat{\beta}_{t-1} \cdot x_{t-1})^2 \right] < 0$, hiszen négyzetre emelt szorzatok összegének az ellentettjéről van szó. Utóbbi kifejezés akkor lehetne a mintából számítva nulla, ha vagy az x_t magyarázó változó lenne minden megfigyelésnél azonosan nulla, amit kizár azon feltevés, hogy x_t egy potenciális magyarázó változó, vagy ha $\hat{\beta}_t$ paraméterbecslés minden egyes időpontban pontosan nulla értéket venne fel, amely valószínűtlen. Ha a nullhipotézis igaz, azaz β populációs értéke nulla, akkor a becslések során az várható, hogy a $\hat{\beta}_t$ becslés hol kicsivel nulla fölött, hol kicsivel nulla alatt lesz. A négyzetre emelés miatt azonban a (17) kifejezés jobb oldalának második tagja mintából számítva negatív lesz.

Clark és West [2006, 2007] fő következtetése tehát az, hogy a nullhipotézissel összhangban $\hat{\sigma}_0^2 < \hat{\sigma}_1^2$ mintaeredményre számíthatunk: az alternatív modell mintabeli átlagos négyzetes hibája várhatóan nagyobb lesz, mint a nullhipotézisé, konkrét esetünkben a véletlen bolyongásé. Az intuitív magyarázata a jelenségnek az, hogy az alternatív modell egy az előrejelzés szempontjából haszontalan zajtagot is tartalmaz a redundáns paraméter(ek) becslésekor. Ezt az eredményt a hipotézisvizsgálat során természetesen figyelembe kell venni, azonban a hagyományos eljárások, mint például a Diebold és Mariano [1995] eljárás, nem teszik.

Clark és West [2006, 2007] munkáikban egyidejűleg az átlagos négyzetes hiba egyféle korrekcióját javasolják, ami megközelítőleg normális eloszláshoz vezet. Ugyanakkor tesztjük csak közvetlen formában becsült modellekre érvényes, azaz hosszú horizontú regresszió esetére, de nem akkor, ha a többperiódusú előrejelzést egyperiódusú előrejelzések iterációjaként állítjuk elő. Mindemellett azonban úgy találták, hogy a *bootstrap* teszt kedvező tulajdonságokkal rendelkezik mind a szignifikanciaszint, mind pedig a teszterő tekintetében. A *bootstrap* teszt a mi esetünkben is járható út, és mi a *Mark* [1995], *Kilian* [1999], illetve *McCracken és Sapp* [2005] munkáiban alkalmazott eljáráshoz hasonló megoldást választottunk.

A *bootstrap* egy hipotézis vizsgálatra alkalmazható szimulációs technika, amelynek segítségével a megfigyelt adatokból számolt tesztstatisztika eloszlását közelítjük az ún. *bootstrap* eloszlással. Az eljárás elve: specifikáljuk az ún. *bootstrap* adatgeneráló folyamatot (*data generating process*), amely a nullhipotézist tartalmazza (pl. a mi esetünkben előrejelezhetetlenség), majd létrehozunk mesterséges mintákat szimulációval, kiszámoljuk a mesterséges mintára a tesztstatisztikát ugyanolyan módon, mint a valós adatokra; és sokszor kiszámolva a tesztstatisztikát meghatározható a tesztstatisztika *bootstrap*

eloszlása. Az alkalmazott nem-parametrikus¹² *bootstrap* eljárás a mi esetünkben a következő lépésekből áll:

1. Nullhipotézisként feltesszük, hogy a modellnek nincs előrejelző ereje (lásd például a rövidesen következő (18)–as modellt), majd megbecsüljük a valós adatokra, és megőrizzük a maradéktagokat.
2. Visszatevéses mintavétellel egy véletlen mintát veszünk az 1. lépésben becsült maradéktagokból az idősor aktuális hosszát 500 elemmel meghaladó számban.
3. Egy kezdeti feltevés, a becsült modell és a 2. lépésben vett maradéktag-minta segítségével mesterséges idősorokat állítunk elő az árfolyam logaritmusának és modellben szereplő összes többi változónak a változására – ezeket az idősorokat nevezzük a továbbiakban *bootstrap*-idősoroknak. Kezdőértéknek a valós idősorok kezdőértékeit használjuk. A *bootstrap*-idősorok első 500 értékének elhagyásával a valódi idősorral megegyező hosszúságú *bootstrap*-idősort kapunk.
4. A *bootstrap*-idősorokra megbecsüljük a modelleket ugyanúgy, ahogy a valós adatokból tettük (tehát azon modellt becsüljük meg, amelyben feltételezzük, hogy az árfolyam előrejelezhető, azaz például a (4)-es modellt), majd az előrejelzést és annak értékelését is ugyanúgy végezzük el, mint a valós idősoroknál.
5. Megismételjük az 1-4. lépéseket 1000-szer, ezáltal megkapjuk az előrejelzési mérőszám ún. empirikus *bootstrap*-eloszlását, majd ezt felhasználva egyoldali teszt segítségével határozzuk meg a p -értékeket, azaz azt számoljuk ki, hogy az igazi adatsorra kapott tesztstatisztikától balra a *bootstrap*-eloszlás hány százaléka található.

A továbbiakban bemutatjuk, hogy milyen *bootstrap*-modelleket alkalmaztunk.

A (3'), (4) és (5) modellekre, amelyek a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását, és így az azonnali árfolyam s_t valamint a hosszú lejáratú

¹² A nem-parametrikus jelző arra utal, hogy a mesterséges minták létrehozásakor nem valamilyen parametrikus eloszlást feltételezünk (ebben az esetben véletlenszám-generátor segítségével szimuláltuk volna a *bootstrap*-idősorokat), hanem ahogy a 2. lépésnél bemutatjuk, a becslési maradéktagok empirikus eloszlását használjuk a mesterséges minta létrehozására.

kamatkülönbség $\tilde{i}_t^{(h)}$ kointegráltságát feltételezik, a *bootstrap* adatgeneráló folyamat (*data generating process*) a következő:¹³

$$(18) \quad \begin{aligned} \Delta s_t &= \varepsilon_{1,t} \\ f_t^{(h)} &= \phi_0 + \phi_1 \cdot f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} .$$

Meg kell jegyeznünk, hogy a monetáris modellt hasonló specifikációban vizsgálva *Kilian* [1999] a kointegráció feltevésének a *bootstrap* adatgeneráló folyamatba való beépítését javasolta. Ez azt jelentené, hogy a (18) modell helyett a következő korlátozott VECM-et kellene használnunk, amely a (5)-es modell korlátozása:

$$(19) \quad \begin{aligned} \Delta s_t &= \varepsilon_{1,t} \\ \Delta \tilde{i}_t^{(k)} &= \xi_5 + \sum_{j=1}^k (\xi_{6,j} \Delta s_{t-j} + \xi_{7,j} \Delta \tilde{i}_{t-j}^{(k)}) + \xi_8 f_{t-1}^{(k)} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} .$$

Ugyanakkor mi azt találtuk, hogy a hosszú kamatkülönbség gyengén exogén, és a hibakorrekciós együtthatójának pontbecslése számos árfolyamra még pozitív is,¹⁴ még ha nem is szignifikánsan. Mindezt a 2. táblázat is világosan mutatja. A pozitív pontbecslés azonban így is szétrobbanó folyamathoz vezet. Következésképp a (19) modell nem használható a mi esetünkben. *Kilian* [1999] viszont azt is megmutatta, hogy a (18) és (19) modellek aszimptotikusan ekvivalensek.

A (7), (8), és (9) modellek esetében a *bootstrap* adatgeneráló folyamatok ezen modellek korlátozott változatai, ahol az első egyenletben a véletlen bolyongást feltételezünk az azonnali árfolyamra.

Az (6) egyenletben leírt becsült autoregresszív folyamatra, valamint az eltolási paramétert tartalmazó véletlen bolyongásra a *bootstrap* adatgeneráló folyamat a véletlen bolyongás.

4. Mintaidőszakok és adatforrások

Mintánk azonnali és 1, 3, 6 és 12 hónap, illetve 3, 5 és 10 éves lejáratú határidős árfolyamokat tartalmaz. A határidős árfolyamokat a megfelelő futamidőhöz tartozó kamatok/hozamok, valamint az (2) egyenletbe foglalt azonosság alapján

¹³ Hogy van-e eltolási paraméter a véletlen bolyongás modelljében, az kizárólag a jelölés kérdése: ha nincs külön eltolási paraméter, akkor a maradéktagok átlaga nem lesz zérus.

¹⁴ Mivel a hosszú lejáratú kamatok (hozamok) különbsége pozitív együtthatóval szerepel (1) egyenletben leírt kointegráló vektorban, ezért negatív paraméterű hibakorrekciós tagot várnánk.

számítottuk. A szükséges alapadatokat (azonnali árfolyamok, pénzpiaci kamatok és kötvényhozamok) az érintett országok jegybankjainak a honlapjáról töltöttük le.

Darvas és Schepp [2007] munkájában a német márka¹⁵ esetében 1979-től 2006-ig tartó havi záró adatokat ölel fel az amerikai dollárral szemben, amelyből az 1990-2006-os időszakot használjuk az előrejelzések vizsgálatára, míg a jelen tanulmányban a cseh korona, lengyel zloty és a magyar forint euróval szemben árfolyamát vizsgáljuk 1999-2007. március között a 2002-2007. március időszakot használva az előrejelzések értékelésére.¹⁶

Az előrejelzéseket ún. rekurzív becslési eljárást alkalmazva vizsgáljuk. Ez a márka esetében például azt jelenti, hogy az 1979-1989 mintán készítettük el az első becslést, amely alapján mintán kívüli – 1 hónaptól 5 évig terjedő – előrejelzéseket készítettünk az 1990M1-1994M12 időszeakra. A következő lépésben az 1979M1-1990M1 időszeakra becsültük a modelleket, majd mintán kívüli előrejelzéseket adtunk az 1990M2-1995M1 időszeakra, és így tovább. Az eljárás tehát azt szimulálja, hogy az előrejelzés készítés időpontjában rendelkezésre álló információk alapján milyen előretekintő előrejelzéseket készíthettünk volna.

A kelet-közép európai árfolyamokra való alkalmazás természetesen azzal a hátránnyal jár, hogy a mintaidőszakok jelentősen lerövidülnek: a becsléseket 1999-től kezdtük, a mintán kívüli előrejelzések értékelését pedig a 2002. január – 2007. március időszeakra végeztük el. A rövidebb mintaidőszak miatt az előrejelzéseket 1 hónaptól csak 2 évig terjedő horizontokon mutatjuk be.

Fel kell hívnunk a figyelmre arra, hogy minél hosszabb távra jelzünk előre, annál kevesebb független előrejelzésünk van. Például mind a DEM/USD árfolyamnál használt 5 éves előrejelzési horizonton, mind pedig a KKE devizáknál használt 2 éves előrejelzési horizonton nem egész 4 egymástól teljesen független (nem átfedő) előrejelzési időszakunk van csak.

¹⁵ A német márka esetében 1999-től a rögzített euró-konverziós arány (1EUR=1,95583DEM) alapján számoltuk ki az aktuális dollárárfolyamokat (DEM/USD).

¹⁶ Magyarországon 2001 májusában árfolyamrendszer-váltás történt: a korábbi szűk, ± 2.25 százalékos árfolyamsávot ± 15 százalékra szélesítették, amely strukturális változást okozhatott a modell paramétereiben is. Nem akartuk azonban az amúgy is viszonylag rövid mintánkat tovább rövidíteni, és mint látni fogjuk, a magyar forintra vonatkozó eredmények lettek a leginkább kedvezőek a három kelet-közép európai deviza közül a potenciális strukturális törés ellenére. Hangsúlyozzuk, hogy maga az előrejelzés 2002 januárjában, azaz a törés után kezdődik, valamint hogy *Darvas és Schepp* [2007] a fejlett ipari országokat vizsgálva azon devizáknál is szignifikáns előrejelző erőt mutatott be, amely országokban árfolyamrendszer-változás történt az ott vizsgált mintaperiódusban, 1979-2006 között, nevezetesen Ausztrália, Új-Zéland, Norvégia, és Svédország esetén is.

5. Empirikus eredmények

5.1. Általános tendenciák

Az 1. ábra az azonnali, az egy éves határidős, valamint a tíz éves határidős árfolyamokat mutatja. A német márkának a dollárhoz viszonyított árfolyamainál világosan látszik, hogy a 10 éves határidős árfolyam jóval kisebb kilengéseket mutat, mint az azonnali, különösen a 80-as évek jelentős dollárerősödése alkalmával.

A három kelet-közép európai deviza euró-árfolyamai relációnként markánsan eltérő tendenciák folytán nagyon eltérő képet mutatnak.

A cseh korona tendenciózus, és többé-kevésbé egyenletes nominális felértékelődésen ment keresztül a vizsgált időszakban, és ezzel párhuzamosan az euró-zónához mért kamatfelára is nagymértékben és tendenciózusan csökkent, sőt a legfrissebb adatoknál már mind az egy éves, mind a tíz éves kamatláb alulmúlja az euró-zóna értékeit, amelyet az ábrában a határidős árfolyamok és az azonnali árfolyam különbségének tanulmányozásakor olvashatunk le.

A forint esetében trendszerű árfolyamváltozást nem tapasztalhatunk, miközben az azonnali és határidős árfolyamok változékonysága a négy reláció közül itt a legjelentősebb. A 10 éves határidős árfolyam az időszak nagyobbik részében a hivatalos árfolyamsávon kívül helyezkedett el, ami arra is utalhat, hogy az elvart devizakockázati prémium magas. A 2001-es monetáris politikai változásokat követően – az akkori gyors felértékelődési fázison kívül – sem tartós felértékelődési, sem leértékelődési tendencia nem érzékelhető. Az azonnali árfolyam ugyanakkor sokszor visszatért a 250 HUF/EUR körüli árfolyamszinthez. A 10 éves határidős árfolyam az azonnali árfolyamnál jóval jelentősebb változékonyságot mutat, köszönhetően a 10 éves forint kamatok változékonyságának. A nagyságrendeket jól érzékelteti, hogy például a 2006 nyári/őszi árfolyamgyengülés/kamatemelkedéskor a tíz éves határidős árfolyam 400 forint fölé emelkedett, viszont mintaperiódusunk végére, 2007. márciusára 320 forint alá csökkent, azaz közel 21 százalékos változáson ment keresztül viszonylag rövid idő alatt.

A zloty esetében egyfajta köztes képet kapunk: egyértelmű felértékelődési tendencia inkább csak a hosszú futamidejű határidős árfolyamban fedezhető fel a hosszú futamidejű kamatok konvergenciájával összhangban. Az azonnali árfolyam hosszabb időhorizontú hullámokat végzett, 2-3 éves időszakokon át lényegében egyirányú mozgásokat mutatott. Kamat-konvergencia az egy éves kamatok tekintetében – Csehországhoz hasonlóan, de Magyarországtól eltérően

– itt is megvalósult, amely az ábrán az azonnali és az egy éves határidős árfolyam konvergenciájában tükröződik.

5.2. Egységgyök és stacionaritási tesztek

Az 1. táblázat mutatja 8 egységgyök és egy stacionaritási teszt eredményeit, melyek markáns eltéréseket mutatnak a 4 bemutatott relációban.¹⁷ A márka/dollár relációban érvényesül az a – *Darvas és Schepp* [2006] által több vezető deviza keresztárfolyamaira dokumentált – tendencia, hogy az azonnali, illetve a rövid lejáratú határidős árfolyamokra nem lehet elvetni az egységgyök létezését, illetve el kell vetni a stacionaritást, addig a hosszú lejáratú – esetünkben 10 éves – határidős árfolyamra épp a fordítottja érvényes: el kell vetnünk az egységgyök létezését, és nem vethetjük el a stacionaritási nullhipotézist.

A kelet-közép-európai devizákra az egységgyök tesztek és a stacionaritási teszt eredményei vegyes, de az előző szakaszban leírtakkal összhangban lévő képet mutatnak (lásd ismét az 1. táblázatot). A cseh korona és a lengyel zloty esetében a tesztek együttes eredménye alapján arra a következtetésre juthatunk, hogy mind az azonnali árfolyam, mind pedig a különféle lejáratú határidős árfolyamok elsőrendű integráltak.¹⁸ A forint esetében ugyanakkor azt a talán sokakat meglepő, és a DEM/USD relációval homlokegyenest ellenkező eredményt kapjuk a tesztek széles skáláján, hogy az azonnali árfolyam és a rövid lejáratú határidős árfolyamok stacionerek, miközben a hosszú lejáratú határidős árfolyamok esetében vélhetően egységgyök-folyamokkal van dolgunk.

¹⁷ Az irodalomban leggyakrabban a *Dickey és Fuller* (1979), valamint a *Phillips és Perron* (1988) által javasolt egységgyök teszteket használják, azonban számos tanulmány kimutatta, hogy ezen teszteknek sok esetben kedvezőtlen a méret, illetve az erő tulajdonságuk, ezért hat másik egységgyök tesztet is használunk, amelyek kedvező tulajdonságokkal rendelkeznek. *Elliott és szerzőtársai* (1996) egy tesztstatisztika családot javasoltak, amelyek invariánsak a trend paraméterére, és külön ki is emeltek két tesztet, amelyeket DF-GLS-sel és FPO-val jelölünk. *Ng és Perron* (2001) továbbfejlesztették *Elliott és szerzőtársai* (1996) munkáját, és négy korábbi teszt módosítását javasolták, amelyeket a táblázatban NP kezdőbetűvel jelölünk. Végezetül a nyolc egységgyök teszt mellett a *Kwiatkowski és szerzőtársai* (1992) által javasolt tesztet is használtuk, amelynek a nullhipotézise a stacionaritás és az alternatív hipotézise az egységgyök.

¹⁸ A cseh korona esetében az ADF-teszt szerint a 10 éves határidős árfolyam esetében 10%-on már el lehetne vetni az egységgyök létezését, a zloty esetében pedig a DFGLS és a KPSS teszt is gyengén utal az azonnali, ill. rövid lejáratú határidős árfolyam stacionaritására. Ezeket az eredményeket azonban a többi teszt eredményeinek tükrében inkább a tesztek közismerten rossz kismintás tulajdonságaiból eredő „véletlenként” értékelhetjük, értékelésünkben – itt és mindvégig – inkább az általánosítható tendenciák megragadására törekszünk.

Pro forma nem lenne szabad hibakorrekciós modelleket alkalmaznunk a 3 kelet-közép európai deviza esetében. Azonban tekintettel a vizsgált időszakok rövidségére a tesztek eredményeit nem tekinthetjük a végső szónak az alapsokasági tulajdonságok tekintetében. *Darvas és Schepp* [2007] eredményei is az előrejelzési vizsgálatok elvégzésre bátorítanak minket. Ők ugyanis megmutatták, hogy még azokban a relációkban (pl. JPY/USD) is a véletlen bolyongásnál szignifikánsan jobb előrejelzések adhatók az 1-5 éves horizontokon, ahol az egységgyök-tesztek eredményei a hosszú futamidejű határidős árfolyamok integráltságára utaltak. További érvünk lehet, hogy a rövid mintaidőszak ellenére jelentős strukturális változásokkal is számot kell vetnünk, például a forint esetében.

5.3. Az egyperiódusú regressziók

Noha elsősorban a mintán kívüli előrejelzésekre kívánunk koncentrálni, mégis fontos, hogy a (3) egyenletben megadott egyperiódusú, egyszerű hibakorrekciós előrejelzések regressziós statisztikáit is szemügyre vegyük. *Berkowitz és Giorgianni* [2001] megmutatták, hogy amennyiben az egyperiódusú előrejelzés lineáris együtthatója nulla, akkor a hosszú horizontú regressziók paramétereinek is nullának kell lennie, vagyis ezek a regressziók alkalmatlanok hosszú távú előrejelzés készítésére. Ennek hátterében az áll, hogy a legkisebb négyzetek módszerével történő becslés felfelé torzított, és a t -statisztika sem t -eloszlású. Az egyperiódusú előrejelzés eredményeit ezért perdöntő jelentőségűnek kell tekintenünk.

Mivel az (1) egyenletből származtatott kointegrációs kapcsolatból még önmagában nem tudhatjuk, hogy a vektor mely elemei jelezhetők elő a segítségével, ezért mindkét lehetséges hibakorrekciós specifikációt megnézzük. Előbb az adott lejáratához tartozó kamatkülönbség, majd az árfolyamváltozás egyperiódusú előrejelzéseit nézzük meg relációként. Az eredményeket a 2. táblázat.

Eredményeink bemutatását a DEM/USD relációval kezdjük, ahol a kamatkülönbség következő periódusbeli változására adódó egyperiódusú hibakorrekciós együtthatók nem különböznek szignifikánsan nullától egyetlen lejáratra sem, sőt a pontbecslések pozitívak, ami az arra utal, hogy a kamatkülönbség gyengén exogén. A (2) egyenletben leírt, az azonnali árfolyam változására vonatkozó hibakorrekciós modellünk esetében viszont az egyperiódusú előrejelzés lineáris együtthatója szignifikánsan negatív, ha hosszú lejáratú határidős árfolyamokat alkalmazunk magyarázó változónak (lásd a 2. táblázat második-negyedik tömbjeit!). Ezzel szemben rövid lejáratú határidős árfolyamokat alkalmazva az együttható nem különbözik szignifikánsan nullától, abszolút értéke kisebb, és az egész regresszió magyarázóereje is alacsonyabb.

Ezt példázza a 2. táblázat első tömbjében a 3 hónapos határidős árfolyam esete.¹⁹ Az azonnali árfolyam ezek szerint nem gyengén exogén a DEM/USD relációban a határidős devizaárfolyamban foglalt kointegráló vektorra vonatkozóan.

A három KKE-deviza esetében ettől markánsan különböző, de korántsem homogén eredmények adódnak. A hosszabb (5 és 10 éves) határidős árfolyamokból kiinduló modellek esetében a kamatkülönbségre szignifikánsan negatív együttható adódik a korona és a forint esetében. Ezek szerint e két relációban lehetőség nyílna a hosszú hozamok különbségének előrejelzésére. Minket azonban természetesen az árfolyam előre jelezhetősége érdekel jobban. Ebben a tekintetben az egyperiódusú regressziók a három KKE-relációban csak a forint, és kisebb mértékben a zloty esetében jogosítanak minket reményekre. A forint esetében valamennyi lejáratra szignifikánsan negatív hibakorrekciós együtthatók adódnak, ám a magyarázóerő a rövid lejáratok esetében még nagyobb is, mint a hosszúaknál. Ez az egységgyök-tesztek eredményével összhangban, a DEM/USD relációban tapasztaltakkal ellentétben áll. A zloty esetében a hosszabb lejáratokon szintén szignifikánsan negatív együtthatót láthatunk, ami fenntartja az előrejelzés lehetőségével kapcsolatos reményeinket. A koronánál azonban az együtthatók sehol sem különböznek szignifikánsan nullától, igaz a pontbecslések – a modellel összhangban – minden esetben negatívak.

5.4. Mintán kívüli előrejelzések

Mintán kívüli előrejelzési eredményeinket a 3. táblázat paneljei tartalmazzák. A 3. tábla az irodalomban leggyakrabban alkalmazott módszert követve az egyes modellek átlagos négyzetes előrejelzési hibáinak négyzetgyökét (RMSPE: *root mean squared prediction error*) mutatja a véletlen bolyongáshoz viszonyítva, a német márka esetén az 1 hónapostól 5 évesig terjedő, míg a három kelet-közép európai devizánál az 1 hónapostól 2 évesig terjedő előrejelzési horizontokra. Az eredményeket relációnként részletezve értékeljük:

A *márka/dollár árfolyam esetében* az 1 éves, vagy azt meghaladó horizontok esetében a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását vélelmező modelljeink minden esetben a véletlen bolyongásnál alacsonyabb RMSE értéket adnak a mintaidőszakra. A pontbecslések az 5-40% közti javulás tartományában szóródnak, de tipikusnak a 20-30% tekinthető. A *bootstrap*-teszt szerint az eredmények 3 kivételtől eltekintve statisztikailag is szignifikánsak. A mindösszesen 45 vizsgált változatból (9 modell, 5 horizont) 25 esetben az 5%-os, további 8 esetben az 1%-os szinten is szignifikáns javulást realizálhattunk.

¹⁹ A *Darvas és Schepp* [2007] által vizsgált 9 relációban ugyanezek általános tendenciaként is kimutathatók.

Ez különösen figyelemre méltó, ha tekintetbe vesszük, hogy a vizsgált 7 alternatív modell az összesen 35 esetből mindössze 7 esetben tudott a véletlen bolyongásnál jobb pontbecslést adni, és csupán egyetlen esetben volt 10%-on szignifikáns a javulás. A pozitív eredmények kizárólag két alternatív modell, a becsült AR és a szintekre felírt VAR esetében adódtak, a rövid lejáratú határidős árfolyamok elsőfokú integráltságán alapuló, és egy korábbi (rövidebb) időszakra szép eredményt realizáló *Clarida/Taylor*-típusú modellek esetében ugyanakkor egyetlen egyszer sem. Még a pozitív esetekben is egyértelműen megállapítható azonban, hogy a mi modelljeink ugyanazon horizontra a véletlen bolyongáshoz képest sokkal jelentősebb mértékű és jóval szignifikánsabb javulást tudtak felmutatni. A 3.a ábra, amely együtt mutatja az előrejelzések²⁰, valamint az azonnali és a határidős árfolyam alakulását, két további tulajdonságára mutat rá a hibakorrekciós modelljeinknek: egyrészt az előre jelzett változási irány az azonnali árfolyam mozgásirányának változatlansága mellett is módosul, másrészt a nagyobb fordulópontokat a modellek jól – bár néha kissé korán – jelzik előre.

Fontos kiemelni továbbá, hogy a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását vélelmező modelljeink esetében kapott kedvező eredményeink robusztusak a konkrét modellspecifikáció tekintetében. A (3') egyenletben megadott legegyszerűbb, és egyébként kedvezőtlen statisztikai tulajdonságokkal rendelkező hibakorrekciós modell előrejelzési képességei igen hasonlóak a dinamikus iteráción alapuló modellekéhez. Mi azonban nem is törekedtünk a „legjobb” modell meghatározására, célunk a modellek előrejelzési képességeivel kapcsolatos általános tendenciák feltárása volt. Hasonlóképp nem törekedtünk az „optimális” előrejelzési horizont kiválasztására sem. Eredményeinkből ezzel együtt kitűnik, hogy a márka/dollár relációban ez nagyjából 3-4 év körül lehet.

Bár az éven belüli horizontok 27 esetéből is 19-szer adtak a véletlen bolyongásnál jobb pontbecslést modelljeink, ezek közül csupán 7 bizonyult szignifikánsnak, és a javulás mértéke sem különösebben jelentős. Az alternatív modellek esetében ugyanakkor a 21-ből mindössze egyetlen esetben kaptunk kedvező pontbecslést, igaz az szignifikánsnak is bizonyult.²¹

Arra az eredményre is szeretnénk felhívni a figyelmet, hogy a határidős árfolyam előrejelző képessége a véletlen bolyongáshoz viszonyítva a 3 éves horizontig folyamatosan romlik, azonban ez a tendencia a még hosszabb (4 és 5

²⁰ Egy kiválasztott, hosszú futamidejű határidős árfolyamot tartalmazó modell mellett az egyszerű AR(1) modell előrejelzéseit is bemutatjuk, mivel modelljeink a határidős árfolyamra is egy stacionárius autoregressziót feltételeznek; továbbá a HUF/EUR relációban az azonnali árfolyam is stacionáriusnak bizonyult.

²¹ Itt is érvényes azonban, hogy modelljeink között az adott horizontra találhatunk nála jobban szereplőt.

éves) horizontok esetében megfordul. Eredményünk – a japán jen kivételével – a további hét devizára is érvényes volt (*Darvas és Schepp* [2007]). Mindez egybevág a fedezetlen kamatparitás hosszú horizontú érvényesülésével kapcsolatosan az utóbbi időben publikált eredményeknek (lásd például *Chinn és Meredith* [2005], valamint *Darvas, Rappai és Schepp* [2006]).

A három KKE-reláció előrejelzési eredményei – a korábbiak tükrében immár nem meglepő módon – jelentős eltéréseket mutatnak.

A *cseh koronára* egyetlen modellre és horizontra sem kapunk a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzést, sőt helyesebb úgy fogalmaznunk, hogy sok esetben sokkal rosszabb előrejelzést kapunk (3.b. tábla). Igaz az előbbi az összes megvizsgált alternatív modellre is elmondható. A 3.b. ábra arra is rámutat, hogy a hibakorrekciós modellek előrejelzései időnként egészen irreálisnak bizonyultak.

A *forint* esetében egészen más kép bontakozik elénk a 3.c. táblában: az 1 éves, vagy annál rövidebb előrejelzési horizontokon a 36-ból (9 modell, 4 előrejelzési horizont) 29 esetben kapunk a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzést a hibakorrekciós modellek alapján, és a 29-ből 25 esetben a javulás szignifikáns.²² A marginális előrejelzési javulás mértéke a 6 hónapos és az 1 éves horizontok esetében a legjelentősebb (5% és 20% közötti), miközben az eredmények inkább a rövidebb horizontokon tűnnek robusztusabbnak: a 3 hónapos horizontra pl. mind a 9 modellünk szignifikánsan jobb előrejelzést ad a véletlen bolyongásnál. A rövidebb horizontok viszonylagos sikeressége ellentmond korábban bemutatott, és szintén kedvező eredményeket adó DEM/USD relációban tapasztaltaknak, akárcsak az a tény, hogy az alternatív modellek között kettő is akad: a szintekre felírt VAR, illetve a becsült AR, amelyek minden lejáratra jobb előrejelzést adnak a véletlen bolyongásnál, és többnyire a hibakorrekciós modelleknél is. E tény ugyanakkor összhangban áll azzal a korábbi megfigyelésünkkel, hogy a forint/euró azonnali árfolyam stacionernek tűnik. A 2. ábra a *bootsrap*-eloszlásokat és az egyik legjobban szereplő hibakorrekciós modell fajlagos előrejelző képességét mutatja a HUF/EUR relációban, míg a 3.c. ábra az egyes időpontokban érvényes azonnali és határidős árfolyamokat, illetve előrejelzéseket. Bár az előrejelzések néha nagyon melléfognak, az egyértelműen kijelenthető, hogy a véletlen bolyongásnál biztosabb támpontot adnak az árfolyamváltozás előrejelzésében, nem is beszélve a hasonló célra teljesen használhatatlannak tűnő határidős árfolyamokról. Az egyszerű AR(1) modell

²² Ki kell emelnünk, hogy a VECM S-I3Y esetében az 1 hónapos horizonton úgy kapunk a véletlen bolyongásnál szignifikánsabb jobb előrejelzést, hogy a pontbecslés 100% feletti. A jelenségre már *Clark és West* [2006] is rámutatott, valamint *Darvas és Schepp* [2007] – főleg a rövidebb horizontok esetében – szinte minden vizsgált deviza-relációban dokumentált.

ugyanakkor – az azonnali árfolyamra vonatkozó stacionaritási eredménnyel összhangban – hosszabb előrejelzési horizontokon különösen jónak tűnik.

A *zloty* esetében az eredmények – újfent – valahol a koronára kapott teljesen kedvezőtlen, és a forintra kapott viszonylag kedvező eredmények között helyezkednek el. A pontbecslések a 45 modell/horizont kombinációból 14-szer kedvezőbbek a véletlen bolyongásénál, azonban egyetlen hibakorrekciós modell sem képes semelyik horizonton szignifikánsan jobb előrejelzést adni annál. Igaz, hasonló mondható el az összes vizsgált alternatív modellről is. A modellek előrejelző képessége az egyes időszakok tekintetében is erősen eltér. A 3.d. ábrában például azt látjuk, hogy miközben 2001 és 2004 közepe között jól jelezte előre a modell a *zloty* gyengülését, addig az azóta eltelt időszakban ismét – az időközben jelentősen erősödött – *zloty* gyengülését jósolta, holott valóságban hasonló nem következett be. Az alternatív AR(1) modell ugyanakkor épp ezzel ellentétes predikciókat adott, és bizonyult ezzel haszontalannak, ill. hasznosnak.

6. Záró következtetések

Írásunkban azt vizsgáltuk, hogy a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását feltételező hibakorrekciós modellek, amelyek *Darvas és Schepp* [2007] tanulmányában a világ devizapiaci forgalmának mintegy 75%-át kitevő fejlett ipari országokra alkalmazva kitűnő mintán kívüli előrejelző erővel rendelkeztek, hogyan képesek három kelet-közép európai ország (cseh, magyar, lengyel) devizaárfolyamát előrejelezni. A három kelet-közép európai deviza esetében kapott egyértelműen gyengébb és nehezebben általánosítható eredmények értelmezésére három intuitív támpontot tudunk adni.

Először is a vizsgálatokra felhasználható időszak rendkívül rövid, alig több mint 8 évet ölel fel, ezért reális a veszélye annak, hogy később átmenetinek bizonyuló hatások is döntően befolyásolják az empirikus eredményeket. Ráadásul mindhárom vizsgált ország előbb-utóbb az euró-zóna tagjává fog válni, még akkor is, ha épp ez a három ország nem rendelkezik jelenleg hivatalos céldátummal az euró bevezetését illetően az EU-hoz 2004-ben csatlakozott 10 tagállam közül. A hosszabb távon anticipált euró-zóna csatlakozás azonban még úgy is érdemi hatással lehet az azonnali árfolyamra, hogy a majdani konverziós ráta mellett a belépés időpontját is folyamatosan újra kell becsülnie a piaci szereplőknek. A 2004 decembere és 2006 augusztusa közti időszakot vizsgálva *Naszódi* [2006] éppen e három relációra mutatta meg, hogy e hatás a több dimenzióban is fellépő bizonytalanság ellenére stabilizáló lehet.

Másodrészt utalnunk kell Balassa-Samuelson hatásra, mely értelmezési lehetőséget kínál arra a tényre, hogy mindhárom pénz (a zloty, a korona és a forint is) jelentős reálfelértékelődésen ment keresztül az elmúlt másfél évtizedben.²³ A mintánkban szereplő 1999-2007 időszakban ez a reálfelértékelődés a forint esetében döntően az euró-zónához mérten nagyobb inflációs rátán, míg a korona esetében főleg a nominális árfolyam erősödésén keresztül ment végbe. A zloty mindkét tekintetben nagyjából középúton helyezkedik el a két másik pénznem között. Mindez az időszaki tulajdonságokkal, ill. az előrejelzési eredményekkel egybevágó törésvonalakat rajzol a három pénznem tulajdonságai közé.

A harmadik támpontot a devizakockázati prémium, ill. a határidős kamatprémiumok országok közti különbségének létezése adhatja. Bár származtatásuk logikailag markánsan elkülönül, mégis gyakorlatilag ugyanazt a tényezőt ragadják meg, nevezetesen az adott lejáratra szóló határidős devizaárfolyam, és ugyanarra a lejáratra előzetesen várt árfolyam eltérését. A devizakockázati prémium értelmezésére az azonos lejáratú bel- és külföldi kötvények nem tökéletes helyettesítő volta ad lehetőséget. A határidős kamatprémium eltérései pedig hosszabb lekötéssel járó nagyobb (pl. likviditási) kockázatok nemzetközi különbségeit lehetnek hivatottak kompenzálni. Minthogy esetünkben a benchmark az euró-zóna, így mindkét értelmezési lehetőség egybevág a józan intuícióval. Bármely prémiumértelmezés legyen is szimpatikusabb, azt explicite modellezni csakis sztochasztikus változóként lehet. Miközben azonban az időben változó devizakockázati prémium modellezésének immár komoly tradíciója van,²⁴ addig a mi megközelítésünkhöz sokkal inkább illeszkedő határidős kamatprémium esetében csak a legutóbbi időkben kerültek kidolgozásra hasonló technikák, melyeket *Rudebusch és társai* [2006] mutatnak be és alkalmaznak amerikai adatokra. Mivel mi modelljeinkben a határidős és a várt árfolyam egybeesését vélelmeztük, így joggal bízhatunk abban, hogy a kutatás egy későbbi fázisában immár e technikákat felhasználva, tehát a határidős kamatprémiumok nemzetközi eltéréseit explicite modellezve a mostaninál kedvezőbb, és általános következtetések levonására alkalmasabb eredményeket kaphatunk a vizsgált három kelet-közép európai ország vonatkozásában is.

²³ A vonatkozó elméleti és empirikus irodalom széles körű összefoglalását adja *Égert és társai* [2006].

²⁴ Részletes áttekintést ad a devizakockázati prémium irodalmáról *Engel* [1996].

Hivatkozások

- Balassa B. [1964]: The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.
- Berkowitz J. and Giorgianni L. [2001]: Long-Horizon Exchange Rate Predictibility? *Review of Economics and Statistics*, 83, 81-91.
- Boudoukh, J., Richardson M. and Whitelaw, R. [2005]: *The Information in Long-Maturity Forward Rates: Implications for Exchange Rates and the Forward Premium Anomaly*. NBER Working Paper 11840.
- Cheung, Y-W., Chinn M.D. and Pascual A.G. [2005]: Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, 24, 1150-1175.
- Chinn M.D. and Meredith G. [2005]: *Testing uncovered interest rate parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era*. NBER Working Paper No. 11077.
- Clarida R.H. and Taylor M.P. [1997]: The term structure of forward exchange rate premiums and the forecastability of spot exchange rates: Correcting the errors. *The Review of Economics and Statistics*, 79, 353-361.
- Clarida R.H., Sarno, L., Taylor, M.P. and Valente G. [2003]: The out-of sample success of term structure models as exchange rate predictors: a step beyond. *Journal of International Economics*, 60, 61-83.
- Clark T.E. and West K.D. [2006]: Using out-of-sample mean squared prediction errors to test the martingale difference hypothesis. *Journal of Econometrics*, 135, 155-186.
- Clark T.E. and West K.D. [2007]: Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models. *Journal of Econometrics*, megjelenés alatt
- Darvas Zs. [2004]: Robert F., Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobel-díjasok. *Statisztikai Szemle*, 82. 296-320.
- Darvas Zs. [2007]: Estimation Bias and Inference in Overlapping Autoregressions: Implications for the Target Zone Literature. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, megjelenés alatt

- Darvas Zs. and Schepp Z. [2006]: Long maturity forward rates of major currencies are stationary. *Applied Economics Letters, megjelenés alatt*
- Darvas Zs. and Schepp Z. [2007]: *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.
- Darvas Zs., Rappai G. and Schepp Z. [2006]: *Uncovering Yield Parity: A New Insight into the UIP Puzzle through the Stationarity of Long Maturity Forward Rates*. De Nederlandsche Bank Working Paper No. 98.
- Dickey D.A. and Fuller W.A. [1979]: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Diebold F.X. and Mariano R.S. [1995]: Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economics Statistics*, 13, 253-263.
- Elliott G., Rothenberg T.J. and Stock J.H. [1996]: Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, 813-836.
- Engel C. [1996]: The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of Empirical Finance*, 3 (1996) 123-192.o.
- Égert B., Halpern L. and Macdonald R. [2006]: Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues. *Journal of Economic Surveys*, 20 (2), 257-324.
- Faust J., Rogers J.H. and Wright J.H. [2003]: Exchange rate forecasting: the errors we've really made. *Journal of International Economics*, 60, 35-59.
- Froot K.A. and Ito T. [1989]: On the consistency of short-run and long-run exchange rate expectations. *Journal of International Money and Finance*, 8(4), 487-510.
- Kilian L. [1999]: Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do We Learn from Long-Horizon Regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 491-510.

- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. [1992]: Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Mark N.C. [1995]: Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *The American Economic Review*, 85, 201-218.
- Mccracken M.W. and Sapp S.G. [2005]: Evaluating the Predictability of Exchange Rates Using Long-Horizon Regressions: Mind Your p's and q's! *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, 473-494.
- Macdonald R. and Marsh I.W. [1997]: On Fundamentals and Exchange Rates: a Casselian Perspective. *Review of Economics and Statistics*, 79, 655-664.
- Meese R. and Rogoff K. [1983]: Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. *Journal of International Economics*, 14. 3-24.
- Naszódi A. [2007]: *Are the Exchange Rates of the EMU Candidate Countries Anchored by their Expected Euro Locking Rates?* In: Focus on European Economic Integration 1/07, Vienna: Oesterreichische Nationalbank.
- Ng S. and Perron P. [2001]: Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- Phillips P.C.B. and Perron P. [1988]: Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Rudebusch G.D., Sack B.P. and Swanson E.T. [2006]: *Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium*. Working Paper 2006-46. Federal Reserve bank of San Francisco.
- Samuelson P. [1964]: Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, 46, 145-154.
- Sarno L. [2005]: Viewpoint: Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand? *Canadian Journal of Economics*, 38, 673-708.
- Sarno L., Taylor, M.P. [2002]: The economics of exchange rates. *Cambridge University Press*.
- Schepp Z. [2003]: Befektetői horizont és a „forwardrejtély”. *Közgazdasági Szemle*, 50, 939-963.

1. táblázat: egységgyök és stacionaritási tesztek az azonnali árfolyam és különböző lejáratú határidős árfolyamok logaritmusaira

	s	1m	3m	6m	12m	3y	5y	10y
DEM_USD								
ADF	-1.25	-1.25	-1.25	-1.27	-1.31	-1.49	-1.77	-2.63*
PP	-1.42	-1.43	-1.44	-1.47	-1.52	-1.67	-1.84	-2.57*
DFGLS	-1.26	-1.27	-1.28	-1.31	-1.35	-1.51	-1.76*	-2.44**
ERS	6.60	6.56	6.48	6.30	6.08	5.12	3.96*	2.24**
NP MZa	-3.75	-3.77	-3.81	-3.94	-4.08	-4.95	-6.55*	-11.84**
NP MZt	-1.26	-1.26	-1.27	-1.31	-1.35	-1.5	-1.75*	-2.4**
NP MSB	0.34	0.33	0.33	0.33	0.33	0.30	0.27*	0.2**
NP MPT	6.61	6.58	6.51	6.33	6.11	5.13	3.96*	2.22**
KPSS	0.69**	0.68**	0.66**	0.64**	0.6**	0.48**	0.33	0.09
CZK_EUR								
ADF	-0.78	-0.8	-0.83	-0.88	-1.00	-1.52	-1.88	-2.59*
PP	-0.75	-0.77	-0.8	-0.87	-0.99	-1.51	-1.84	-2.43
DFGLS	0.72	0.76	0.81	0.89	1.00	1.04	0.98	0.90
ERS	68.15	71.04	76.74	84.89	99.84	125.22	139.71	175.62
NP MZa	1.00	1.02	1.06	1.11	1.16	1.1	1.01	0.86
NP MZt	0.83	0.87	0.93	1.02	1.15	1.21	1.17	1.11
NP MSB	0.83	0.85	0.88	0.92	0.99	1.1	1.16	1.29
NP MPT	50.72	52.62	56.36	61.62	71.00	84.42	91.35	108.15
KPSS	1.18***	1.18***	1.18***	1.19***	1.19***	1.16***	1.14***	1.1***
HUF_EUR								
ADF	-2.82*	-2.81*	-2.79*	-2.76*	-2.72*	-2.65*	-2.56	-2.71*
PP	-2.82*	-2.81*	-2.79*	-2.76*	-2.83*	-2.69*	-2.60*	-2.70*
DFGLS	-2.67***	-2.74***	-2.81***	-2.72***	-2.32**	-1.63*	-1.5	-1.53
ERS	2.05**	1.92***	1.84***	2.11**	3.21**	6.20	7.01	7.14
NP MZa	-12.49**	-13.14**	-13.9***	-13.45**	-10.67**	-5.99*	-5.12	-5.07
NP MZt	-2.49**	-2.55**	-2.61***	-2.53**	-2.19**	-1.56	-1.44	-1.46
NP MSB	0.20**	0.19**	0.19**	0.19**	0.21**	0.26*	0.28	0.29
NP MPT	1.98**	1.91**	1.88**	2.06**	2.76**	4.63	5.19	5.16
KPSS	0.12	0.12	0.14	0.18	0.27	0.33	0.29	0.25
PLN_EUR								
ADF	-1.70	-1.71	-1.71	-1.69	-1.57	-1.29	-1.28	-1.47
PP	-1.85	-1.86	-1.87	-1.85	-1.75	-1.43	-1.30	-1.42
DFGLS	-1.64*	-1.63*	-1.60	-1.52	-1.32	-0.64	-0.57	-0.80
ERS	4.74	4.81	5.02	5.52	6.68	13.78	14.88	11.90
NP MZa	-5.42	-5.43	-5.36	-5.05	-4.23	-1.54	-1.32	-2.35
NP MZt	-1.60	-1.59	-1.56	-1.48	-1.29	-0.61	-0.53	-0.86
NP MSB	0.30	0.29	0.29	0.29	0.30	0.39	0.40	0.36
NP MPT	4.65	4.67	4.79	5.14	6.04	11.19	11.96	9.11
KPSS	0.16	0.15	0.14	0.16	0.29	0.70**	0.83***	0.76***

Megjegyzések: DEM/USD relációban a mintaidőszak 1979 januárjától 2006 decemberéig, CZK/EUR, HUF/EUR és PLN/EUR relációkban pedig 1999 januárjától 2007 márciusáig tart. ADF: kiterjesztett *Dickey-Fuller* [1979] teszt; PP: *Phillips-Perron* [1988] teszt; ERS DF: DF teszt GLS trendszűrővel *Elliott-Rothenberg-Stock* [1996]; ERS FPO: *Elliott-Rothenberg-Stock* (1996) pont optimális tesztje, NP MZa & MZt & MSB & MPT: *Ng-Perron* [2001] 4 tesztje; KPSS: *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* [1992] tesztje. A nullhipotézis minden esetben az egységgyök létezése, kivéve a KPSS tesztet, ahol a nullhipotézis a stacionaritás. Az 1%, 5%, és 10% kritikus értékek a következők: ADF és PP: -3.45, -2.87, -2.57. DF-GLS: -2.57, -1.94, -1.62. ERS FPO: 1.96, 3.23, 4.42. NP MZa -13.8, -8.1, -5.7. NP MZt: -2.58, -1.98, -1.62. NP MSB: 0.174, 0.233, 0.275. NP MPT: 1.78, 3.17, 4.45. KPSS: 0.74, 0.46, 0.35. ***, **, és * a nullhipotézis elutasítását jelzik az 1%, 5%, és 10% szignifikancia szinten.

2. táblázat: Az egy periódusnyi kamatkülönbség változásának, illetve az árfolyam változásnak regressziós statisztikai különböző lejáratú határidős árfolyamok előző szintjére

		$\Delta \tilde{i}_t^{(h)} = \delta_0 + \delta_1 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_t$				$\Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_t$			
A határidős árfolyam lejárat		DEM/USD	CZK/EUR	HUF/EUR	PLN/EUR	DEM/USD	CZK/EUR	HUF/EUR	PLN/EUR
1-hónap	δ_1	0.0032	-0.0036	0.0348	0.0249	-0.0115	-0.0125	-0.1572	-0.0631
	t	1.33	-1.54	1.70	4.26	-1.28	-0.78	-2.88	-1.77
	R2	0.0053	0.0241	0.0293	0.1587	0.0049	0.0063	0.0798	0.0316
	DW	1.82	1.64	1.96	2.05	1.87	2.12	1.78	1.61
	N	335	98	98	98	335	98	98	98
3-év	δ_1	0.0020	-0.0045	-0.0186	0.0054	-0.0212	-0.0085	-0.0787	-0.0562
	t	1.55	-1.98	-1.92	1.31	-2.10	-0.72	-2.73	-2.31
	R2	0.0072	0.0393	0.0370	0.0180	0.0130	0.0054	0.0718	0.0537
	DW	1.83	1.63	1.79	1.72	1.87	2.13	1.82	1.64
	N	335	98	98	96	335	98	98	96
5-év	δ_1	0.0015	-0.0040	-0.0139	0.0016	-0.0287	-0.0069	-0.0531	-0.0467
	t	1.22	-2.27	-2.19	0.49	-2.60	-0.70	-2.31	-2.31
	R2	0.0045	0.0509	0.0475	0.0026	0.0200	0.0051	0.0527	0.0538
	DW	1.89	1.62	1.68	1.65	1.87	2.13	1.85	1.65
	N	335	98	98	96	335	98	98	96
10-év	δ_1	0.0002	-0.0031	-0.0092	-0.0008	-0.0450	-0.0040	-0.0399	-0.0364
	t	0.17	-2.93	-2.53	-0.37	-3.59	-0.55	-2.22	-2.27
	R2	0.0001	0.0823	0.0623	0.0016	0.0373	0.0032	0.0487	0.0563
	DW	1.92	1.56	1.82	1.34	1.87	2.14	1.85	1.70
	N	335	98	98	88	335	98	98	88

Megjegyzések: A becsült regressziók a táblázat legfelsőbb sorában láthatóak, ahol $\tilde{i}_t^{(h)}$ jelöli az évesített kamatkülönbséget; $f_t^{(h)}$ jelöli a h -preiódusú határidős árfolyamot; s_t az azonnali árfolyamot; h a táblázat első oszlopában kerül megadásra. t: OLS t-statisztika, R2: determinációs együttható; DW: Durbin-Watson, N: a megfigyelések száma. A minta DEM/USD relációban 1979 januárjától 2006 decemberéig, a másik három relációban 1999 januárjától 2007 márciusáig tartó havi adatokból áll.

**3.a. táblázat: Mintán kívüli előrejelzések értékelése DEM/USD relációban
RMSPE alapon**

	1H	3H	6H	12H	24H	36H	48H	60H
Véletlen bolyongás	0.0285	0.0539	0.0748	0.1052	0.1543	0.1904	0.2183	0.2359

Véletlen bolyongás = 100

Véletlen bolyongás	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Határidős árfolyam	100.7 (0.887)	102.0 (0.932)	104.3 (0.987)	108.3 (0.999)	111.3 (0.999)	112.2 (0.999)	109.0 (0.999)	102.4 (0.773)
Véletlen bolyongás eltolással	100.2 (0.484)	100.7 (0.508)	101.4 (0.513)	102.8 (0.511)	105.1 (0.477)	107.9 (0.496)	110.7 (0.486)	113.9 (0.503)
AR (becsült)	100.3 (0.359)	100.8 (0.334)	101.5 (0.348)	100.4 (0.252)	97.9 (0.220)	94.5 (0.193)	91.8 (0.190)	91.3 (0.222)

A rövid lejáratú határidős árfolyamok elsőrendű integráltságán alapuló modellek

VECM	105.6 (0.974)	111.3 (0.973)	117.3 (0.958)	125.9 (0.913)	128.4 (0.748)	132.7 (0.697)	135.9 (0.673)	146.5 (0.731)
VAR-differencia	99.6 (0.025)	101.1 (0.453)	101.9 (0.575)	102.8 (0.502)	105.2 (0.466)	107.9 (0.469)	110.6 (0.480)	114.1 (0.500)
VAR-szintekre	104.2 (0.940)	107.6 (0.854)	109.3 (0.714)	108.1 (0.468)	95.7 (0.137)	86.4 (0.083)	86.1 (0.121)	103.3 (0.390)

A hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritásán alapuló modellek

EQ F3Y	99.9 (0.154)	99.7 (0.147)	99.0 (0.118)	96.1 (0.089)	92.1 (0.095)	85.2 (0.085)	91.9 (0.157)	97.8 (0.211)
EQ F5Y	99.8 (0.090)	99.4 (0.095)	98.2 (0.076)	93.7 (0.049)	83.0 (0.027)	69.4 (0.016)	72.0 (0.038)	75.3 (0.070)
EQ F10Y	100.0 (0.163)	100.0 (0.152)	99.2 (0.108)	93.3 (0.035)	74.5 (0.004)	64.2 (0.004)	74.5 (0.034)	87.4 (0.140)
MOD S-F3Y	99.9 (0.165)	99.6 (0.150)	98.9 (0.140)	94.7 (0.084)	86.0 (0.046)	75.4 (0.022)	69.6 (0.026)	70.0 (0.050)
MOD S-F5Y	99.8 (0.113)	99.3 (0.114)	98.0 (0.096)	92.1 (0.047)	79.8 (0.016)	66.2 (0.007)	60.3 (0.007)	62.9 (0.024)
MOD S-F10Y	100.0 (0.177)	100.2 (0.207)	98.8 (0.110)	90.8 (0.026)	76.2 (0.001)	68.4 (0.003)	71.1 (0.021)	80.6 (0.097)
VECM S-13Y	99.6 (0.024)	100.5 (0.172)	100.7 (0.200)	95.0 (0.067)	86.0 (0.046)	75.2 (0.021)	69.7 (0.023)	70.3 (0.042)
VECM S-15Y	99.3 (0.013)	100.2 (0.159)	99.9 (0.170)	92.5 (0.043)	80.1 (0.017)	66.3 (0.009)	60.4 (0.010)	63.2 (0.016)
VECM S-110Y	99.9 (0.051)	100.5 (0.219)	99.7 (0.164)	90.8 (0.022)	75.8 (0.012)	66.7 (0.008)	69.0 (0.021)	78.7 (0.073)

Megjegyzések: A mintaidőszak 1979 január és 2006 december közti havi adatokat tartalmaz DEM/USD relációban. Mintán kívüli rekurzív előrejelzésre felhasznált időszak 1990-2006. A táblázat első sora az előrejelzési horizontot mutatja hónapokban. A 100-nál alacsonyabb értékek a táblázatban azt jelzik, hogy a modell átlagos négyzetes hibája (RMSE) kisebb, mint a véletlen bolyongásé. A zárójelben megadott p -értékek annak az egyoldali tesztnek a valószínűségi értékeit mutatják, ahol a nullhipotézis szerint az előrejelzési pontosság a véletlen bolyongással megegyező. A valószínűségek meghatározásához alkalmazott *bootstrap* eljárás részleteit a 3. részben megadtuk. A határidős árfolyamnál a Diebold/Mariano statisztikák szerepelnek. A 10 százalékon szignifikáns értékeket vastagra szedve adjuk meg.

**3.b. táblázat: Mintán kívüli előrejelzések értékelése CZK/EUR relációban
RMSPE alapon**

	1H	3H	6H	12H	24H
Véletlen bolyongás	0.0141	0.0234	0.0337	0.0496	0.0834

Véletlen bolyongás = 100

Véletlen bolyongás	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Határidős árfolyam	100.4 (0.871)	101.7 (0.926)	102.0 (0.87)	101.8 (0.838)	105.3 (0.966)
Véletlen bolyongás eltolással	100.1 (0.653)	100.7 (0.667)	104.2 (0.766)	113.9 (0.822)	111.5 (0.704)
AR (becsült)	103.4 (0.828)	110.3 (0.879)	134.7 (0.990)	187.2 (0.989)	300.1 (0.983)

A rövid lejáratú határidős árfolyamok elsőrendű integráltságán alapuló modellek

VECM	104.6 (*)	105.5 (*)	112.2 (*)	128.0 (*)	134.0 (*)
VAR-differenciákra	103.1 (*)	105.3 (*)	109.6 (*)	123.0 (*)	122.4 (*)
VAR-szintekre	107.0 (0.572)	116.3 (0.754)	143.8 (0.973)	213.0 (0.996)	382.0 (0.988)

A hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritásán alapuló modellek

EQ F3Y	102.9 (0.796)	108.3 (0.755)	129.3 (0.890)	174.3 (0.932)	178.8 (0.845)
EQ F5Y	102.9 (0.786)	107.7 (0.751)	127.5 (0.867)	170.1 (0.909)	172.3 (0.808)
EQ F10Y	103.0 (0.819)	106.9 (0.733)	125.2 (0.883)	160.4 (0.909)	163.8 (0.822)
MOD S-F3Y	102.9 (0.772)	109.1 (0.832)	130.5 (0.940)	174.0 (0.966)	230.4 (0.929)
MOD S-F5Y	102.9 (0.756)	109.1 (0.819)	129.7 (0.943)	172.6 (0.964)	222.4 (0.920)
MOD S-F10Y	103.0 (0.802)	109.3 (0.840)	129.0 (0.943)	170.3 (0.968)	211.5 (0.918)
VECM S-13Y	104.1 (0.683)	108.6 (0.783)	125.2 (0.912)	154.9 (0.927)	183.9 (0.879)
VECM S-15Y	104.0 (0.679)	108.1 (0.768)	122.5 (0.878)	149.3 (0.910)	171.8 (0.843)
VECM S-110Y	103.6 (0.687)	107.4 (0.770)	119.6 (0.879)	143.0 (0.896)	159.1 (0.812)

Megjegyzések: A mintaidőszak 1999. január és 2007. március közti havi adatokat tartalmaz CZK/EUR relációban. Mintán kívüli rekurzív előrejelzésre felhasznált időszak 2002-2007.

A rövidítések értelmezése megegyezik a 3.a táblázat alattival.

* A *bootstrap* modell szétrobbanó volt ezért a *p*-értékeket nem tudtuk kiszámítani.

**3.c. táblázat: Mintán kívüli előrejelzések értékelése HUF/EUR relációban
RMSPE alapon**

	1H	3H	6H	12H	24H
Véletlen bolyongás	0.0207	0.0328	0.0457	0.0556	0.0510

Véletlen bolyongás = 100

Véletlen bolyongás	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Határidős árfolyam	104.9 (0.962)	114.5 (0.959)	123.3 (0.954)	134.8 (0.903)	212.3 (0.991)
Véletlen bolyongás eltolással	100.7 (0.462)	102.3 (0.494)	104.5 (0.471)	108.2 (0.447)	118.4 (0.474)
AR (becsült)	97.9 (0.029)	94.0 (0.035)	87.3 (0.034)	78.9 (0.039)	68.1 (0.030)

A rövid lejáratú határidős árfolyamok elsőrendű integráltságán alapuló modellek

VECM	108.5 (*)	114.6 (*)	127.2 (*)	142.1 (*)	216.8 (*)
VAR-differenciákra	104.6 (0.396)	107.2 (0.705)	104.9 (0.402)	112.1 (0.535)	132.5 (0.629)
VAR-szintekre	96.7 (*)	95.8 (*)	90.0 (*)	87.7 (*)	73.0 (*)

A hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritásán alapuló modellek

EQ F3Y	96.6 (0.009)	89.6 (0.007)	94.9 (0.095)	117.2 (0.498)	191.4 (0.812)
EQ F5Y	97.7 (0.016)	92.3 (0.014)	98.1 (0.130)	117.5 (0.485)	177.1 (0.748)
EQ F10Y	98.0 (0.019)	94.4 (0.034)	101.3 (0.205)	122.1 (0.565)	199.8 (0.828)
MOD S-F3Y	96.6 (0.013)	91.5 (0.013)	87.8 (0.028)	88.4 (0.084)	105.2 (0.285)
MOD S-F5Y	97.7 (0.018)	94.7 (0.028)	93.4 (0.065)	96.5 (0.142)	116.5 (0.391)
MOD S-F10Y	98.0 (0.018)	96.7 (0.044)	97.5 (0.111)	102.3 (0.230)	127.0 (0.502)
VECM S-13Y	100.2 (0.093)	91.1 (0.01)	80.6 (0.004)	79.2 (0.027)	98.5 (0.220)
VECM S-15Y	101.8 (0.194)	95.8 (0.042)	87.2 (0.022)	85.6 (0.068)	103.4 (0.257)
VECM S-110Y	102.2 (0.261)	98.2 (0.088)	93.4 (0.069)	92.0 (0.101)	112.9 (0.338)

Megjegyzések: A mintaidőszak 1999. január és 2007. március közti havi adatokat tartalmaz HUF/EUR relációban. Mintán kívüli rekurzív előrejelzésre felhasznált időszak 2002-2007.

A rövidítések értelmezése megegyezik a 3.a táblázat alattival.

* A *bootstrap* modell szétrobbanó volt ezért a *p*-értékeket nem tudtuk kiszámítani. A szintekre felírt VAR modellnél a pontbecslések alapján (összevetve más modellek pontbecsléseivel és azok *p*-értékeivel) vélelmezzük, hogy az eredmények szignifikánsak.

**3.d. táblázat: Mintán kívüli előrejelzések értékelése PLN/EUR relációban
RMSPE alapon**

	1H	3H	6H	12H	24H
Véletlen bolyongás	0.0258	0.0451	0.0684	0.1055	0.1549

Véletlen bolyongás = 100

Véletlen bolyongás	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Határidős árfolyam	99.1 (0.319)	98.5 (0.385)	98.0 (0.395)	102.1 (0.582)	112.5 (0.790)
Véletlen bolyongás eltolással	101.9 (0.874)	105.1 (0.841)	109.3 (0.787)	115.0 (0.676)	128.6 (0.596)
AR (becsült)	100.8 (0.277)	102.1 (0.298)	103.7 (0.355)	100.7 (0.303)	85.3 (0.163)

A rövid lejáratú határidős árfolyamok elsőrendű integráltságán alapuló modellek

VECM	104.0 (*)	105.9 (*)	103.9 (*)	123.3 (*)	210.1 (*)
VAR-differenciákra	104.5 (0.401)	107.0 (0.729)	110.4 (0.753)	116.0 (0.692)	129.4 (0.629)
VAR-szintekre	103.2 (*)	104.7 (*)	99.0 (*)	91.0 (*)	66.1 (*)

A hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritásán alapuló modellek

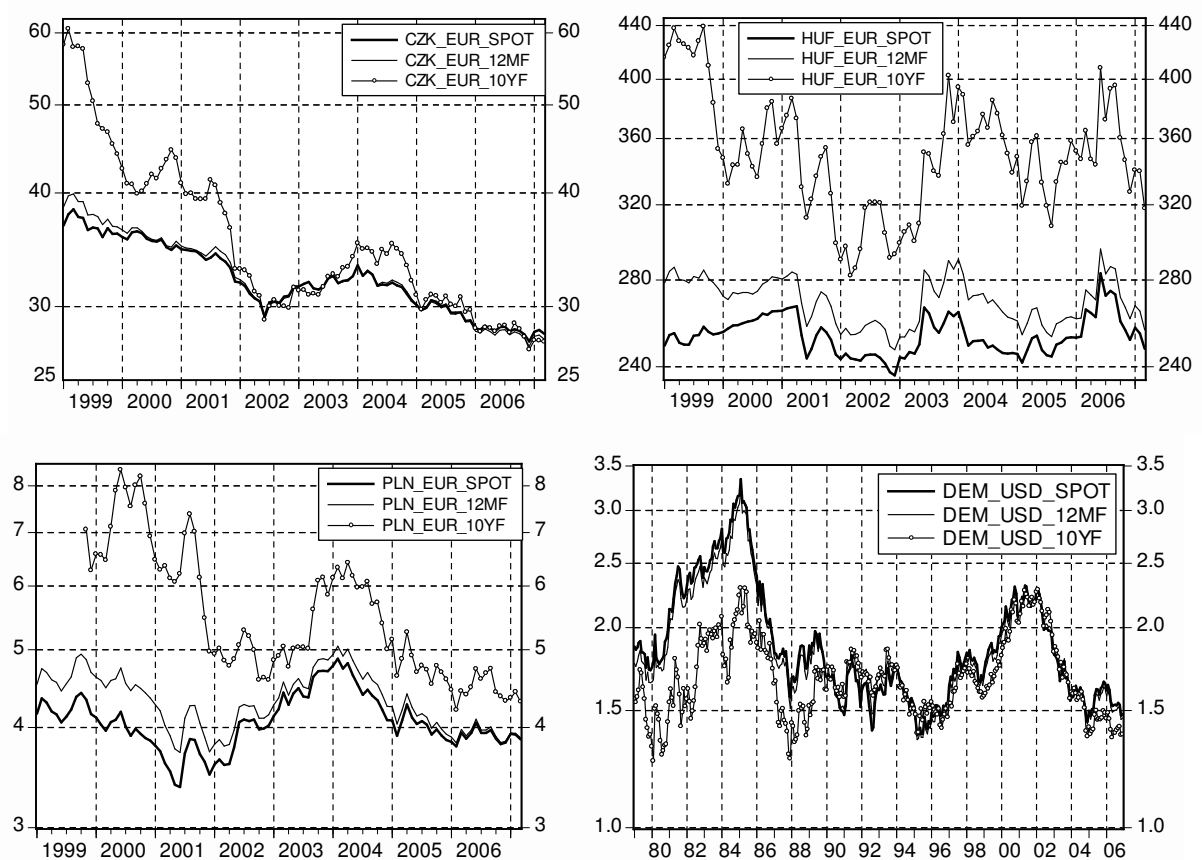
EQ F3Y	99.4 (0.121)	103.3 (0.294)	99.4 (0.169)	104.0 (0.236)	160.4 (0.635)
EQ F5Y	99.7 (0.126)	106.8 (0.490)	103.7 (0.257)	109.6 (0.311)	178.2 (0.732)
EQ F10Y	100.5 (0.152)	101.7 (0.161)	105.4 (0.218)	122.3 (0.405)	192.1 (0.711)
MOD S-F3Y	99.4 (0.116)	99.4 (0.176)	95.6 (0.143)	90.1 (0.148)	93.7 (0.248)
MOD S-F5Y	99.7 (0.122)	100.3 (0.206)	98.0 (0.180)	97.8 (0.242)	121.1 (0.496)
MOD S-F10Y	100.5 (0.159)	102.2 (0.234)	105.2 (0.315)	109.4 (0.364)	158.7 (0.707)
VECM S-13Y	105.1 (0.694)	105.1 (0.410)	98.2 (0.163)	95.3 (0.190)	97.0 (0.270)
VECM S-15Y	106.1 (0.814)	110.8 (0.719)	105.6 (0.349)	105.9 (0.331)	124.0 (0.485)
VECM S-110Y	105.5 (0.676)	107.5 (0.475)	104.0 (0.237)	106.5 (0.286)	139.2 (0.535)

Megjegyzések: A mintaidőszak 1999. január és 2007. március közti havi adatokat tartalmaz PLN/EUR relációban. Mintán kívüli rekurzív előrejelzésre felhasznált időszak 2002-2007.

A rövidítések értelmezése megegyezik a 3.a táblázat alattival.

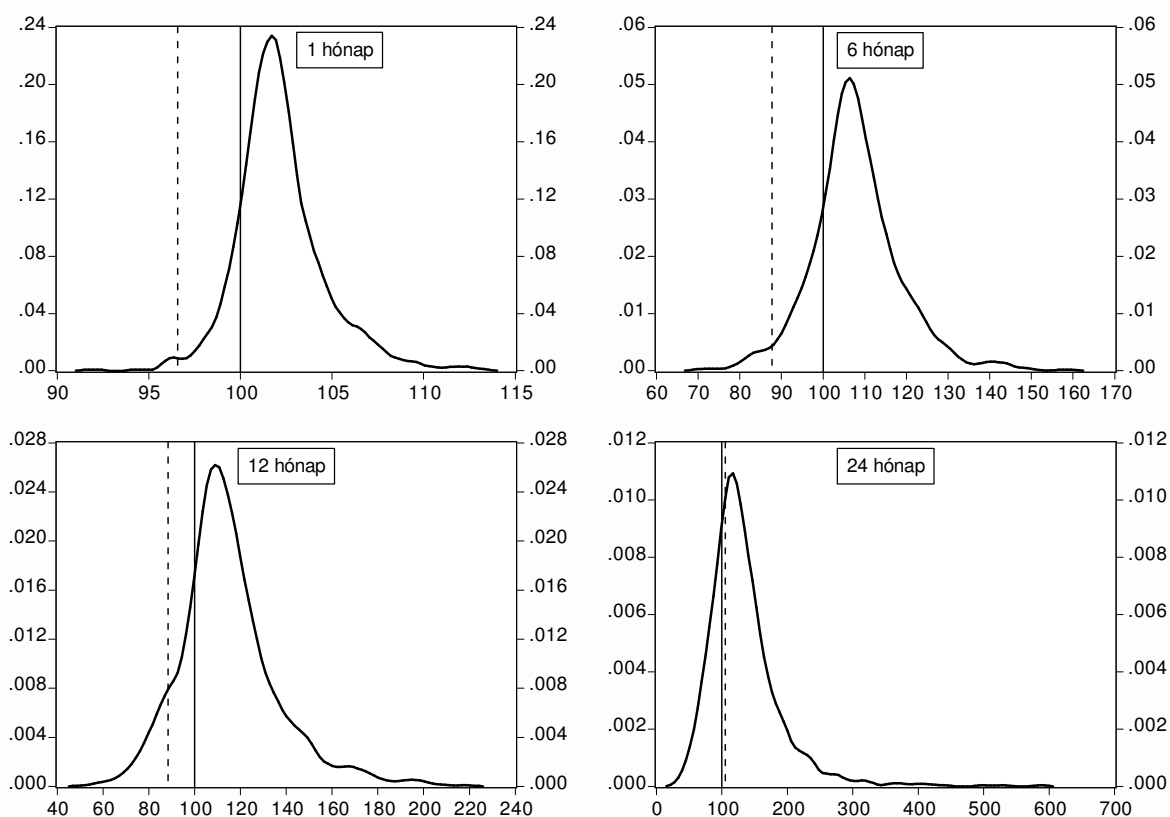
* A *bootstrap* modell szétrobbanó volt ezért a *p*-értékeket nem tudtuk kiszámítani.

1. ábra: Azonnali, valamint 1 éves és 10 éves határidős árfolyamok a különböző relációkban.



Megjegyzések: az egyes részábrákban a vastag vonalak az azonnali árfolyamot, a vékony folytonos vonalak az 1 éves határidős árfolyamot, a pontozott vonalak pedig a 10 éves határidős árfolyamot jelölik. A minta DEM/USD relációban 1979. január és 2006. december közötti havi záró adatokat tartalmaz, a másik három relációban a mintaidőszak 1999. január és 2007. március közötti.

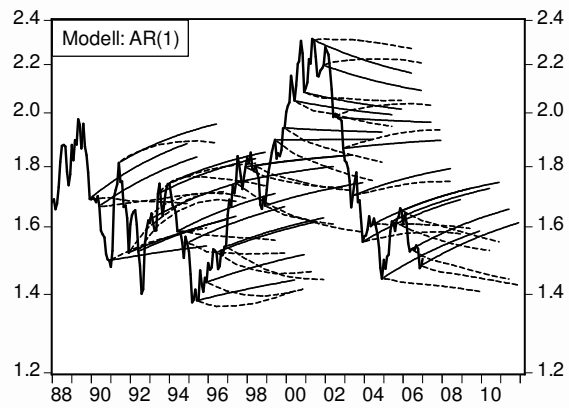
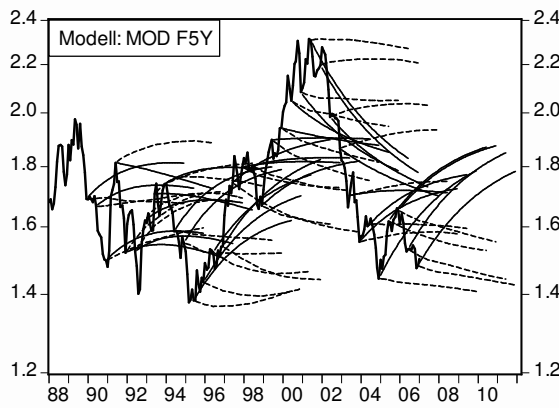
2. ábra: Bootstrap eloszlások és RMSE hányadosok különböző előrejelzési horizontokon HUF/EUR relációban



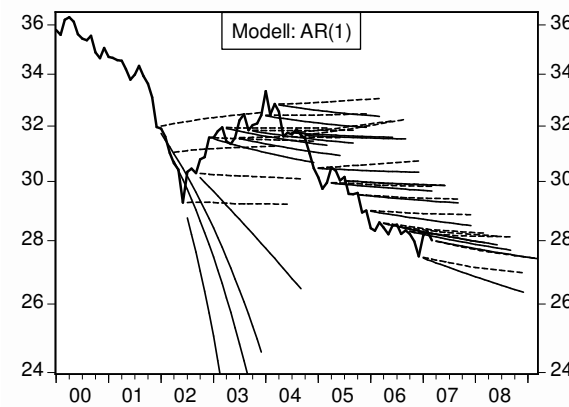
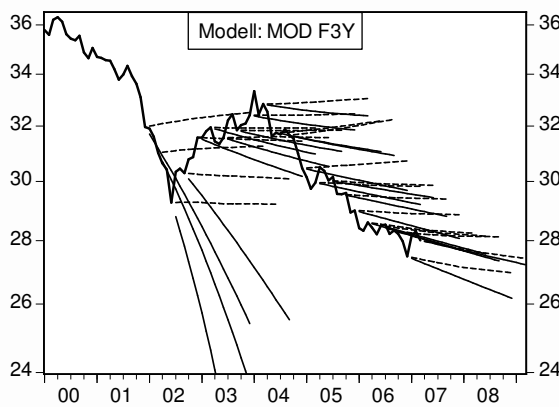
Megjegyzések: az egyes panelek a „MOD S-F3Y” modell 1000 lépéses iterációval előállított bootstrap eloszlásának a véletlen bolyongáshoz viszonyított százalékos értékeit mutatják 1 hónap és 2 év közti előrejelzési horizontokon. A nullhipotézis az egyforma előrejelzési erő. A folytonos függőleges vonal mutatja a 100%-os értéket (egyforma előrejelzési erő). A szaggatott függőleges vonal a tényadatokból számított hányadost jelzi (lásd: 4.c tábla!).

3. ábra Azonnali árfolyam, modell előrejelzések és határidős árfolyamok

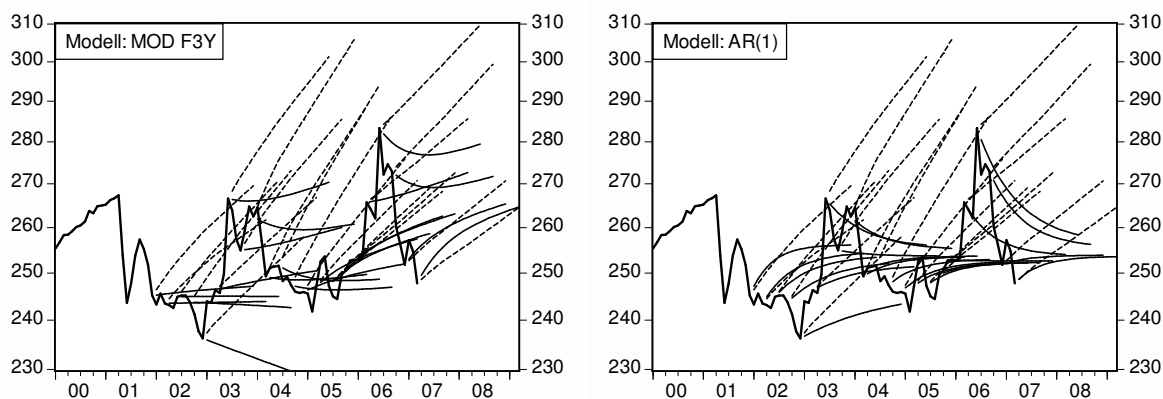
a. DEM/USD



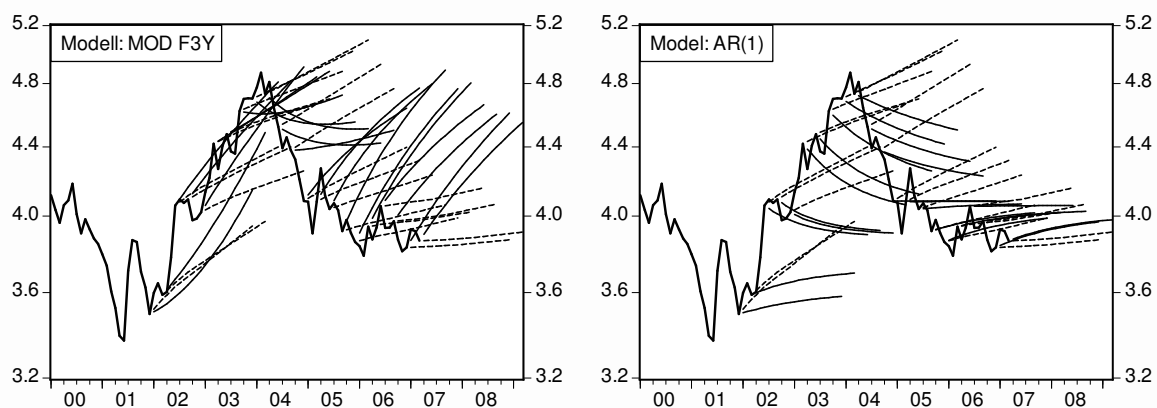
b. CZK/EUR.



c. HUF/EUR



d. PLN/EUR



Megjegyzések: a vastag folytonos vonal az azonnali árfolyamot, a vékony folytonos vonalak a kiindulópontjuknál jelzett dátum információs halmazán alapuló mintán kívüli előrejelzéseket (baloldali ábra: MOD F3Y, jobb oldali ábra: AR(1)), míg a szaggatott vonalak pedig a kiindulópontjuknál jelzett dátum napján jegyzett különböző futamidejű határidős árfolyamok görbéjét. Az ábra könnyebb áttekinthetősége végett a DEM/USD árfolyamnál csak minden év decemberében és a júniusában rajzoltuk fel az előrejelzéseket és a határidős árfolyamokat, míg a KKE devizáknál minden év decemberében, márciusában, júniusában, és szeptemberében. A CZK/EUR árfolyamnál a 2002. júniusából induló előrejelzés a MOD F3Y-nél 16-os árfolyamot, az AR(1)-nél 10-es árfolyamot jelzett 2004. júniusára, de az ábra könnyebb olvashatóságának kedvéért a tengely minimumát 24-re korlátoztuk.