

DARVAS ZSOLT–SCHEPP ZOLTÁN

Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével

Írásunkban azt vizsgáljuk, hogy a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását feltételező hibakorrekciós modellek, amelyeknek korábbi számítások szerint – a világ devizapiaci forgalmának mintegy 75 százalékát kitevő fejlett ipari országokra alkalmazva – kitűnő a mintán kívüli előrejelző erejük, hogyan képesek három kelet-közép-európai ország devizaárfolyamát előrejelezni. A három vizsgálat alá vont deviza (cseh, magyar, lengyel) esetében az eredmények relációnként nagyon eltérnek, és összességében kedvezőtlenebbek, mint a fejlett ipari országokra kapott eredmények, amit a nem teljesen rugalmas árfolyamrezsím, a rendelkezésre álló adatsor rövidsége, az eurózóna-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, F47.

Sokat hivatkozott munkájukban *Meese–Rogoff* [1983] elsőként mutatták meg, hogy a szakirodalom standard, makrofundamentumokat használó modelljei nem képesek a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzést adni a rugalmas devizaárfolyamokra. Noha az elmúlt évtizedekben akadt már jó néhány 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–Taylor* [2002] 137. o.). A *Taylor-törvény* néven is ismert megállapítás kétes fénybe helyez minden, a devizaárfolyamok előrejelzésére irányuló kísérletet. *Cheung és szerzőtársai* [2005] frissebb adatokat és fundamentális modellek szélesebb körét vizsgálva támasztják alá Taylor megállapítását.²

* A jelen tanulmány, illetve a jelen tanulmány módszertanát a fejlett ipari országokra alkalmazó *Darvas–Schep* [2007] tanulmány elkészítésekor *Menzie D. Chinn, Todd E. Clark, Andrew K. Rose, Pierre L. Siklos, Rappai Gábor, Simon András, Mark P. Taylor, Timo Teräsvirta* és *Valentiny Ákos* észrevételeit és tanácsait hasznosítottuk, amiért valamennyiüknek köszönettel tartozunk. Az Argata Zrt., a Budapesti Corvinus Egyetem Közgazdasági Doktori Iskola, illetve a PTE KTK Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézet szemináriumainak résztvevői is hasznos észrevételekkel segítették munkánkat. Külön köszönjük a Közgazdasági Szemle lektorának részletes megjegyzéseit. Az esetleg megmaradt hibák a sajátjaink. A tanulmány az OTKA K 61221 kutatás keretében készült. A tanulmányban használt adatok a következő internetes honlapon érhetők el: <http://www.uni-corvinus.hu/darvas>.

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

² Meg kell említenünk azonban a pozitív fejlemények között azt is, hogy a legutóbbi időkben megjelentek az előrejelzés lehetőségét dokumentáló olyan munkák, amelyek nem a standard makrofundamentumokra

Darvas Zsolt, a Budapesti Corvinus Egyetem adjunktusa, az Argenta Zrt. pénzügyi kutatócsoportjának kutatási főtanácsadója (e-mail: zsolt.darvas@uni-corvinus.hu).

Schep Zoltán, a Pécsi Tudományegyetem docense (e-mail: schep@ktk.pte.hu).

Jelen munkánk alapját korábbi tanulmányunk adja (*Darvas–Schepp* [2007]), amelyben – egy korábban még sohasem vizsgált modellből kiindulva – olyan előrejelzési eredményeket mutattunk be, amelyek több okból is bizakodásra, és további kutatásra ösztönözhetnek. A modell mögött egy jól értelmezhető közgazdasági sejtés áll, amit a „hosszú távú várakozások stabilitásaként” foglalhatunk össze.³ Az alkalmazott modellek a világ legfontosabb devizáira – amelyek a világ devizapiaci forgalmának 75 százalékát teszik ki – kedvező eredményeket mutatnak,⁴ a megszokottnál jóval hosszabb időszakon (17 évre) értékelve a mintán kívüli előrejelző képességet.⁵ Jelen munkánkban pedig ugyanezen 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 (például öt- vagy tízéves) lejáratú határidős árfolyamai stacionáriusak (*Darvas–Schepp* [2006]). Ugyanazok a próbák, 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.⁶ Empirikus vizsgálataink mindkét következtetést alátámasztják. Amennyiben azonban az azonnali árfolyam és a hosszú hozamok különbsége kointegrált, 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.⁷

épitenek. *Evans–Lyons* [2005] a piac mikrostrukturális megközelítésében kulcsszerepet játszó nettó megbízásáramlás (*order flow*) segítségével adnak egészen rövid, 1–20 kereskedési napot felölelő horizontokra a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzést. Értelmezésükben a fundamentumokat érintő meglepetéseket helyezik előtérbe, ami a mi felfogásunkkal (vö. *Darvas–Rappai–Schepp* [2006]) is konzisztens. *Gourinchas–Rey* [2005] a jól ismert portfóliószemléletű árfolyammodellel rokonítható új felfogásban arra mutatnak rá, hogy a folyó fizetési mérlegben akkumulált deficiteteket a későbbi egyenlegjavulás mellett a pénzügyi mérleg egyenlegeinek akkumulálásából származtatott nettó nemzetközi befektetési állományok ártértékelődése is kompenzálhatja. Minthogy utóbbi a devizaárfolyam leértékelődésén keresztül mehet végbe, így lehetőség nyílna az árfolyam előrejelzésére is, amelyet a szerzők munkájukban meggyőző empirikus eredményekkel támasztanak alá.

³ A hosszú távú várakozások stabilitásának lehetséges okairól, valamint a fedezetlen kamatparitással kapcsolatos empirikus anomáliákkal való kapcsolatáról lásd *Schepp* [2003] és *Darvas–Rappai–Schepp* [2006].

⁴ *Darvas–Schepp* [2007] kilenc nagy forgalmú dollárrelációra (ausztráliai, kanadai és új-zélandi dollár, német márka, svájci frank, angol font, japán jen, norvég és svéd korona) mutatnak be kedvező és robusztus eredményeket.

⁵ Az irodalomban a fejlett országok devizaárfolyamaira vonatkozó kedvező eredményeket sok esetben 2–3 éves előrejelzési horizonton ellenőrizték csak (például *Clarida–Taylor* [1997], *MacDonald–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 jóval 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 az általunk használt adatok (árfolyam és kamatláb) valós időben elérhetők, és a későbbiekben sem bírálják felül őket.

⁶ A kointegráció elméleti hátteréről, Granger reprezentációs tételéről és a lehetséges applikációkról magyar nyelven *Darvas* [2004] ad áttekintést.

⁷ *Boudoukh és szerzőtársai* [2005] szintén utalnak arra, hogy a hosszú futamidejű határidős árfolyamok tartalmazhatnak információt a jövőbeli azonnali (*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.

Három különböző specifikációban vizsgálunk olyan modelleket, amelyek a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását vélelmezik. Bár a legegyszerűbb modell esetében úgynevezett hosszú horizontú regresszióról van szó, annak minden ismert gyengeségével, addig a másik két specifikáció dinamikus iteráción alapuló előrejelzéseket ad, így ezeket kiküszöböli. Mivel alternatívaként három különböző lejáratú (három-, öt- és tízéves) határidős árfolyamot is használunk a modelljeinkben, 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 ebben az írásban kizárólag lineáris modellekkel foglalkozunk. *Clarida és szerzőtársai* [2003] eredményei óta nagy figyelmet kapott az irodalomban az a felismerés, hogy nemlineáris modellek a devizaárfolyamok mintán kívüli előrejelzésében is képesek lehetnek felülmúlni a lineárisak – köztük az egyszerű véletlen bolyongás hipotézisét – teljesítményét. A vezető nemzetközi devizákra azonban olyan kedvező eredményeket kaptunk a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritásából kiinduló lineáris modelljeinkkel, hogy nem éreztük szükségét további, nemlineáris változatok feltárásának. A hosszú futamidejű határidős árfolyam rezsimváltó (például a Markov-rezsimváltó vagy a TAR modellcsaládokból kiinduló⁸) értelmezése kézenfekvő kiindulási pontot is adhatna a nemlineáris modellezéshez. Mindez azonban a jövő kutatási feladata marad.

Modellünk intuitív alátámasztására a következő érvekkel tudunk szolgálni. *Flood–Rose* [1999] rámutatott, hogy a devizaárfolyamok olyan rendkívül nagy változékonyságot mutatnak, amelyet semmilyen szokásos makrogazdasági modell nem képes megmagyarázni. *Chinn–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.⁹ A fedezetlen kamatparitás hosszú távú fennállása esetén a határidős árfolyamok az árfolyam-várakozásokat mutatják. *Froot–Ito* [1989] pedig megkérdőjelezéses felmérések adatait vizsgálva mutattak rá arra, hogy a felmérésekben tükröződő rövid és hosszú távú árfolyam-várakozások nem konzisztensek egymással abban a tekintetben, hogy a rövid távú várakozások iterálásával nem a közvetlenül megkérdőjelezett hosszú távú várakozások adódnak, azaz a rövid távú árfolyam-várakozások „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.¹⁰ Ha azonban a várt kumulált inflációs különbö-

⁸ A Markov-rezsimváltó modelleknél egy látens (nem megfigyelhető) változó függvényében változnak a modell paraméterei; magyar nyelven lásd *Darvas* [2001]. Az úgynevezett küszöb-autoregresszív (TAR = *threshold autoregression*) modellekben pedig egy megfigyelt változó függvényében változnak az autoregresszív modell paraméterei.

⁹ Fontos megjegyeznünk azonban, hogy miközben a hosszú horizontú fedezetlen kamatparitás érvényesülésének vizsgálatához használt regressziók esetében súlyos és kiküszöbölhetetlen problémát jelentenek az erősen átfedő megfigyelések (*overlapping observations*), addig a jelen cikkben vizsgált hosszú lejáratú határidős árfolyamok egységgyökpróbaiban semmiféle átfedés sincs a megfigyelésekben, hiszen csakis az adott időpontban rendelkezésre álló információkat használunk. Az átfedő megfigyelésekkel kapcsolatos becslési és következtetési nehézségekről lásd például *Berkowitz–Giorgianni* [2001] és *Darvas* [2007].

¹⁰ A reálárfolyam stacionaritásával kapcsolatos irodalom új fejleményeinek összegzéséről lásd *Sarno* [2005].

zet a vizsgált két ország között nulla, akkor a várt nominális árfolyam jó proxyja a reálárfolyamnak.

Az említett tényezők azt sugallják, hogy modellünk előrejelző ereje elsősorban olyan országok esetében megfelelő, ahol a monetáris rezsim stabil, a monetáris hatóságok hitelessége pedig – a bizonyított inflációellenes 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. Magyarország és a másik két kelet-közép-európai ország esetében ugyanakkor mindhárom említett területen (célok, hitelesség és integráció) jelentős 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 következő rész a modellek részletes leírását adja; a majd az előrejelzések szignifikanciájának ellenőrzésére alkalmazott *bootstrap* eljárás szükségességét indokoljuk, és bemutatjuk az eljárás részleteit; ezután következnek az adatokkal kapcsolatos tudnivalók. Majd bemutatjuk és értelmezzük az előrejelzési eredményeinket, ahol az általunk vizsgált három kelet-közép-európai deviza mellett összehasonlításként *Darvas–Schepp* [2007] márka–dollár árfolyamra vonatkozó eredményeit is közöljük. Végezetül néhány záró következtetést fogalmazunk meg.

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, az ebből adódó módszertani nehézségekre a modellek összevetésekor külön is ügyelni kell, amint az erre vonatkozó megfontolásokat később részletesen is ismertetjük.

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

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

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 -éves lejáratra érvényes évesített kamatlábakat. Az (1) kifejezést logaritmizálva,

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

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

Darvas–Schepp [2006] tanulmányunkban négy nemzetközileg kiemelkedő deviza – az amerikai dollár, a német márka, az angol font és a svájci frank – csaknem három évtizednyi, havi frekvenciájú, egymás közti árfolyamait nyolc egységgyök- és egy stationaritási próba segítségével vizsgálva, azt találtuk, hogy miközben az azonnali árfolyamok nem

stacionerek, addig a hosszú (öt- és tízéves) lejáratú határidős árfolyamok viszont stacionerek. Szintén rámutattunk, 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. A fejlett országokra vonatkozó 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 rendelkeznie. Ezzel párhuzamosan elvégzett számításaink arra is rámutattak, hogy a hosszú kamatkülönbség gyengén exogén.

A legegyszerűbb hibakorrekciós modellt a következő formában írhatjuk fel:

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

ahol Δ a változás jele, tehát $\Delta s_t \equiv s_t - s_{t-1}$, és a (2) egyenlet alapján negatív δ_1 paraméterre számíthatunk. A (3) összefüggést csak egyperiódusú előrejelzésre használhatjuk fel, a hosszabb távra szóló előrejelzések esetében hosszú horizontú regressziókat kell becsülni, azok minden kedvezőtlen tulajdonságával együtt (lásd például *Berkowitz-Giorgianni* [2001]),

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

ahol $\Delta_p s_t \equiv s_t - s_{t-p}$, és P jelöli a leghosszabb előrejelzési horizontot. Például ha két évre jelzünk előre havi adatokból, akkor $P = 24$. Ezeket az egyenleteket a táblázatainkban EQ F...Y jelöli, ahol a három pont helyén a felhasznált határidős árfolyam – években mért – lejáratát áll (például EQ F3Y).

Az átfedő megfigyeléseken alapuló becslésekkel, valamint 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 -edik periódustól a $(t + q)$ -adik periódusig tartó előrejelzés során a hosszú lejáratú határidős árfolyamokban rejlő információt csak a $(t - q)$ -edik periódusig aknázza ki.¹¹ Mindezek kiküszöbölésére egy szintén egyszerűnek mondható, két-egyenletes modellt is vizsgálunk:

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

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

A harmadik modellt a legáltalánosabb a hosszú lejáratú határidős árfolyamok

¹¹ Ennek az a magyarázata, hogy az aktuális becslés elkészítéséhez felhasznált határidős árfolyamok közül a $t - q$ -adik időpontban érvényes a legfrissebb, azaz a $\Delta_q s_t = \delta_0 + \delta_q \cdot f_{t-q}^{(h)} + \varepsilon_t$ becslést modellt paramétereit használjuk az $E_t[\Delta_q s_{t+q}] = \delta_0 + \delta_q \cdot f_t^{(h)}$ várható érték (= előrejelzés) számítására.

stacionaritásán alapuló modellcsaládban. Az azonnali árfolyamot és a hosszú lejáratú hozamok különbségét tartalmazó vektor-hibakorrekciós modell (*vector error correction model*, *VECM*) a következő formát ölti:

$$\Delta s_t = \xi_1 + \sum_{j=1}^k (\xi_{2,j} \Delta s_{t-j} + \xi_{3,j} \Delta \tilde{t}_{t-j}^{(h)}) + \xi_4 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_{1,t} \quad (5)$$

$$\Delta \tilde{t}_t^{(h)} = \xi_5 + \sum_{j=1}^k (\xi_{6,j} \Delta s_{t-j} + \xi_{7,j} \Delta \tilde{t}_{t-j}^{(h)}) + \xi_8 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_{2,t}.$$

Nyilvánvaló, hogy ez a modell sem átfedő megfigyelésekből kerül becslésre, szintén elkerüli a korábban jelzett információs veszteségeket, és többlépcsős mintán kívüli előrejelzéseit – a (2) azonosságot felhasználva – dinamikus iteráció révén adja. Jelölésére táblázatainkban a VECM S-I...Y formát használjuk, és a pontok helyére a felhasznált kamatkülönbségek éveken mért lejáratai kerülnek.

Modelljeink teljesítményét szeretnénk néhány alternatív modellel is összehasonlítani. Az egyik legkézenfekvőbb változat magának a határidős árfolyamnak a használata; értelemszerűen itt nincsen szükség paraméter becslésére. Becsült modellek közül a következőket vizsgáljuk még.

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

A következő modell egy egyszerű becslt autoregresszív modell:

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

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

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

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 tartalmaz, Γ_0 egy 5×1 -es vektor, Γ_i pedig 5×5 -ös együttható mátrix.

Ezen túl szintekre, illetve differenciákra felírt vektor-autoregresszív (VAR) modelleket is becsltünk:

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

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

ahol Φ_0 , Φ_i , Ψ_0 , Ψ_i megfelelően méretezett paramétervektorok és -mátrixok.

Az előrejelzés pontosságának *bootstrap* próbája

Minthogy egyrészt egymásba ágyazott modelleket hasonlítunk össze, másrészt a modellek többségénél a hosszabb futamidejű előrejelzéseket egyperiódusú 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–West [2006] (158–160. o.) egy egyszerű analitikus példa segítségével bemutatják, hogy egymásba ágyazott modellek esetén miért nem érvényes a hagyományos eloszláslélmélet. 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, amely szerint a két modell előrejelző ereje azonos, igaz.¹²

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

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

szemben azzal az alternatívával, amely szerint y_t lineárisan előre jelezhető x_{t-1} magyarázó változó segítségével:¹³

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

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 múltbeli értékein, valamint a hibatag e múltbeli értékein alapul: $E_{t-1}e_t \equiv E(e_t|x_{t-1}, e_{t-1}, x_{t-2}, e_{t-2}, \dots)$. Induljunk ki abból, hogy e_t mind a null-, mind az alternatív hipotézis esetén fehérzaj-folyamat:

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

A továbbiakban azt az esetet vizsgáljuk, amikor a nullhipotézist a mintán kívüli előrejelzés átlagos négyzetes hibája (*mean squared prediction error, MSPE*) alapján értékeljük. Az egyszerűség kedvéért maradjunk az egyperiódusú előrejelzés eseténél. A teljes minta nagysága legyen T , melyből az utolsó N megfigyelést használjuk fel a „mintán kívüli” összehasonlításra.¹⁴ A (10) nullmodell szerint az egyperiódusú előrejelzés kerekén és minden esetben 0 a (12) egyenlet alapján, miközben a (11) alternatív modell szerint az előrejelzés: $x_{t-1} \cdot \hat{\beta}_{t-1}$. A $t - 1$ időindex a $\hat{\beta}_{t-1}$ becslőt paraméternél arra utal, hogy $t - 1$ -edik időpontig rendelkezésre álló információ alapján becsljük a paramétert, amikor a t -edik időpontra kívánunk mintán kívüli előrejelzést adni.

Így a két modell előrejelzési hibái a következők lesznek (tény *minusz* előrejelzés):

$$y_t - E_{t-1}[y_t] = y_t, \quad (\text{nullmodell}), \quad (13)$$

$$y_t - E_{t-1}[y_t] = y_t - \hat{\beta}_{t-1}x_{t-1} \quad (\text{alternatív modell}). \quad (14)$$

Mivel az utolsó N megfigyelést használjuk fel a mintán kívüli összehasonlításra, így a

¹² A meglepetést az okozza, hogy mintán belüli modellezéskor a helyzet éppen fordított: a szélesebb modell hibája várhatóan kisebb, magyarázóereje pedig várhatóan nagyobb lesz.

¹³ Az egyszerűség érdekében a konstans tag lehetőségétől is eltekintünk.

¹⁴ 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.

hibatagok négyzetének az N -elemű záró mintarészen történő átlagolásával a következő MSPE-értékek adódnak a két modellre:

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

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

A nullmodell szerint $\beta = 0$, és így a két modell átlagos négyzetes hibája az alapsokaságban megegyezik: $E(y_t)^2 - E(y_t - \beta \cdot x_{t-1})^2 = 0$. A hagyományos elmélet keretében $\hat{\sigma}_0^2 - \hat{\sigma}_1^2$ aszimptotikus ($T \rightarrow \infty$) eloszlási tulajdonságait vizsgálánk. Az irodalomból ismert standard módszerek, mint például a Diebold–Mariano-statisztika (Diebold–Mariano [1995]),¹⁵ azonban az imént interpretálttal analóg esetekben, egymásba ágyazott modelleknel nem megfelelőek. Ennek belátásához elegendő, ha a kérdéses különbséget egyszerűen kifejtjük:

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

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 megközelítően 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 konst-

rúkciónál adódóan a második tag a mintából számítva 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–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–Mariano [1995] eljárás – nem teszik.

Clark–West [2006], [2007] munkáikban egyidejűleg az átlagos négyzetes hiba egyféle

¹⁵ A Diebold–Mariano [1995] által javasolt módszer szerint kiszámolnánk a fentebb jelzett $\hat{\sigma}_0^2 - \hat{\sigma}_1^2$ különbséget, ennek a különbségnek megbecsülnénk (valamely konzisztens varianciabecsléssel) a varianciáját, és egy t -próbát végeznénk arra a nullhipotézisre vonatkozóan, hogy a különbség nulla, felhasználva a t -eloszlást, vagy nagy mintában a normális eloszlást. Megjegyezzük, hogy a határidős árfolyamok előrejelző képességének vizsgálatára ezt a módszert használtuk mi is (hiszen ekkor nincsen becslt paraméterünk).

korrekcióját javasolják, ami megközelítőleg normális eloszláshoz vezet. Ugyanakkor próbájuk csak közvetlen formában becsült modellekre érvényes, azaz hosszú horizontú regresszió esetére, de nem akkor, ha a többperiódusú előrejelzést egyperiódusú előrejelzések iterációjaként állítjuk elő (mint ahogyan a mi második és harmadik modellspecifikációnknál). Mindemellett azonban úgy találták, hogy a *bootstrap* próba kedvező tulajdonságokkal rendelkezik mind a szignifikanciaszint, mind pedig a próba ereje tekintetében. A *bootstrap* próba a mi esetünkben is járható út, és mi a Mark [1995], Kilian [1999], illetve McCracken–Sapp [2005] munkáiban alkalmazott eljáráshoz hasonló megoldást választottunk.

A *bootstrap* egy hipotézisvizsgálatra alkalmazható szimulációs eljárás, amelynek segítségével a megfigyelt adatokból számolt próbastatisztika eloszlását közelítjük az úgynevezett *bootstrap* eloszlással. Az eljárás elve: specifikáljuk az úgynevezett *bootstrap* adatgeneráló folyamatot (*data generating process*), amely a nullhipotézist tartalmazza (például a mi esetünkben előrejelezhetetlenség), majd létrehozunk mesterséges mintákat szimulációval, kiszámoljuk a mesterséges mintára a próbastatisztikát ugyanolyan módon, mint a valós adatokra; és a próbastatisztikát sokszor kiszámolva, meghatározható a próbastatisztika *bootstrap* eloszlása. Az alkalmazott nem parametrikus¹⁶ *bootstrap* eljárás a mi esetünkben a következő lépésekből áll.

1. Nullhipotézisként feltesszük, hogy a modellnek nincs előrejelző ereje [lásd például a rövidesen következő (18) 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 maradéktagminta segítségével mesterséges idősorokat állítunk elő az árfolyam logaritmusának és modellben szereplő összes többi változóra – 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) modellt], majd az előrejelzést és annak értékelését is ugyanúgy végezzük el, mint a valós idősoroknál.

5. Megismételjük az 1–4. lépéseket 1000-szer, ezáltal megkapjunk az előrejelzési mérőszám úgynevezett empirikus *bootstrap* eloszlását, majd ezt felhasználva egyoldali próba segítségével határozzuk meg a p -értékeket, azaz azt számoljuk ki, hogy az igazi adatsorra kapott próbastatisztikától balra a *bootstrap* eloszlás hány százaléka található.

Illusztrációként a 1. ábra mutatja az egyes modellek átlagos négyzetes előrejelzési hibáinak négyzetgyökeiből (*root mean squared prediction error*) képzett próbastatisztika (RMSPE-hányadosok) *bootstrap* eloszlásait négy különböző előrejelzési horizontra a forint–euró reláció egyik modelljénél. A p -érték az eloszlásnak a szaggatott függőleges vonaltól balra lévő területe.

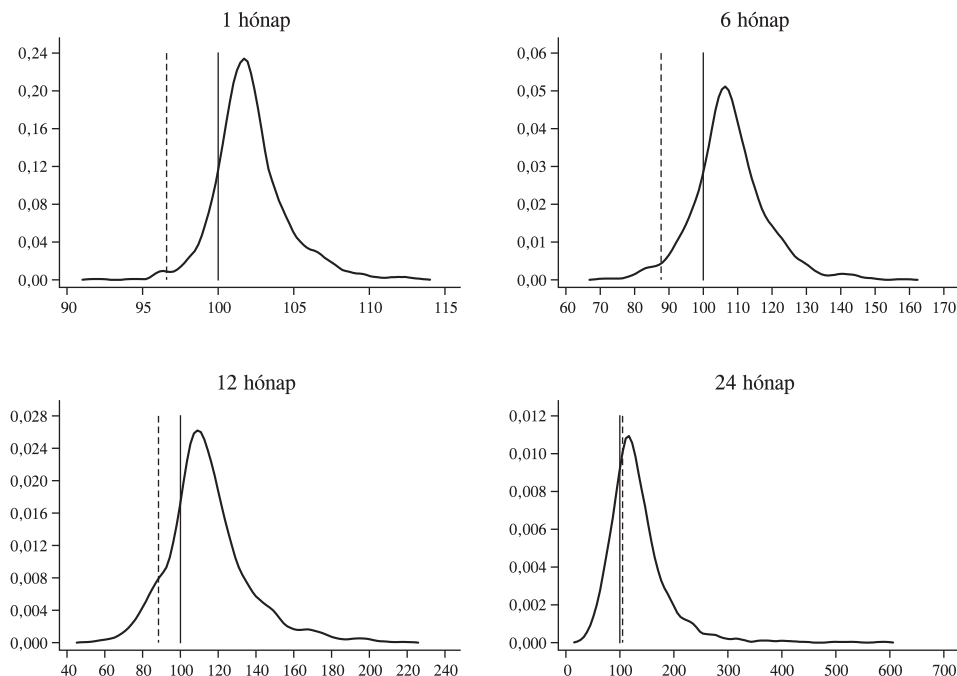
A továbbiakban bemutatjuk, hogy milyen *bootstrap* modelleket alkalmaztunk.

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

¹⁶ 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.

1. ábra

Bootstrap eloszlások és RMSPE hányadosok különböző előrejelzési horizontokon forint–euró relációban



Megjegyzések: az egyes panelek a MOD S-F3Y modell 1000 lépéses iterációval előállított *bootstrap* eloszlásának a véletlen bolyongáshoz viszonyított százalékos értékeit mutatják egy hónap és két év közti előrejelzési horizontokon. A nullhipotézis az egyforma előrejelzési erő. A folytonos függőleges vonal mutatja a 100 százalékos értéket (egyforma előrejelzési erő). A szaggatott függőleges vonal a tényadatokból számított hányadosot jelzi (lásd 3.c táblázat).

ség $\tilde{i}_t^{(h)}$ kointegráltságát – feltételezik, a *bootstrap* adatgeneráló folyamat a (4) modellnek a nullhipotézis alatti korlátozása:¹⁷

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

Bár a (18) modell a (4) modell korlátozása, ezt az adatgeneráló folyamatot használtuk a (3') és az (5) modelleknél is a következők miatt. A (3') modell nullhipotézis alatti korlátozása a (18) modell első egyenlete, azonban ennek segítségével csak az azonnali árfolyamra tudnánk *bootstrap* idősorokat előállítani, a határidős árfolyamra nem. A (18) adatgeneráló folyamat második egyenlete azonban a határidős árfolyamra is biztosít *bootstrap* idősorokat.

Az (5) modell nullhipotézis alatti korlátozása a következő modell lenne:

¹⁷ Hogy van-e eltolási paraméter a véletlen bolyongás modelljében, az kizárólag a jelölés kérdése: ha nincs külön eltolási paraméter, akkor a maradéktagok átlaga nem feltétlenül lesz zérus.

$$\Delta s_t = \varepsilon_{1,t}$$

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

Ugyanakkor azt találtuk, hogy a hosszú kamatkülönbség gyengén exogén, és a hibakorrekciós együtthatójának pontbecslése számos árfolyamra még pozitív is,¹⁸ még ha nem is szignifikánsan. Mindezt a későbbiekben bemutatott 2. táblázat is világosan fogja mutatni. A pozitív pontbecslés azonban így is szétrobbanó folyamathoz vezet. Következésképpen a (19) modell nem használható a mi esetünkben. *Kilian* [1999] viszont a monetáris árfolyammodellre azt is megmutatta, hogy a szintén kointegráción alapuló monetáris modellnek a (18) és a (19) modelleknek megfelelő variánsai aszimptotikusan ekvivalensek.

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

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

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 a (2) egyenletbe foglalt azonosság alapján számítottuk. A szükséges alapadatokat (azonnali árfolyamok, pénzüpiaci kamatok és kötvényhozamok) az érintett országok jegybankjainak a honlapjáról töltöttük le.

Darvas–Schepp [2007] munkájában a német márka¹⁹ esetében 1979-től 2006-ig tartó havi záró adatokat tartalmaz az adatbázis a dollárral szemben, amelyből az 1990–2006 közötti időszakot használjuk az előrejelzések vizsgálatára, míg a jelen tanulmányban a cseh korona, lengyel zloty és a magyar forint euróval szembeni árfolyamát vizsgáljuk 1999–2007. március között, a 2002–2007. március időszakot használva az előrejelzések értékelésére. Bár az adatok egy része a megelőző néhány évre is rendelkezésre állna, az euró 1999. januári megjelenése adott támpontot a kezdőpont megválasztásához, hiszen az valamilyen mértékben minden érintett országban orientációváltózással (például a referencia-valutakosár módosulásával) járt.²⁰

Az előrejelzéseket úgynevezett rekurzív becslési eljárást alkalmazva vizsgáljuk. Ez a márka esetében például azt jelenti, hogy az 1979–1989 közötti mintán készítettük el az első becslést, amelynek alapján mintán kívüli – egy hónaptól öt évig terjedő – előrejelzé-

¹⁸ Mivel a hosszú lejáratú kamatok (hozamok) különbsége pozitív együtthatóval szerepel a (2) egyenletben leírt kointegráló vektorban, ezért negatív paraméterű hibakorrekciós tagot várunk.

¹⁹ A német márka esetében 1999-től a rögzített eurókonverziós arány (1 euró = 1,95583 márka) alapján számoltuk ki az aktuális dollárárfolyamokat (márka/dollár).

²⁰ Magyarországon még ezt követően, 2001 májusában is történt árfolyamrendszer-váltás: a korábbi szűk, $\pm 2,25$ 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 potenciális strukturális törés ellenére –, a forintra vonatkozó eredmények lettek a leginkább kedvezők a három kelet-közép-európai deviza közül. Hangsúlyozzuk, hogy maga az előrejelzés 2002 januárjában, azaz a törés után kezdődik, valamint hogy *Darvas–Schepp* [2007] – a fejlett ipari országokat vizsgálva – azon országok devizáinál is szignifikáns előrejelző erőt mutatott be, amelyekben árfolyamrendszer-változás történt az ott vizsgált mintaperiódusban (1979–2006 között), nevezetesen Ausztrália, Új-Zéland, Norvégia és Svédország esetében is.

seket készítettünk az 1990. januártól 1994. decemberig tartó (1990M1–1994M12) időszakokra. A következő lépésben az 1979. január és 1990. január közötti időszakra becsültük a modelleket, majd mintán kívüli előrejelzéseket adtunk az 1990. február és 1995. január közötti időszakokra, 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 és 2007. március közötti időszakokra végeztük el. A rövidebb mintaidőszak miatt az előrejelzéseket egy hónaptól csak két évig terjedő horizontokon mutatjuk be.

Fel kell hívnunk a figyelmet arra, hogy minél hosszabb távra jelzünk előre, annál kevesebb független előrejelzésünk van. Például mind a márka-dollár árfolyamnál használt ötéves előrejelzési horizonton, mind pedig a kelet-közép-európai devizáknál használt kétéves előrejelzési horizonton csak nem egészen négy egymástól teljesen független (nem átfedő) előrejelzési időszakunk van.

Empirikus eredmények

Általános tendenciák

A 2. ábra az azonnali, az egyéves határidős, valamint a tízéves határidős árfolyamokat mutatja. A német márkának a dollárhoz viszonyított árfolyamainál világosan látszik, hogy a tízéves határidős árfolyam jóval kisebb kilengéseket mutat, mint az azonnali, különösen a 80-as évek jelentős dollárerősödése alkalmával.

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

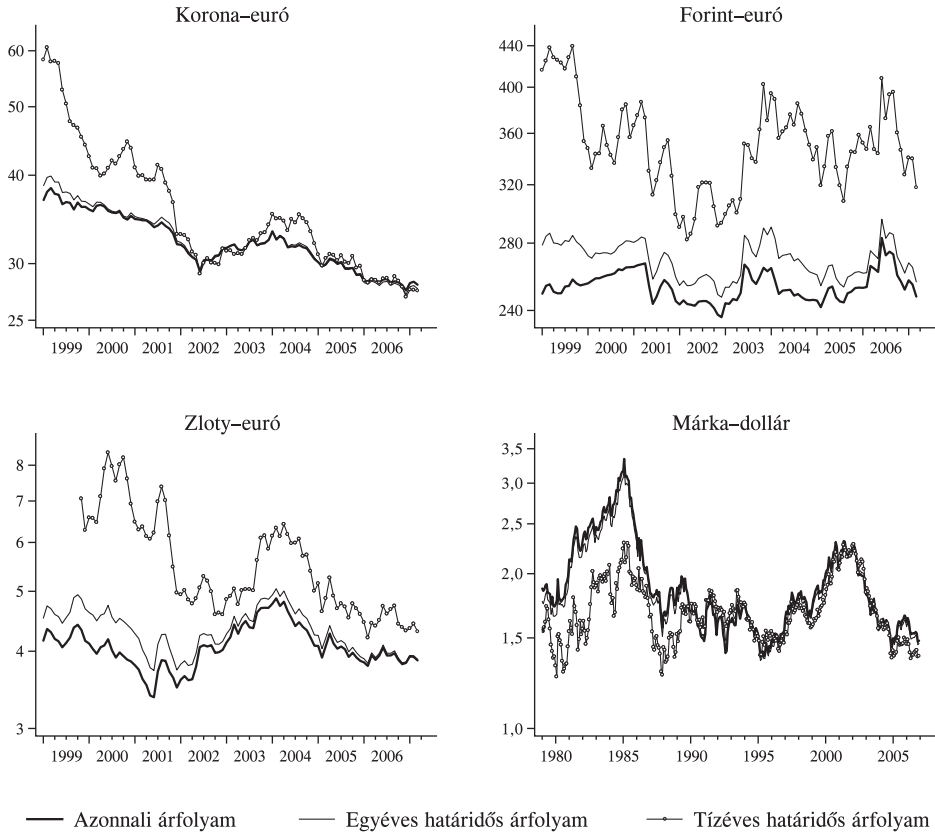
A korona tendenciózus és többé-kevésbé egyenletes nominális felértékelődésen ment keresztül a vizsgált időszakban, és ezzel párhuzamosan az eurózónához mért kamatfelára is nagymértékben és tendenciózusan csökkent, sőt a legfrissebb adatoknál már mind az egyéves, mind a tízéves kamatláb alulmúlja az eurózóna 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 tízéves határidős árfolyam az időszak nagyobbik részében a hivatalos árfolyamsávon kívül helyezkedett el, ami arra is utalhat, hogy az elvárt devizakockázati prémium magas. A 2001. évi 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 forint-euró körüli árfolyamszinthez. A tízéves határidős árfolyam az azonnali árfolyamnál jóval jelentősebb változékonyságot mutat, köszönhetően a tízéves forintkamatok változékonyságának. A nagyságrendeket jól érzékelteti, hogy például a 2006. nyári/őszi árfolyamgyengülés/kamatemelkedéskor a tízéves 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

2. ábra

Az azonnali, valamint egyéves és tízéves határidős árfolyamok a különböző relációkban



Megjegyzés: a minta márka-dollár relációban 1979. január és 2006. december közti havi záró adatokat tartalmaz, a másik három relációban a mintaidőszak 1999. január és 2007. március közti.

hullámokat végzett, két-három éves időszakokon át lényegében egyirányú mozgásokat mutatott. Kamatkonvergencia az egyéves kamatok tekintetében – Csehországhoz hasonlóan, de Magyarországtól eltérően – itt is megvalósult, amely az ábrán az azonnali és az egyéves határidős árfolyam konvergenciájában tükröződik.

Egységgyök- és stacionaritási próbák

Az 1. táblázat mutatja nyolc egységgyök- és egy stacionaritási próba eredményeit, amelyek markáns eltéréseket mutatnak a négy bemutatott relációban.²¹ A márka-dollár relációban érvényesül az a – Darvas–Scheppe [2006] által több vezető deviza keresztárfolya-

²¹ Az irodalomban leggyakrabban a Dickey–Fuller [1979], valamint a Phillips–Perron [1988] által javasolt egységgyökpróbákat használják, azonban számos tanulmány kimutatta, hogy ezeknek sok esetben kedvezőtlen a méret-, illetve az erőtulajdonságuk, ezért hat másik egységgyökpróbát is használunk, amelyek kedvezőbb tulajdonságokkal rendelkeznek. Elliott és szerzőtársai [1996] egy próbastatisztika-családot javá-

maira 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 tízéves – határidős árfolyamra épp a fordítottja érvényes: el kell vetnünk az egységgyök létezését, és nem vehetjük el a stacionaritási nullhipotézist.

1. táblázat

Egységgyök- és stacionaritási próbák az azonnali árfolyam és különböző lejáratú határidős árfolyamok logaritmusaira

	s	1 hónap	3 hónap	6 hónap	12 hónap	3 év	5 év	10 év
Márka–dollár								
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*
ERS DF	-1,26	-1,27	-1,28	-1,31	-1,35	-1,51	-1,76*	-2,44**
ERS FPO	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
Korona–euró								
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
ERS DF	0,72	0,76	0,81	0,89	1,00	1,04	0,98	0,90
ERS FPO	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***	1,10***
Forint–euró								
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*
ERS DF	-2,67***	-2,74***	-2,81***	-2,72***	-2,32**	-1,63*	-1,5	-1,53
ERS FPO	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

soltak, amelyek invariánsak a trend paraméterére, és külön ki is emeltek két próbát, amelyeket DF-GLS-sel és FPO-val jelölünk. *Ng–Perron* [2001] továbbfejlesztette *Elliott és szerzőtársai* [1996] munkáját, és négy korábbi próba módosítását javasolta, amelyeket a táblázatban NP kezdőbetűvel jelölünk. Végezetül a nyolc egységgyökpróba mellett a *Kwiatkowski és szerzőtársai* [1992] által javasolt próbát is használtuk, amelynek a nullhipotézise a stacionaritás, és az alternatív hipotézise az egységgyök.

1. táblázat folytatása

	s	1 hónap	3 hónap	6 hónap	12 hónap	3 év	5 év	10 év
Zloty-euró								
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
ERS DF	-1,64*	-1,63*	-1,60	-1,52	-1,32	-0,64	-0,57	-0,80
ERS FPO	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***

Megjegyzés: márka-dollár relációban a mintaidőszak 1979 januárjától 2006 decemberéig, korona-euró, forint-euró és zloty-euró relációkban pedig 1999 januárjától 2007 márciusáig tart.

ADF: kiterjesztett *Dickey-Fuller* [1979] próba;

PP: *Phillips-Perron* [1988] próba;

ERS DF: DF próba GLS trendsűrűséssel *Elliott-Rothenberg-Stock* [1996];

ERS FPO: *Elliott-Rothenberg-Stock* [1996] pontoptimális próbája,

NP MZa, MZt, MSB és MPT: *Ng-Perron* [2001] négy próbája;

KPSS: *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* [1992] próbája.

A nullhipotézis minden esetben az egységgyök létezése, kivéve a KPSS próbát, ahol a nullhipotézis a stacionaritás.

Az 1, 5 és 10 százalékos kritikus értékek rendre a következők:

ADF és PP: -3,45, -2,87, -2,57

ERS DF: -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

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos és * 10 százalékos szignifikanciaszinten a nullhipotézis elutasítva.

A kelet-közép-európai devizákra az egységgyök- és a stacionaritási próbák eredményei vegyes, de az előzőekben leírtakkal részben összhangban lévő képet mutatnak (lásd az 1. táblázatot). A korona és a zloty esetében a próbák együttes eredménye alapján arra a következtetésre juthatunk, hogy mind az azonnali árfolyam, mind pedig a különféle lejáratú határidős árfolyamok elsődrendű integráltak.²² A forint esetében ugyanakkor azt a talán sokakat meglepő, valamint a márka-dollár relációval homlokegyenest ellenkező eredményt kapjuk a próbák széles skáláján, hogy az azonnali árfolyam és a rövid lejáratú határidős árfolyamok stacionerek, miközben a hosszú lejáratú határidős árfolyamok esetében vélhetően egységgyökfolyamatokkal van dolgunk.

Pro forma nem lenne szabad a korábban bemutatott hibakorrekciós modelleket alkalmaznunk a három kelet-közép-európai deviza esetében. Tekintettel azonban a vizsgált időszakok rövidegére, a próbák eredményeit nem tekinthetjük a végső szónak az alapso-

²² A korona esetében az ADF próba szerint a tízéves határidős árfolyam tekintetében 10 százalékon már el lehetne vetni az egységgyök létezését, a zloty esetében pedig a ERS DF és a KPSS próba is gyengén utal az azonnali, illetve rövid lejáratú határidős árfolyam stacionaritására. Ezeket az eredményeket azonban a többi próba eredményeinek tükrében inkább a próbák közismerten rossz kis mintás tulajdonságaiból eredő „véletlenségként” értékelhetjük, értékelésünkben – itt és mindvégig – inkább az általánosítható tendenciák megragadására törekszünk.

kasági tulajdonságok tekintetében. *Darvas–Schepp* [2007] eredményei is az előrejelzési vizsgálatok elvégzésre bátorítanak minket. Ők ugyanis megmutatták, hogy még azokban a relációkban (például jen–dollár) is a véletlen bolyongásnál szignifikánsan jobb előrejelzések adhatók az 1–5 éves horizontokon, ahol az egységgyökpróbák 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.

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–Giorgianni* [2001] tanulmány megmutatta, hogy amennyiben az egyperiódusú előrejelzés lineáris együttthatója 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 a (2) egyenletből származtatott kointegrációs kapcsolatból még önmagában nem tudhatjuk, hogy a vektor mely elemei jelezhetők előre a modell segítségével, ezért mindkét lehetséges hibakorrekciós specifikációt megnézzük. Előbb az adott lejáráthoz tartozó kamatkülönbség, majd az árfolyamváltozás egyperiódusú előrejelzéseit nézzük meg relációként. Az eredményeket a 2. táblázat tartalmazza.

Eredményeink bemutatását a márka–dollár relációval kezdjük, ahol a kamatkülönbség következő periódusbeli változására adódó egyperiódusú hibakorrekciós együttthatók nem különböznek szignifikánsan nullától egyetlen lejáratra sem, sőt a pontbecslések pozitívak, ami arra utal, hogy a kamatkülönbség gyengén exogén. A (3) egyenletben leírt, az azonnali árfolyam változására vonatkozó hibakorrekciós modellünk esetében viszont az egyperiódusú előrejelzés lineáris együttthatója szignifikánsan negatív, ha hosszú lejáratú határidős árfolyamokat alkalmazunk magyarázó változónak (lásd a 2. táblázat 3–10 év hosszú lejáratra vonatkozó tömbjeit!). Ezzel szemben rövid lejáratú határidős árfolyamokat alkalmazva, az együtttható nem különbözik szignifikánsan nullától, abszolút értéke kisebb, és az egész regresszió magyarázóereje is alacsonyabb. Ezt példázza a 2. táblázat első tömbjében a 1 hónapos határidős árfolyam esete.²³ Az azonnali árfolyam ezek szerint nem gyengén exogén a márka–dollár relációban a határidős devizaárfolyamban foglalt kointegráló vektorra vonatkozóan.

A három kelet-közép-európai deviza esetében ettől markánsan különböző, de korántsem homogén eredmények adódnak. A hosszabb (öt- és tízéves) határidős árfolyamokból kiinduló modellek esetében a kamatkülönbségre szignifikánsan negatív együtttható adódik a korona és a forint esetében. Ezek szerint e két relációban lehetőség nyílna a hosszú hozamok különbségének előrejelzésére. Minket azonban természetesen az árfolyam előrejelezhetősége érdekel jobban. Ebben a tekintetben az egyperiódusú regressziók a három kelet-közép-európai relációban csak a forint, és kisebb mértékben a zloty esetében jogosítanak minket reményekre. A forint esetében valamennyi lejáratra szignifikánsan negatív hibakorrekciós együttthatók adódnak, ám a magyarázóerő a rövid lejáratok esetében még nagyobb is, mint a hosszúaknál. Ez az egységgyökpróbák eredményével össz-

²³ A *Darvas–Schepp* [2007] által vizsgált kilenc relációban ugyanezek általános tendenciaként is kimutathatók.

2. táblázat

Az egyperiódusnyi kamatkülönbség változásának, illetve az árfolyamváltozásnak regressziós statisztikai különböző lejáratú határidős árfolyamok előző szintjére

	$\Delta \tilde{f}_t^{(h)} = \delta_0 + \delta_1 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_t$				$\Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 f_{t-1}^{(h)} + \varepsilon_t$			
	márka- dollár	korona- euró	forint- euró	zloty- euró	márka- dollár	korona- euró	forint- euró	zloty- euró
A határidős árfolyam lejárata: egy 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
R^2	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
A határidős árfolyam lejárata: három 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
R^2	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
A határidős árfolyam lejárata: öt 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
R^2	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
A határidős árfolyam lejárata: tíz 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
R^2	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

Megjegyzés: a becült regressziók a táblázat legfelsőbb sorában láthatók, ahol $\tilde{f}_t^{(h)}$ jelöli az évesített kamatkülönbséget; $f_t^{(h)}$ jelöli a h -periódusú határidős árfolyamot; s_t az azonnali árfolyamot. DW: Durbin-Watson, N : a megfigyelések száma. A minta márka-dollár relációban 1979 januárjától 2006 decemberéig, a másik három relációban 1999 januárjától 2007 márciusáig tartó havi adatokból áll.

hangban ellentétben áll a márka-dollár relációban tapasztaltakkal. A zloty esetében a hosszabb lejáratokon szintén szignifikánsan negatív együtttható láthatunk, ami fenntartja az előrejelzés lehetőségével kapcsolatos reményeinket. A koronánál azonban az együttthatók sehol sem különböznek szignifikánsan nullától, igaz, a pontbecslések – a modellel összhangban – minden esetben negatívak.

Mintán kívüli előrejelzések

Mintán kívüli előrejelzési eredményeinket a 3. táblázat paneljei tartalmazzák. A 3. táblázat 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

3.a táblázat

Mintán kívüli előrejelzések értékelése márka–dollár relációban RMSPE alapon

	1 hónap	3 hónap	6 hónap	12 hónap	24 hónap	36 hónap	48 hónap	60 hónap
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	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 elsődrendű 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-I3Y	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-I5Y	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-I10Y	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)

Megjegyzés: a mintaidőszak 1979. január és 2006. december közti havi adatokat tartalmaz márka–dollár 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 (RMSPE) kisebb, mint a véletlen bolyongásé. A zárójelben megadott p -értékek annak az egyoldali próbának a valószínűségi értékeit mutatják, ahol a nullhipotézis szerint az előrejelzési pontosság a véletlen bolyongással megegyező. A valószínűségek meghatározásához alkalmazott *bootstrap* eljárás részleteit előzőekben már megadtuk. A határidős árfolyamnál a Diebold–Mariano-statisztika alapján számított p -értékek szerepelnek. A 10 százalékon szignifikáns értékeket dőlt számokkal adjuk meg.

Forrás: Darvas–Schepp [2007].

3.b táblázat

Mintán kívüli előrejelzések értékelése korona-euró relációban RMSPE alapon

	1 hónap	3 hónap	6 hónap	12 hónap	24 hónap
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 (0,870)	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	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-I3Y	104,1 (0,683)	108,6 (0,783)	125,2 (0,912)	154,9 (0,927)	183,9 (0,879)
VECM S-I5Y	104,0 (0,679)	108,1 (0,768)	122,5 (0,878)	149,3 (0,910)	171,8 (0,843)
VECM S-I10Y	103,6 (0,687)	107,4 (0,770)	119,6 (0,879)	143,0 (0,896)	159,1 (0,812)

Megjegyzés: a mintaidőszak 1999. január és 2007. március közti havi adatokat tartalmaz korona-euró relációban. Mintán kívüli rekurzív előrejelzésre a 2002. január és 2007. március közötti időszakot használtuk fel. A táblázat értelmezése megegyezik a 3.a táblázat alatt jelzettekkel.

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

3.c táblázat

Mintán kívüli előrejelzések értékelése forint–euró relációban RMSPE alapon

	1 hónap	3 hónap	6 hónap	12 hónap	24 hónap
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	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 elsődrendű 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-I3Y	100,2 (0,093)	91,1 (0,01)	80,6 (0,004)	79,2 (0,027)	98,5 (0,220)
VECM S-I5Y	101,8 (0,194)	95,8 (0,042)	87,2 (0,022)	85,6 (0,068)	103,4 (0,257)
VECM S-I10Y	102,2 (0,261)	98,2 (0,088)	93,4 (0,069)	92,0 (0,101)	112,9 (0,338)

Megjegyzés: a mintaidőszak 1999. január és 2007. március közti havi adatokat tartalmaz forint–euró relációban. Mintán kívüli rekurzív előrejelzésre felhasznált időszak 2002. januártól 2007. márciusig.

A táblázat értelmezése megegyezik a 3.a táblázat alatt jelzettekkel.

(*) 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 zloty-euró relációban RMSPE alapon

	1 hónap	3 hónap	6 hónap	12 hónap	24 hónap
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	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-I3Y	105,1 (0,694)	105,1 (0,410)	98,2 (0,163)	95,3 (0,190)	97,0 (0,270)
VECM S-I5Y	106,1 (0,814)	110,8 (0,719)	105,6 (0,349)	105,9 (0,331)	124,0 (0,485)
VECM S-I10Y	105,5 (0,676)	107,5 (0,475)	104,0 (0,237)	106,5 (0,286)	139,2 (0,535)

Megjegyzés: a mintaidőszak 1999. január és 2007. március közti havi adatokat tartalmaz zloty-euró relációban.

Mintán kívüli rekurzív előrejelzésre felhasznált időszak 2002. januártól 2007. márciusig.

A táblázat értelmezése megegyezik a 3.a táblázat alatt jelzettekkel.

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

egy hónapostól ötévesig terjedő, míg a három kelet-közép-európai devizánál az egy hónapostól kétévesig terjedő előrejelzési horizontokra. Az eredményeket relációként részletezve értékeljük.

A *márka-dollár* árfolyam esetében az egyéves vagy azt meghaladó horizontok esetében a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását vélelmező modelljeink minden esetben a véletlen bolyongásnál alacsonyabb RMSPE értéket adnak a mintaidőszakra. A pontbecslések az 5–40 százalék közti javulás tartományában szóródnak, de tipikusnak a 20–30 százalék tekinthető. A *bootstrap* próba szerint az eredmények – három kivételtől eltekintve – statisztikailag is szignifikánsak. A mindösszesen 45 vizsgált változathoz (kilocell modellt, öt horizontot) 25 esetben az 5 százalékos, további nyolc esetben az 1 százalékos szinten is szignifikáns javulást realizálhattunk. Ez különösen figyelemre méltó, ha tekintetbe vesszük, hogy a vizsgált hét alternatív modell az összesen 35 esetből mindössze hét esetben tudott a véletlen bolyongásnál jobb pontbecslést adni, és csupán egyetlen esetben volt 10 százalékon szignifikáns a javulás. A pozitív eredmények kizárólag két alternatív modell, a becslött AR és a szintekre felírt VAR esetében adódtak, a rövid lejáratú határidős árfolyamok elsőfokú integráltságán alapuló, valamint 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 előrejelzések,²⁴ valamint az azonnali és a határidős árfolyam alakulását, hibakorrekciós modelljeink két további tulajdonságára mutat rá: egyrészt az előre jelzett változási irány az azonnali árfolyam mozgásirányának változatlansága mellett is módosul, másrészt a modellek jól – bár néha kissé korán – jelzik előre a nagyobb fordulópontokat.

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 hasonlítanak a dinamikus iteráción alapuló modellekéhez. Mi azonban nem is törekedtünk a „legjobb” modell meghatározására, célunk a modellek előrejelzési képességeivel kapcsolatos általános tendenciák feltárása volt. Hasonlóképpen nem törekedtünk az „optimális” előrejelzési horizont kiválasztására sem. Eredményeinkből ezzel együtt kitűnik, hogy a márka-dollár relációban ez nagyjából három-négy év körül lehet.

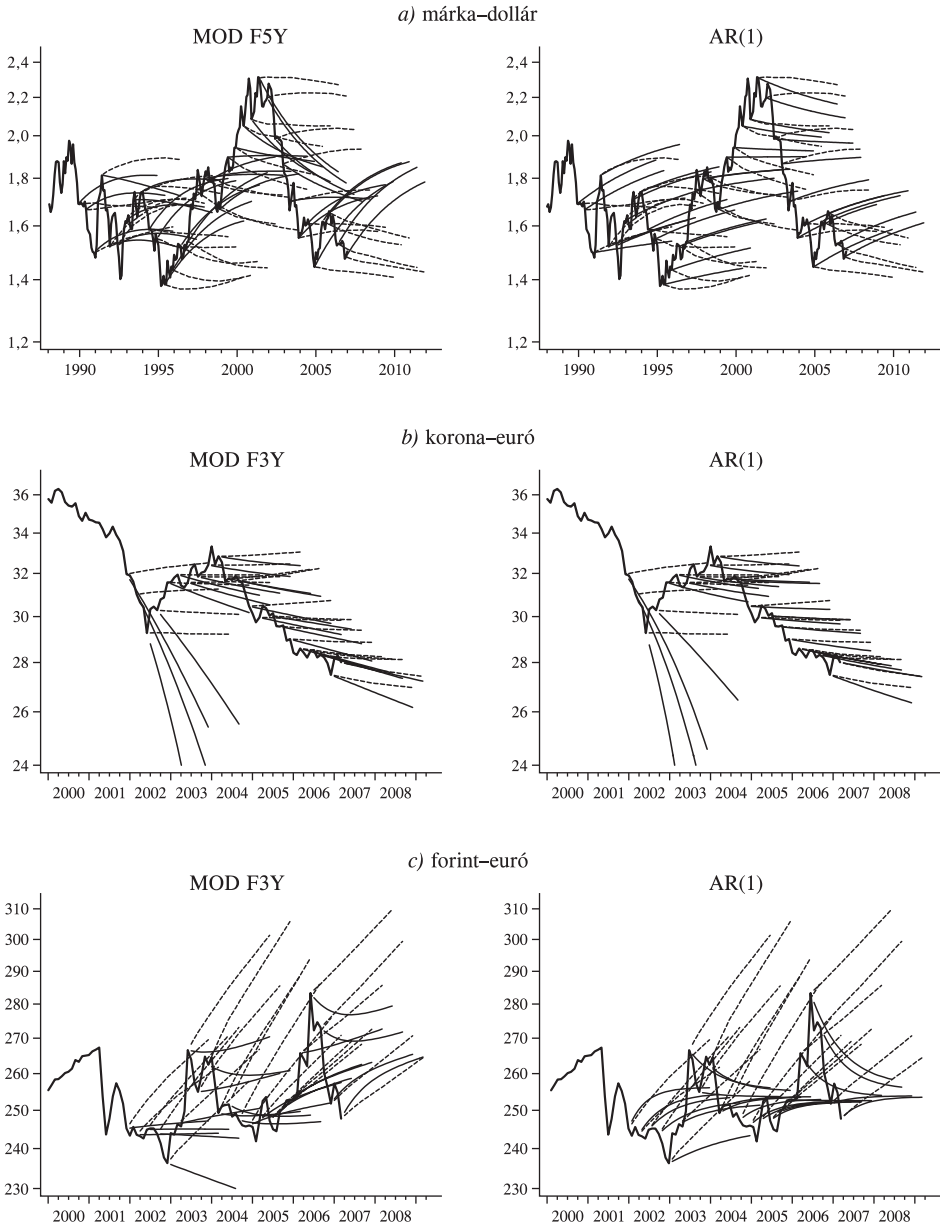
Bár az éven belüli horizontok 27 esetéből is 19-szer adtak a véletlen bolyongásnál jobb pontbecslést modelljeink, ezek közül csupán hét bizonyult szignifikánsnak, és a javulás mértéke sem különösebben jelentős. Az alternatív modellek esetében ugyanakkor a 21-ből mindössze egyetlen esetben kaptunk kedvező pontbecslést, igaz, az szignifikánsnak is bizonyult.²⁵

Arra az eredményre is szeretnénk felhívni a figyelmet, hogy a határidős árfolyam előrejelző képessége a véletlen bolyongáshoz viszonyítva a hároméves horizontig folyamatosan romlik, azonban ez a tendencia a még hosszabb (négy- és ötéves) horizontok esetében megfordul. Eredményünk – a japán jen kivételével – a további hét devizára is érvényes volt (Darvas–Schepp [2007]). Mindez egybevág a fedezetlen kamatparitás hosz-

²⁴ 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 forint-euró relációban az azonnali árfolyam is stacionáriusnak bizonyult.

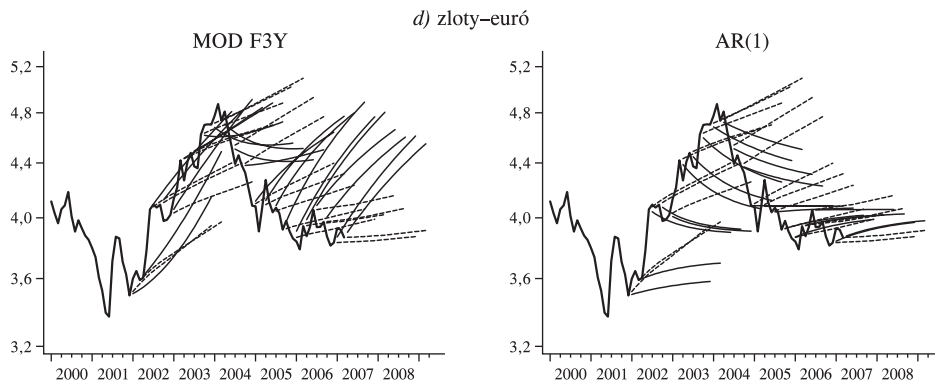
²⁵ Itt is érvényes azonban, hogy modelljeink között az adott horizontra találhatunk nála jobban szereplőt.

3. ábra
Azonnali árfolyam, modell-előrejelzések és határidős árfolyamok



3. ábra (folytatás)

Azonnali árfolyam, modell-előrejelzések és határidős árfolyamok



Megjegyzések: a vastag folytonos vonal az azonnali árfolyamot, a vékony folytonos vonalak a kiindulópontjuknál jelzett dátum információ halmazán alapuló mintán kívüli előrejelzéseket [bal oldali ábra: MOD F3Y a három kelet-közép-európai devizáknál és MOD F5Y a márkánál, jobb oldali ábra: AR(1)], míg a szaggatott vonalak a kiindulópontjuknál jelzett dátum napján jegyzett különböző futamidejű határidős árfolyamok görbéjét mutatják. Az ábra könnyebb áttekinthetősége kedvéért a márka-dollár árfolyamnál csak minden év decemberében és júniusában rajzoltuk fel az előrejelzéseket és a határidős árfolyamokat, míg a kelet-közép-európai devizáknál minden év decemberében, márciusában, júniusában és szeptemberében. A korona-euró 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.

szű horizontú érvényesülésével kapcsolatosan az utóbbi időkben publikált eredményekkel (lásd például *Chinn–Meredith* [2005], valamint *Darvas–Rappai–Schepp* [2006]).

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

A 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 táblázat). 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 ki a 3.c táblázatban: az egyéves vagy annál rövidebb előrejelzési horizontokon a 36-ból (kilenc modell, négy előrejelzési horizont) 29 esetben kapunk a véletlen bolyongásnál jobb előrejelzést a hibakorrekciós modellek alapján, és a 29-ből 25 esetben a javulás szignifikáns.²⁶ A marginális előrejelzési javulás mértéke a hat hónapos és az egyéves horizontok esetében a legjelentősebb (5 százalék és 20 százalék közötti), miközben az eredmények inkább a rövidebb horizontokon tűnnek robusztusabbnak: a három hónapos horizontra például mind a kilenc modellünk szignifikánsan jobb előrejelzést ad a véletlen bolyongásnál. A rövidebb horizontok viszonylagos sikeressége ellentmond a korábban bemutatott és szintén kedvező eredményeket adó márka-dollár relációban tapasztaltaknak, akárcsak az a tény, hogy az alterna-

²⁶ Ki kell emelnünk, hogy a VECM S-I3Y esetében az egy hónapos horizonton úgy kapunk a véletlen bolyongásnál szignifikánsan jobb előrejelzést, hogy a pontbecslés 100 százalék feletti. A jelenségre már *Clark–West* [2006] is rámutatott, valamint *Darvas–Schepp* [2007] – főleg a rövidebb horizontok esetében – szinte minden vizsgált devizarelációban dokumentált.

tív 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 1. ábra a *bootstrap* eloszlásokat és az egyik legjobban szereplő hibakorrekciós modell fajlagos előrejelző képességét mutatja a forint–euró 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 ugyanakkor – az azonnali árfolyamra vonatkozó stacionaritási eredménnyel összhangban – hosszabb előrejelzési horizontokon különösen jónak tűnik.

A *zloty* esetében az eredmények – újfent – valahol a koránra 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 ábrán például azt látjuk, hogy miközben 2001 és 2004 közepe között jól jelezte előre a modellt 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 éppen ezzel ellentétes predikciókat adott, és bizonyult ezzel haszontalannak, illetve hasznosnak.

Záró következtetések

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

Először is világosan ki kell emelnünk, hogy a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását feltételező hibakorrekciós modelljeink – konstrukciójukból adódóan is – elsősorban rugalmas árfolyamrendszerben nyújthatnak támpontot az azonnali árfolyam előrejelzéséhez, miként az előrejelezhetetlenség tényével kapcsolatban kialakult szakmai konszenzus is a rugalmas árfolyamokhoz köthető. A három vizsgált kelet-közép-európai ország esetében azonban a gyakorlatban alkalmazott árfolyamrendszer számos, ettől eltérő tulajdonsággal és építőelemmel rendelkezik, ráadásul strukturális változások is bekövetkeztek az árfolyamrendszerekben.²⁷

Másrésről további gondot okoz, hogy a vizsgálatokra felhasználható időszak rendkívül rövid, alig több mint nyolc 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 eurózóna tagja lesz, még akkor is,

²⁷ Itt olyan tényezőket kell számba vennünk, mint a hivatalosan meghirdetett árfolyamsáv vagy informálisan közzétett (akár változó) árfolyamcélok létezése, illetve az árfolyam befolyásolásának operatív eszközei (például árfolyam-befolyásoló szándékú jegybanki kamatdöntések vagy közvetlen devizapiaci intervenció).

ha éppen ez a három ország nem rendelkezik jelenleg hivatalos céldátummal az euró bevezetését illetően az EU-hoz 2004-ben csatlakozott tíz tagállam közül. A hosszabb távon anticipált eurózóna-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* [2007] éppen e három relációra mutatta meg, hogy e hatás a több dimenzióban is fellépő bizonytalanság ellenére stabilizáló lehet.

Harmadrészt utalnunk kell Balassa–Samuelson-hatásra, amely 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.²⁸ A mintánkban szereplő 1999–2007 időszakban ez a reálfelértékelődés a forint esetében döntően az eurózónához 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, illetve az előrejelzési eredményekkel egybevágó törésvonalakat rajzol a három pénznem tulajdonságai közé, hiszen a forint esetén találtunk bizonyos mértékben kedvező előrejelzési eredményeket, a cseh korona esetén teljesen kedvezőtleneket, míg a lengyel zloty esetében az előrejelezhetőség az előző kettő között volt.

A negyedik támpontot a devizakockázati prémium, illetve a határidős kamatprémiumok országok közti különbségének létezése adhatja. Bár származtatásuk logikailag márkánsan elkülönül, mégis gyakorlatilag ugyanazt a tényezőt ragadják meg, nevezetesen az adott lejáratra szóló határidős devizaárfolyam, valamint 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 (például likviditási) kockázatok nemzetközi különbségeit lehetnek hivatottak kompenzálni. Minthogy esetünkben az összehasonlítás alapja az eurózóna, így mindkét értelmezési lehetőség egybevág a józan intuícióval. Bármely prémiumértelmezés legyen is rokonszenvesebb, azt explicite modellezni csakis sztochasztikus változóként lehet. Miközben azonban az időben változó devizakockázati prémium modellezésének immár komoly tradíciója van,²⁹ addig a mi megközelítésünkhöz sokkal inkább illeszkedő határidős kamatprémium esetében csak a legutóbbi időkben dolgoztak ki hasonló módszereket, amelyeket *Rudebusch és szerzőtársai* [2006] mutatnak be és alkalmaznak amerikai adatokra. Mivel modelljeinkben a hosszú lejáratú határidős és a várt árfolyam egybeesését vélelmeztük, így joggal bízhatunk abban, hogy a kutatás egy későbbi fázisában immár e módszereket 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 országra vonatkozóan is.

Hivatkozások

- BALASSA BÉLA [1964]: The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72. 584–596. o.
- BERKOWITZ, J.–GIORGIANNI, L. [2001]: Long-Horizon Exchange Rate Predictability? Review of *Economics and Statistics*, 83. 81–91. o.

²⁸ Az idevágó elméleti és empirikus irodalom széles körű összefoglalását adja *Égert–Halpern–MacDonald* [2006].

²⁹ Részletes áttekintést ad a devizakockázati prémium irodalmáról *Engel* [1996].

- BOUDOUKH, J.–RICHARDSON, M.–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.–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. o.
- CHINN, M. D.–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.–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. o.
- CLARIDA, R. H.–SARNO, L.–TAYLOR, M. P.–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. o.
- CLARK, T. E.–WEST, K. D. [2006]: Using out-of-sample mean squared prediction errors to test the martingale difference hypothesis. *Journal of Econometrics*, 135. 155–186. o.
- CLARK, T. E.–WEST, K. D. [2007]: Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models. *Journal of Econometrics* 138. 291–311. o.
- DARVAS ZSOLT [2001]: Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. *Statisztikai Szemle*, 79. 490–506. o.
- DARVAS ZSOLT [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobel-díjasok. *Statisztikai Szemle*, 82. 296–320. o.
- DARVAS ZSOLT [2007]: Estimation Bias and Inference in Overlapping Autoregressions: Implications for the Target Zone Literature. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, megjelenés alatt.
- DARVAS ZSOLT–SCHEPP ZOLTÁN [2006]: Long maturity forward rates of major currencies are stationary. *Applied Economics Letters*, megjelenés alatt, http://web.uni-corvinus.hu/darvas/pdf/Darvas_Schepp_LF_STAC_paper.pdf.
- DARVAS ZSOLT–SCHEPP ZOLTÁN [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. http://web.uni-corvinus.hu/darvas/pdf/Darvas_Schepp_Forecasting_paper.pdf.
- DARVAS ZSOLT–RAPPAI GÁBOR–SCHEPP ZOLTÁN [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. <http://www.dnb.nl>
- 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*, 74. 427–431. o.
- DIEBOLD, F. X.–MARIANO, R. S. [1995]: Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economics Statistics*, 13. o. 253–263. o.
- ELLIOTT, G.–ROTHENBERG, T. J.–STOCK, J. H. [1996]: Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64. 813–836. o.
- ENGEL, C. [1996]: The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of Empirical Finance*, 3. 123–192. o.
- EVANS, M. D. D.–LYONS, R. K. [2005]: Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting. NBER Working Paper, 11042.
- ÉGERT BALÁZS–HALPERN LÁSZLÓ–MACDONALD, R. [2006]: Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 20. No. 2. 257–324. o.
- FAUST, J.–ROGERS, J. H.–WRIGHT, J. H. [2003]: Exchange rate forecasting: the errors we've really made, *Journal of International Economics*, 60. 35–59. o.
- FROOT, K.A. – 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. o.
- GOURINCHAS, P-O.–REY, H. [2005]: International Financial Adjustment. NBER Working Paper, 11155.
- KILIAN, L. [1999]: Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do We Learn from Long-Horizon Regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 14. 491–510. o.

- KWIATKOWSKI, D.–PHILLIPS, P. C. B.–SCHMIDT, P.–SHIN, Y. [1992]: Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54. 159–178. o.
- MARK, N. C. [1995]: Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *The American Economic Review*, 85. 201–218. o.
- MCCRACKEN, M. W.–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. o.
- MACDONALD, R.–MARSH, I. W. [1997]: On Fundamentals and Exchange Rates: a Casselian Perspective. *Review of Economics and Statistics*, 79. 655–664. o.
- MEESE, R.–ROGOFF, K. [1983]: Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. *Journal of International Economics*, 14. 3–24. o.
- NASZÓDI ANNA [2007]: Are the Exchange Rates of the EMU Candidate Countries Anchored by their Expected Euro Locking Rates? Megjelenés alatt: Focus on European Economic Integration, 1/07. Oesterreichische Nationalbank, Bécs.
- NG, S.–PERRON, P. [2001]: Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69. 1519–1554. o.
- PHILLIPS, P. C. B.–PERRON, P. [1988]: Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75. 335–346. o.
- RUDEBUSCH, G. D.–SACK, B. P.–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. o.
- 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. o.
- SARNO, L.–TAYLOR, M. P. [2002]: *The economics of exchange rates*. Cambridge University Press, Cambridge.
- SCHEPP ZOLTÁN [2003]: Befektetői horizont és a „forwardrejtély”. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz. 939–963. o.