

SCHEPP ZOLTÁN

Befektetői horizont és a „forwardrejtély”

A dolgozat a fedezetlen paritás közismert, széles körben tapasztalható, *ex post* sérülésének egy új, a racionális várakozások és a kockázatmentes befektetők lehetőségét fenntartó értelmezési lehetőségére próbál rávilágítani. Amennyiben a nemzetközi intézményi befektetők számára a hosszú kötvénypozíciók meghatározó jelentőségűek, akkor a hozamgörbe várakozási hipotézisének rövid horizonton szokásos, *ex post* sérülései – a képződő kötvény-árfolyamnyereségek realizációja révén – oly módon transzformálódhatnak a rövid devizaárfolyam-pályába, ami plauzibilisen illeszkedik a gyakorlatból ismert anomáliákhoz. A szemléltető jellegű empirikus példák a további kutatások létjogosultságát támasztják alá.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E43, F32.

A forwardrejtély immár évtizedek óta a nemzetközi monetáris közgazdaságtan egyik legintenzívebben kutatott területe. Ennek magyarázatát a téma elméleti hordereje mellett abban is kereshetjük, hogy a feloldására tett kísérletek, valamint a témakörhöz szorosan kapcsolódó empirikus árfolyamkutatások kiterjedt alkalmazási lehetőséget nyújtanak a dinamikusan fejlődő ökonometriai módszerek számára. Utóbbiakkal e tanulmány közvetlenül nem foglalkozik, csupán az empirikus vizsgálatokban is dokumentált dilemmák bemutatására összpontosít. A bevezető – széles körben ismert összegző munkákra támaszkodva – számba veszi a már jó ideje ismert elméleti értelmezési lehetőségeket, majd azokat az újabb keletű felismeréseket, amelyek egy részéhez a szerző saját megközelítése kapcsolódik.

A forwardrejtély tárgyalásához a kiindulópontot célszerűnek tűnik a fedezetlen kamatparitás értelmezésénél keresni. E szerint rugalmas devizaárfolyamok, korlátok nélküli nemzetközi tőkemobilitás, valamint a hazai és külföldi befektetési lehetőségek homogenitása esetén a kockázatmentes befektetők által adott időszakra – a tartási periódusra – várt hozamok a két pénz nem tekintetében kiegyenlítődnék:

$$E_0(i_{(0,1)}) = E_0(i_{(0,1)}^*) + E_0(\ln s_1) - \ln s_0. \quad (1a)$$

A várakozásokat E jelzi, a hozamokat i (külföld esetében felső csillaggal), a devizaárfolyamot pedig s . Adott esetben a $t = 0$ és $t = 1$ közti időszakra írtuk fel az összefüggést, amit a hozamok jobb alsó indexével is jelzünk. [Folytonos hozamokat feltételezve a várható hozamokat kiegyenlítő nemzetközi portfólióátrendezések közvetlenül az (1a) képletet adják, míg normálkamatozás esetében a szokásos közelítő formuláról van szó.]

* Köszönettel tartozom Rappai Gábornak a számítások elvégzésében nyújtott segítségéért, Bélyácz Ivánnak, Szabó Zoltánnak és ifj. Zeller Gyulának a folyamatos biztatásért. Külön köszönöm Darvas Zsoltnak, hogy a Közgazdasági Szemle lektoraként türelmes, segítőkész és inspiratív munkával, valamint fontos érvek és kérdések megfogalmazásával járult hozzá a dolgozat elkészültéhez. Minden megmaradt hiba és tévedés az enyém.

Ha a tartási periódus és a választott befektetési forma (hátralévő) futamideje egybeesnek, akkor az egyes pénznemekben denominált hozamok *ex ante* ismertek. Tehát:

$$i_{(0,1)} = i_{(0,1)}^* + E_0(\ln s_1) - \ln s_0. \quad (1b)$$

A fedezetlen kamatparitás (*uncovered interest parity – UIP*) szerint a magasabb nominális hozamokat (tőkejövédelmet) az azt ígérő pénznem várható leértékelődése (tőkevesztés) ellensúlyozza. Ezt a hipotézist a benne szereplő várakozások miatt nem önmagában, hanem a befektetői várakozások racionalitásával összekapcsolva szokás tesztelni, ami egyenértékű a devizapiaci hatékonyság vizsgálatával.¹ A kérdés ezáltal abban a jóval izgalmasabb formában vethető fel, hogy vajon a fedezetlen paritás bázisán várható jövőbeli árfolyam milyen minőséggel jelzi előre a jövőbeli tényleges árfolyamot?

Az irodalomban – *Fama* [1984] híres tanulmánya nyomán – a következőhöz hasonló formában specifikált regressziók vizsgálata a leggyakoribb:

$$\ln s_1 - \ln s_0 = \alpha + \beta \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + \varepsilon_1. \quad (2)$$

A kapcsolt hipotézis akkor teljesül, ha $\alpha = 0$, $\beta = 1$ nem vethető el, és az ε véletlen hibák egymástól függetlenek. Az *ex ante* ismert kamatkülönbség helyén regresszorként sok esetben a forward és spot devizaárfolyamok logaritmusának különbsége szerepel, ami a fedezett paritás empirikusan erősen alábástyázott teljesülését vélelmezve, gyakorlatilag ugyanaz.² A kamatok használata mellett szól azonban, hogy esetükben jóval részletesebb és könnyebben elérhető adatsorok állnak rendelkezésre.

Az eredetileg szintén a hatékony devizapiac vizsgálata céljából, viszont abszolút értékekben (és nem változási rátákban!) specifikált $\ln s_1 = \alpha + \beta \ln f_1 + \varepsilon_1$ regressziót (f_1 a $t = 0$ -ban $t = 1$ lejáratra érvényes forward devizaárfolyam) a szakma nem tekinti legitimnek, mert a spot és forward árfolyamok mintaszórásai – a fedezett kamatparitás érvényesülésének közvetlen következményeként – gyakorlatilag azonosak (*Isard* [1995] 83. o.). Így azután az $\alpha = 0$, $\beta = 1$ teljesüléséből sem lehet a devizapiac hatékonyságára, illetve a fedezetlen paritás és a racionális várakozások érvényességére vonatkozóan következtetést levonni.

A (2) empirikus vizsgálatai alapján konszenzusos álláspont, hogy a hatékonysági hipotézis nem teljesül, mi több, a kamatkülönbség (vagy forward árfolyamok alkalmazása esetén a határidős prémium) az esetek többségében még az árfolyamváltozás irányát is rosszul jelzi. *Froot–Thaler* [1990] összegzése szerint az addig publikált 75, különféle tesztben átlagosan $-0,88$ volt a mért β , a lineáris együttható tapasztalati értéke. A fedezetlen paritás egyik legfrissebb keletű vizsgálata *Flood–Rose* [2002] tanulmányhoz fűződik. A szerzők a kilencvenes évek adataival újraszámolták a β értékeket, 23 ország pénzét viszonyították az amerikai dollárhoz. A (2)-höz hasonlóan a kamatok különbségével dolgozva, a hipotézist magasabb frekvenciájú adatokkal is elvégezték. Bár a 23 országra összesített adatok a szerzők által kiemelten kezelt egyhavi horizonton némileg kedvezőbbek ($\beta = 0,19$; a Newey–West-hiba pedig csupán $0,01$), eredményeiket – hasonlóan a szerzőkhöz – óvatosan kell értékelni.³ A vizsgálatba ugyanis számos, úgynevezett krízisországot is bevontak,⁴ és elsősorban ezeknek az adatoknak köszönhető a pozitív β

¹ Szokásos még a torzítatlansági (*unbiasedness*) hipotézis megnevezés is. A piaci szereplők várakozásait kérdőíves felmérések segítségével endogenizáló empirikus vizsgálatokra pedig visszatérünk a későbbiekben.

² A fedezett paritás gyakorlati érvényességéről lásd például *Frenkel–Levich* [1975] vagy *Moosa–Bhatti* [1997] 11. fejezet.

³ A szerzők több tekintetben is (például mintaválasztás, aggregálás) árnyalják saját eredményeiket. Az aggregálási probléma kapcsán fontosnak tartom rámutatni arra, hogy a panelvizsgálatok nem vetnek kellően számot az egyes devizarelációk sokszor több nagyságrenddel eltérő világgazdasági jelentőségével. (Vö. 14. lábjegyzet!) Ugyanez persze *Froot–Thaler* [1990] összegzésével kapcsolatban is érvényes.

⁴ Argentína, Brazília, Indonézia, Korea, Malajzia, Mexikó, Oroszország és Thaiföld is szerepeltek a listán. Esetükben pedig a valutaválság időszakában valóban bekövetkezett a hipotézisnek megfelelő leértékelődés.

érték. A fejlettebb pénzügyi rendszerrel és stabilabb gazdasági környezettel bíró országok esetében bilaterális bázison továbbra is a negatív értékek domináltak (Flood–Rose [2002] 263. o.).

A jelzett vizsgálatok elméleti jelentőségét az a tény adja, hogy a manapság legelfogadottabb, úgynevezett tőkepiaci árfolyamelméletek közvetlenül (monetarista elmélet) vagy közvetve – a kockázati prémiummal korrigálva – (portfóliómegeközéltetés), de mégiscsak a fedezetlen paritáshoz kötik a rövid távú árfolyampályát. A leghíresebb példát talán Dornbusch [1976] *overshooting* elmélete szolgáltatja, ahol a szükséges túllendülés mértékét éppen a fedezet nélküli paritás határozza meg (az alkalmazkodás sebességét meghatározó paraméter és a hosszú távú egyensúlyi árfolyam mellett). De megemlíthetjük a sávós árfolyamok vizsgálatában úttörő Krugman-modellt is. Az elmélet számára valójában a fedezetlen paritás önmagában való érvényessége a fontos, nem a torzítatlansági hipotézis (McCallum [1994] 106. o.).

Az ellentmondás feloldására irányuló kísérletekről széles körű áttekintést adnak Isard [1995], Frankel–Rose [2001], Lewis [2001], Moosa–Bhatti [1997], illetve magyar nyelven Barabás [1996]. A tradicionálisnak mondható javaslatok a kapcsolt hipotézis empirikus érvénytelenségére két fő irányban keresik a magyarázatot: *egyfelől* a fedezetlen paritással nem konzisztens várakozások okait kutatják, *másfelől* a kockázatsemleges befektetői attitűd feltevését oldva, a külföldi befektetésekhez kapcsolódó elvárt kockázati prémium létezését vélelmezik.⁵

A várakozások torzítottságának lehetséges magyarázatairól idehaza is születtek munkák. A pesoproblémával Darvas [1996], a racionális buborékok magyarázatával Barabás [1996], míg a tanulási folyamattal kapcsolatban Benczúr [2002] közölt tanulságos vizsgálatokat.

Bár adott időszakokban és relációkban a torzított várakozásokból kiinduló megközelítések igen plauzibilis eredményekre vezetnek, nem szokás általános érvényű feloldásoknak tekinteni őket. Ehhez minden bizonnyal hozzájárul, hogy egymással való összekapcsolásuk eddig még nem sikerült (Lewis [2001] 1949–1950. o.). Ám ha ez megtörténne is, akkor is nehéz volna azonosulni azzal a gondolattal, hogy világ vezető devizaárfolyamait harminc éven keresztül egyfolytában hasonló hatások uralták.

Első pillantásra valószínűbbnek tűnik a másik megfontolás, vagyis hogy a befektetők az idegen devizában vállalt pozíciókért a különféle lehetséges kockázatok kompenzációjaként *ex ante* egyfajta prémiumot (RP) várnak el. Ebben az esetben a paritás a következőre módosul:

$$i_{(0,1)} + E_0(RP_{(0,1)}) = i_{(0,1)}^* + E_0(\ln s_1) - \ln s_0. \quad (3)$$

Valószínűnek tűnik az a feltevés is, hogy a várt kockázati prémium nem konstans. Időbeli változásait indokolhatnák többek között a módosuló portfólió-részarányok vagy a makrogazdasági peremfeltételek elmozdulásai (például a külső adósságállomány vagy a folyó fizetési mérleg pozíció változásai). Azonban Fama [1984] rámutatott arra is, hogy amennyiben a (2) regresszióban mért β kisebb 0,5-nél, akkor a várt prémium varianciája nagyobb, mint a várt árfolyamváltozásé.⁶ Ez pedig már ellentmond a józan intuíciónak, hiszen a prémium közvetlenül mégiscsak az árfolyamkockázat ellensúlyozása volna.

A továbblépéshez szükséges tisztáznunk, hogy a forwardrejtély komplexebb probléma annál, hogy kamatkülönbség (vagy a határidős felár) a következő időszak árfolyamválto-

⁵ Mivel mindkét irányzat irodalma könyvtárnyi, csak a hazai forrásokat jelezzük. A külföldi munkák szükség-szerűen önkényes szelekcióját – mivel az nem tartozik e dolgozat szorosabban vett témájához – szándékosan nem vállaltuk. Az érdeklődő olvasó a Journal of International Money and Finance (Elsevier), vagy az International Journal of Finance & Economics (Wiley) szinte bármely számában talál a témába vágó írásokat.

⁶ Fama érvelését didaktikus formalizálásban mutatja be Obstfeld–Rogoff [1996] 589–591. o., valamint Lewis [2001] 1918–1922. o.

zásának torzított becslője. Legalább ilyen fontos, hogy az árfolyamváltozásban implikált hozam volatilitása éven belüli (például 1 vagy 3 hónapos) horizontokon nagyságrenddel haladja meg a kamatdifferenciát.

Ennek szemléltetésére definiáljuk Lewis [2001] nyomán a hozamprémiumot (*ER*: *excess return*) az árfolyamhozam és az *ex ante* ismert kamatkülönbség *ex post* eltéréseként:

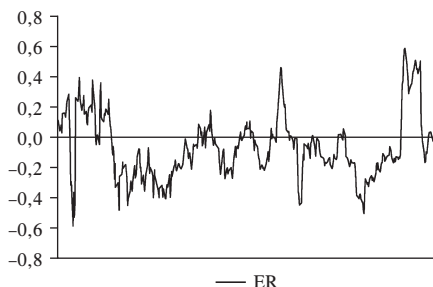
$$ER = (\ln s_1 - \ln s_0) - (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*). \quad (4)$$

A hozamprémium tehát nem más, mint a devizapozíción realizált tőkenyereség, csökkentve az időszak *ex ante* ismert folyó tőkejövedelmeinek különbségével. E hozamprémium viselkedése is több tekintetben értelmezésre szorul (Lewis [2001] 1918. o.):

- egyrészt szignifikánsan különbözik nullától (akár hosszabb időszakokon keresztül);
- másrészt előjele azonos relációkban is váltakozó (akár rövid időszakon belül is);
- harmadrészt rendkívül nagy szóródást mutat.⁷

Az 1. ábra a hozamprémium alakulását illusztrálja a forint–euró reláció példáján:

1. ábra
A forint–euró hozamprémium



ER: az euróbefektetések forinthez mért hozamprémiuma 2001. június 18. és 2003. március 14. között. Napi gyakoriságú adatokból, 1 hónapos horizontra számított, évesített értékek.

Mint látható, a hozamprémium évesített értékei nagyjából a ± 60 százalékos tartományban mozogtak. Ez a megdöbbentő mértékű szóródás pedig csupán a duplája annak, ami az elmúlt 30 évben a legfontosabb nemzetközi relációkat jellemezte. A fontosabb devizapárookra Lewis [2001], Moosa–Bhatti [1997] és Isard [1995] is közölnek hasonló ábrákat.

Az időben változó kockázati prémium lehetőségét kutató szerzők többnyire elsődrendű autoregresszív folyamatok segítségével igyekeznek modellezni a hozamprémiumok volatilitását. Egy friss munkában Bams és szerzőtársai [2003] például a dollár három relációját (márka, font, jen) 1978 és 1996 között vizsgálva, találtak a dollár kockázati prémiumaiban erősen szignifikáns és perzisztens közös komponenst. Nem világos azonban, hogy miért kellene a korábban interpretált kockázati prémiumnak hasonló tulajdonságokkal rendelkeznie. A standard eszközallokációs modellekkel a hozamprémiumok óriási volatilitását nehéz, szinte lehetetlen értelmezni. Széles körben elterjedt nézet, hogy a devizaárfolyamok a „saját külön életüket élik”. A Frankel–Rose-szerzőpáros szerint is többről van szó, mint „konkrét árfolyammodellek hibáiról és tipikus ökonometriai ne-

⁷ A szóródással kapcsolatban ki kell emelni, hogy bár rendkívül nagy, valamennyi fontos nemzetközi relációban bizonyos határok között marad.

hézségekről”. A kapott „...negatív eredmények azt sugallják, hogy a standard fundamentumokon (pénzknálat, reáljövedelem, kamatláb, inflációs ráta, folyó fizetési mérleg) alapuló modellek sohasem fogják rövid és középtávon megmagyarázni vagy előre jelezni a devizaárfolyam volatilitásának döntő hányadát.” (Frankel–Rose [2001] 1708. o.) Hasonló értelemben foglalnak állást Flood–Taylor [1996] (285. o.) is.

Bár a piaci szereplők árfolyam-várakozásait kérdőívek révén megragadni igyekvő empirikus vizsgálatok eredményeit több szempontból is fenntartással szokták kezelni,⁸ azok is nehezen illeszthetők a kockázati prémium koncepciójához. A határidős árfolyamot és a kinyilvánított várakozások valamilyen átlagaként képzett „várt piaci árfolyamot” egybevetve, könnyen számolható egyfajta elvárt kockázati prémium, azonban több empirikus eredmény is utal arra, hogy az így származtatott kockázati prémium szisztematikusan korrelál csak később ismertté váló információkkal (Lewis [2001] 1940–1941. o.). Cavaglia és szerzőtársai [1998] például a német márka nyolc relációját vizsgálva találtak az esetek nagy többségében erősen szignifikáns (és tipikusan negatív!) kapcsolatot a kamatkülönbséget későbbi változása és az elvárt kockázati prémium között.

Az empirikus árfolyamkutatások önálló és súlyos dilemmákat felvető területét jelentik a mintán kívüli előrejelzések. Immár 20 éve, hogy megjelent Meese–Rogoff [1983]. E híressé vált tanulmány szerzői a vásárlóerő-paritás, a fedezetlen kamatparitás (UIP) és három, akkoriban vezetőnek számító strukturális árfolyam-elméleti modell előrejelző-képességét vizsgálva, azt találták, hogy a véletlen bolyongás hipotézise (vagyis az aktuális árfolyam) semmivel sem szolgáltat gyengébb predikciókat náluk. Mindezt annak ellenére, hogy a strukturális modellekben a fundamentumok előre jelzett értékei helyett a később ténylegesen realizált értékeket alkalmazták. Ennek meggyőzően ellentmondó eredmények csak az 1 éven túli horizontokon születtek (Frankel–Rose [2001] 1703–1704. o.). Utóbbira az egyik leglátványosabb példa Mark [1995] nevéhez fűződik, aki a monetáris modell egyik egyszerű változatával adott feltűnően jó pontbecsléseket három-, illetve négyéves horizontokra.

Az évforduló alkalmából a Journal of International Economics 2003. 5. számában széles teret szentel a téma legújabb eredményeinek. Kilian–Taylor [2003] a reálárfolyam nemlineáris modellezésével prezentálnak két-három éves horizonton a véletlen bolyongásnál jobb eredményeket, és egyben arra is rámutatnak, hogy az éven belüli horizontok túlságosan rövidek ahhoz, hogy a PPP-fundamentumok hatásai mérhetővé váljanak. Faust és szerzőtársai [2003] két másik fontos összefüggésre világítanak rá: egyrészt Mark [1995] modelljén és adatbázisán szemléltetik a minta- és előrejelzési időszak (adott esetben szerencsés) megválasztásának az eredményeket drámai módon befolyásoló szerepét.⁹ Másrészt igyekeznek eloszlatni azt a félreértést, hogy a ténylegesen realizált jövőbeli értékek használata a strukturális modelleknek „kedvezne”. Empirikus példáik ezzel szemben ugyanis azt támasztják alá, hogy a fundamentális tényezők alakulásáról elsőként közölt adatokkal jobb eredmények adódnak, mint a későbbi statisztikai korrekcióknak alávetett úgynevezett végleges adatokkal. Sok esetben pedig az előrejelzési időpontban a fundamentumokról ténylegesen rendelkezésre álló (real time) előrejelzésekkel kapható jobb eredmény, mint a később bekövetkezett értékekkel. Clarida és szerzőtársai [2003] maguk által „agnosztikusnak” aposztrofált – voltaképpen roppant igényes technikai elemzésnek tekinthető – megközelítésük segítségével jutottak a véletlen bolyongást az éven

⁸ A két legfontosabb kritika: 1. a kinyilvánított várakozások szóródása olyan nagy, hogy nem lehet egyszerűen az eltérő szubjektív információkkal interpretálni; 2. korántsem biztos, hogy üzleti döntéseiket az egyes piaci szereplők a kinyilvánított várakozásaikkal összhangban hozzák meg.

⁹ Akár a kiválasztott időszak előtt, akár utána sokkal rosszabb eredmények adódtak volna. Vö. Frankel és Rose [2001] 1705. o. rövid és középtávú fundamentális előrejelzéssel kapcsolatos szkeptikus álláspontjával is.

belüli horizonton is lényegesen felülmúló előrejelzésre. Ehhez a forward árfolyamok időbeli struktúrájából nyerhető információkat (a spot és négy különböző lejáratú forward árfolyamból képzett független kointegráló vektorokat) használták fel.

Akadnak szerzők, mint például *Gandolfo* [2002], akik a komplex makromodellek alkalmazásában látják a véletlen bolyongásnál szisztematikusan jobb predikciót szolgáltatató módszert.

Az utóbbi években számos új, a forwardrejtélyhez közelebből vagy távolabbról kapcsolódó megközelítés is napvilágot látott. *Baillie–Bollerslev* [2000] tanulmánya az előbbiekek közé tartozik. Ők a rövid mintákból és a forward prémium perzisztens autokorrelációjából kiinduló érvelésükben tisztán statisztikai-ökonometriai, és ami fontosabb: a fedezetlen paritással összeegyeztethető értelmezését adják a (2)-höz hasonló regressziókban kapott β -értékek eloszlásának. Emellett a mind gyakoribb szimulációs vizsgálatokra is példát szolgáltatnak.

Az *Obstfeld–Rogoff* [1996] nyomán kibontakozó „új makroökonómiai megközelítést” is többször alkalmazták a téma kapcsán. *Moore–Roche* [2002] például úgy vélik, hogy modelljük a rejtély majd’ minden összetevőjével számot képes vetni. (A kivételt szerintük a spot árfolyam változásában implikált hozam túl magas várható szórása jelenti.) A piaci mikrostruktúra elmélete már a tradicionális irányzatok közé is besorolható (áttekinést adnak például *Frankel–Rose* [2001] 1709–1718. o. vagy *Frankel–Galli–Giovannini* [1996]). Az elsősorban a legrövidebb horizontok vizsgálatára szakosodott „új mikro” egyik meglepő és friss eredménye *Lobo* [2002] nevéhez fűződik, aki a főbb devizapárok 3 százaléknál nagyobb napi mozgásainak eseteit tételesen átvizsgálva kimutatta, hogy a tisztán politikai természetű hírek az esetek nagyobb arányában lehettek okok, mint a tisztán gazdasági vagy akár a vegyes természetűek.

Végül, de nem utolsósorban meg kell említeni, hogy a kísérleti közgazdaságtan első alkalmazásai is megjelentek a devizaárfolyamok vizsgálatában (*Noussair–Plott–Riezman* [1997]).

E sorok szerzője a forwardrejtély feloldására egy új, a befektetői szempontokat hangsúlyozó, tehát mikroszemléletű, egyúttal a „tradicionális” – vagyis az (1)–(3) összefüggést vizsgáló – megközelítésekkel rokonítható, mindazonáltal a korábbiakénál (első megközelítésben) jóval szerényebb módszertani apparátust igénylő megközelítést ajánl. Ennek keretében a rövid távú árfolyampályát a hosszú kötvénybefektetések adott időszaki hozamváltozásaival – más szavakkal: az azokon képződő értékpapír-árfolyamnyereségekkel – hozza összefüggésbe.¹⁰ A kockázatmentes, racionális nemzetközi befektetőket feltételező gondolatmenetünkben a hozamgörbe várakozási hipotézisének *ex post* sérülése transzformálódhat az anomáliának tekintett árfolyammozgásokká.

A várakozási hipotézis (*Expectation Hypothesis of the Term Structure, EHTS*) az esetek többségében a hozamgörbe rövid és hosszú vége közti spread alapján várt pénz- és tőkepiaci kamat-/hozamváltozások szempontjából kerül górcső alá.¹¹ Itt és most arra helyezük a hangsúlyt, hogy forward kamatok racionális és kockázatmentes befektetők számára egyben az adott időszakra várt jövőbeli spot kamatlábat is megtestesítik. A megközelítés szigorúan véve csupán annyit feltételez, hogy utóbbi *ex post* sztochasztikusan és nem determinisztikusan teljesül. Igyekszünk azonban számot vetni azzal is, hogy ez sem feltétlenül igaz a gyakorlatban, sőt az empirikus vizsgálatok bizonyos tendenciákat sejtetnek.

¹⁰ A kötvények esetében realizálható árfolyamnyereségnek a nemzetközi befektetői motivációkban betöltött szerepére már *Heim* [1996] is felhívta a figyelmet.

¹¹ A hozamgörbe és a várakozási hipotézis irodalmáról áttekintést ad *Shiller* [1990], valamint *Campbell* [1995].

A megközelítés bemutatása előtt azonban még utalni kell néhány az érveléshez kapcsolódó munkára a nemzetközi irodalomból.¹²

Meredith–Chinn [1998] a fedezetlen paritást az addig megszokott rövid, pénzügyi horizontok helyett öt- és tízéves horizontokon tesztelte a (2) regresszió alapján. A dollárt a többi G-7 ország valutájával bilaterális alapon, negyedéves adatokkal a rugalmas árfolyamrendszerben rendelkezésre álló leghosszabb, 1983 és 1998 közti előrejelzési időszakra vizsgálva rendkívül kedvező eredményeket kaptak. A β együttható minden esetben pozitív volt, és értéke közelebb esett a hipotézis szerinti 1, mint a 0 értékhez. Bizonyos relációkban az árfolyamhozam varianciájának majdnem felét sikerült megragadniuk (márka: $R^2=0,468$ és font: $R^2=0,446$).¹³

Berk–Knot [2001] a 3 és 12 hónapos horizontokra szóló megkérdésekkel származtatott árfolyam-várakozásokkal, vagyis közvetlenül tesztelték a fedezetlen kamatparitást, és eredményeik sokkal kedvezőbbnek bizonyultak a hosszabb horizonton.

Alexius [2000] hosszú hátralévő futamidejű német és amerikai kötvényekbe történő befektetések tartási periódusra eső hozamát közvetlenül a kötvénypiacokról származó jegyzések alapján vizsgálva a fedezetlen kamatparitást erősen aláátmasztó eredményekre jutott 10–30 hetes horizontokon.

Az e dolgozatban szereplő megközelítéssel a legközelebbi rokonságot *Beakert és szerzőtársai* [2002] munkája mutatja. Ők az elsők, akik a fedezetlen kamatparitásra vonatkozó és a várakozási hipotézist nem egyszerűen közös tanulmányban, hanem *egymással összekapcsolva* vizsgálják. Kiindulási pontjuk szerint a rövid távú fedezetlen kamatparitásra vonatkozó és a várakozási hipotézis teljesülése a hosszú távú fedezetlen kamatparitás teljesülését is jelenti, tehát két, és nem három független hipotézisről van szó. Három pénznemet (dollárt, fontot, márkát) felölelő empirikus eredményeik szerint a fedezetlen kamatparitás teljesülése inkább a vizsgált relációtól, mintsem a horizonttól függ. (Ez élesen ellentmond az imént hivatkozott két tanulmány következtetéseinek.) A várakozási hipotézis ugyanakkor széles körben nem teljesül, viszont sérüléseinek nincs különösebb jelentősége a hipotézis alapján levont gyakorlati gazdaságpolitikai következtetések tekintetében.¹⁴ Kiemelendő, hogy a szerzők úgy vélik: „Valószínűtlen, hogy a fedezetlen kamatparitástól való rövid távú eltérések pontosan úgy ellensúlyozzák a várakozási hipotézistől való hosszú távú eltéréseket, hogy a fedezetlen paritás hosszú távon teljesüljön.” (*Beakert–Wei–Xing* [2002] 1. o.).

Megközelítésünk viszont éppen ezt a lehetőséget vizsgálja a logikai sorrend felcserélésével: nem lehetséges-e, hogy a fedezetlen paritás hosszú távú érvényessége mellett várakozási hipotézistől való (akár sztochasztikus!) eltérések okozzák a rövid távú fedezetlen kamatparitással kapcsolatos anomáliákat?

¹² A történeti hűség kedvéért szükséges megjegyezni, hogy az itt említésre kerülő irodalmakat csak saját megközelítem kialakítása után, egy rövid németországi tanulmányút (Hageni Egyetem) keretében volt módom megismerni. Köszönet illeti a PTE KTK Gazdálkodástani Doktori Iskoláját, hogy ehhez ösztöndíjat nyújtott.

¹³ A szerzők maguk nem érvelnek vele, de én fontosnak tartom jelezni, hogy a vizsgálttal szinte egyenértékű 6 európai reláció (USD versus EUR, GBP, JPY, CAD, CHF és AUD) a világ teljes devizapiaci forgalmának majd 74 százalékát (!) tette ki 2001-ben. (Napi átlag 865,5 Mrd USD az 1.173 Mrd-ból.) Vö. BIS [2001].

¹⁴ A várakozási hipotézist a szerzők a két szokásos értelmezés közül a rövid kamatok változása tekintetében vizsgálják. E szerint a ma vásárolható hosszú lejáratú kötvények (évesített) hozamával kell megegyeznie a ma várt jövőbeni rövid kamatok – a hosszú kötvény élettartama alatti – átlagának. A másik, a hosszú hozamok rövid távon várható változásával kapcsolatos – számunkra fontosabb – értelmezéssel a megfelelő adatok hiányában nem foglalkoznak. Vö. *Beakert–Wei–Xing* [2002, 4. o.], illetve jelen írás empirikus szemléltetéssel foglalkozó alpontja.

Az alternatív megközelítés

Munkahipotézisem a következő: racionális, kockázatsemleges befektetőket feltételezve, a fedezetlen paritás *ex post* bázisú tesztjeiben tapasztalható anomáliák a hozamgörbére vonatkozó – likviditási prémium¹⁵ nélkül értelmezett, szintén kockázatsemleges, racionális befektetőkből kiinduló – várakozási hipotézis empirikus sérülésének a következményei. Amennyiben a várakozási hipotézis sérül, akkor a fedezetlen paritás *ex post* abban az esetben sem valószínű, hogy fennáll, ha *ex ante* minden periódusban teljesül.

A szokásos feltevések mellett *egyetlen új feltevésre* van szükség. A nemzetközi befektetők nem csupán az adott periódus hozamával törődnek, tőkéjüket egy annál markánsan hosszabb horizonton igyekeznek hozammaximáló elven allokálni.¹⁶ Vagyis az első periódus végére akkumulált tőkét újra befektetik, az nem kerül végső felhasználásra.

Bár *feltevésem új, de* valójában *nem addicionális*. A hagyományos szemlélet alapján végzett tesztekben ugyanis implicit módon benne foglaltatik, hogy a befektetők éppen a vizsgált periódus hosszával megegyező horizonttal rendelkeznek.¹⁷ Logikailag ez a jelen megközelítésnek csupán egyetlen, és igen speciális esete.

A fedezetlen paritást $t = 0$ időpontban 1, illetve n periódusra felírva:

$$E_0(s_1) = s_0 \cdot e^{i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*}, \quad (5a)$$

$$E_0(s_n) = s_0 \cdot e^{(i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) \cdot n}. \quad (6a)$$

A várakozásokat E jelzi, alsó indexben azok időpontjával. Az árfolyamot, illetve a kamatokat a szokásos módon s , illetve i és i^* (külföld) jelöli. A kamatok (*ex ante* ismert hozamok) jobb alsó, zárójeles indexében a hozamgörbéből a megfelelő kamatot azonosító időszak kezdetét és végét jelöljük. $(0, 1)$ például egy ma kezdődő, és egy periódus múlva befejeződő befektetés – egy periódusra jutó – kamatát jelzi. Azaz: ha a periódus egy év, akkor a szokásos éves szintre számított kamatlábakról van szó, míg ha a periódus például egy hónap, akkor havi szinten mérünk minden kamatlábat.

Feltételezzük, hogy a befektetők tényleges horizontja n egész számú periódusból áll. Egy periódus hossza nem szükségszerűen egy év, az lehet egy hónap, egy negyedév stb. Ebből adódóan n a periódus hosszának megfelelően eltérő értékeket is felvehet, de tipikusnak az egytől akár tíz évig terjedő horizont tekinthető (pénzpiaci, illetve kötvényportfóliók). A folytonos kamatozás alkalmazása a későbbiek szemléltetését könnyíti meg, empirikus tesztekben minden további nélkül helyettesíthető a szokásos módszerekkel (éven belül egyszerű, azon túl kamatos kamat).

Egy periódus elteltével a ($t = 1$)-ben ugyanakkor *ex ante* ismét érvényes a fedezetlen paritás, vagyis:

$$E_1(s_n) = s_1 \cdot e^{(i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*) \cdot (n-1)}. \quad (7)$$

Mivel az n -periódusú befektetés – a hozamgörbe várakozási hipotézise szerint – ekviva-

¹⁵ A likviditási prémium (Hicks) helyett ma már inkább a *term premia* kifejezés a jellemzőbb.

¹⁶ A befektetési alapok teljesítményét sem szokás a gyakorlatban egyetlen periódus eredménye alapján megítélni. A minőségi selekció alapja a tőkejuttatók szemszögéből a kockázattal adekvát hozamkövetelményeknek való – stabilan realizált – hosszú távú megfelelés. Intuícióm (de nem feltevésem!) szerint a nemzetközi kötvénybefektetők a pénznemek szerinti allokációs döntéseiket hosszú távra hozzák, természetesen némi rugalmasságot megengedve az arányok tekintetében. A konkrét értékpapírok szerinti (re)allokáció viszont az aktuális jegyzésekből adódó profitlehetőségek kiaknázása folytán gyakorlatilag folytonos.

¹⁷ Ez az oka, hogy a fedezetlen paritást az (1b) formában szokás felírni, hiszen a vizsgált időtartammal egybeeső befektetési horizont esetén az *ex ante* kamatok, illetve a pontosan ugyanakkora hátralévő futamidejű kötvények hozama már $t = 0$ -ban *biztosan* rendelkezésre álló információ.

lens egy egyperiódusú és egy azt követő $(n - 1)$ -periódusú, ma ismert feltételekkel megvalósuló kamatozó befektetés kombinációjával, ezért (6a) a következő alakba is átirtható:

$$E_0(s_n) = s_0 \cdot e^{(i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)(n-1)} \cdot e^{(i_{(1,n)}^F - i_{(0,n)}^F)(n-1)}. \quad (6b)$$

A jobb felső indexben szereplő F utal a forward kamatokra. Így például $i_{(1,n)}^F$ az egy periódus múlva induló $(n - 1)$ -periódusú, ma ismert feltételekkel megvalósuló kamatozó befektetés egy periódusra jutó hozama. A várakozási hipotézis szerint ez egyben a $t = 0$ -ban a $t = 1$ -re várt $(n - 1)$ -periódusú hozam.

Analóg módon az (5a)-ban a szokásos módon felírt fedezetlen paritás is átfogalmazható:

$$\frac{E_0(s_1)}{s_0} = \frac{e^{(i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*)n}}{e^{(i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^F)(n-1)}}. \quad (5b)$$

Logaritmusban felírva:

$$E_0(\ln s_1) - \ln s_0 = n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (n - 1) \cdot (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^F). \quad (8)$$

Az egy periódus múlva kezdődő, mátol n periódus múlva véget érő időszakot $(n - 1)$ darab egységnyi hosszúságú részidőszakra tagolva, a jobb oldal második tagja jóval szemléletesebb formában is felírható. A forward kamatok szabályait követve:

$$(n - 1) \cdot i_{(1,n)}^F = i_{(1,2)}^F + i_{(2,3)}^F + \dots + i_{(n-1,n)}^F. \quad (9)$$

A jobb oldalon szereplő egy periódusra szóló forward kamatok viszont felírhatók a ma ismert egy periódusra szóló kamat és annak adott időszaki megváltozása segítségével is:¹⁸

$$i_{(1,2)}^F = i_{(0,1)} + E_0(\Delta i_1), \quad (10a)$$

$$i_{(2,3)}^F = i_{(1,2)}^F + E_0(\Delta i_1) = i_{(0,1)} + E_0(\Delta i_1) + E_0(\Delta i_1), \quad (10b)$$

$$i_{(n-1,n)}^F = i_{(0,1)} + E_0(\Delta i_1 + \Delta i_1 + \dots + \Delta i_1). \quad (10c)$$

Zártabb formába írva és visszahelyettesítve (9)-be:

$$(n - 1) \cdot i_{(1,n)}^F = (n - 1) \cdot i_{(0,1)} + \sum_{k=1}^{n-1} k \cdot E_0(\Delta i_{n-k}). \quad (11)$$

Külföldre analóg módon elvégezve és a (8)-ba visszairva:¹⁹

$$E_0(\ln s_1) - \ln s_0 = n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (n - 1) \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) - \sum_{k=1}^{n-1} k \cdot E_0(\Delta(i - i^*)_{n-k}). \quad (12)$$

Első pillantásra meglepődve állapíthatjuk meg, hogy a ma induló első periódusra érvényes kamatkülönbség negatív előjellel szerepel a várt árfolyampályában. További minimális átalakítással azonban egy némileg könnyebben – és jóval tartalmasabban – értelmezhető formulához juthatunk:

$$E_0(\ln s_1) - \ln s_0 = (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + n \cdot [(i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)] - \sum_{k=1}^{n-1} k \cdot E_0(\Delta(i - i^*)_1). \quad (13)$$

A (13) szerint a várt árfolyampálya a kamatkülönbség megszokott függvényeként alakul (a jobb oldal első tagja), hiszen feltételezésünk szerint teljesül a hozamgörbe vára-

¹⁸ A jobb alsó (zárójel nélküli) index ebben az esetben az egy periódusra szóló kamatot jelzi, Δ alatt pedig a változás időpontját adjuk meg.

¹⁹ A zárójelbe tett kamatkülönbségen kívül, jobb oldali alsó indexben szereplő 1 az egy periódusra jutó kamatkülönbséget jelzi.

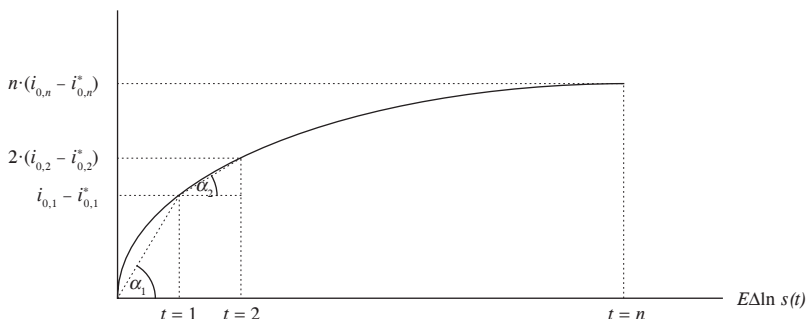
kozási hipotézise, így a hosszú és a rövid kamatkülönbségek eltéréseinek n -szerese (második tag) éppen ellentette a rövid kamatkülönbségekben várható változások mától távolodva egyre csökkenő súllyal számított összegének (harmadik tag). Vegyük észre, hogy az első két tag csakis ($t = 0$)-ban biztosan ismert információkat tartalmaz, kizárólag a harmadikban jelennek meg várt értékek.

A (13) jobb oldalának utolsó két tagja egy sajátos értelmezést is lehetővé tesz. E szerint ha a bel- és külföldi hosszú (tőkepiaci) hozamok eltérése kisebb, mint a rövid (pénzpiaci) hozamoké, akkor az rövid távon *látens felértékelődési nyomást gyakorol a hazai pénzre, amit a rövid kamatkülönbségek várható csökkenése ellensúlyoz. Utóbbiak esetében azonban az időben távolodva csökkenő súlyok miatt kulcsszerepe van a csökkenés ütemének.*

A továbbiak szemléltetését szolgálja a 2. ábrán vázolt várt árfolyampálya, amit a két ország kockázatmentes, a teljes futamidőre jutó hozamok²⁰ időbeli struktúráját ábrázoló görbéjének különbségéént kaphatunk.

2. ábra

A hozamgörbék és a várt árfolyampálya kapcsolata



A 2. ábrán a lehetséges alapesetek közül az szerepel, amikor – a korábbi példának megfelelően – a tőkepiaci hozamkülönbség (évesített értéke) kisebb, mint a pénzpiaci. Fordított esetben konvex görbét kapnánk, míg egyenlőség esetén egyenest (minden esetben pozitív kamatkülönbségetből, tehát magasabb hazai nominális hozamokból kiindulva).

A korábban $E_0 \Delta(i - i^*)_1$ módon jelölt változó, vagyis a rövid kamatkülönbség első periódus alatt várt módosulása $E_0[(i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*) - (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*)]$, az ábrán $\text{tg } \alpha_2 - \text{tg } \alpha_1$.

Lényeges megállapítani, hogy feltevéseinkből kiindulva ($t = 0$)-ban a várt árfolyampálya a fedezetlen paritást és a várakozási hipotézist kombinálva is egyértelmű.

Amennyiben azonban a várakozási hipotézis egy periódus leteltével *ex post* sérül,²¹ vagyis a hozamgörbe a korábbi alakjában implikálttól eltérően módosul, akkor az első periódus tényleges árfolyamváltozása az első periódusra jutó kamatkülönbségetől még akkor is jelentősen különbözhet, ha a fedezetlen paritás és a várakozási hipotézis *ex ante* továbbra is érvényesül. Ennek belátásához vegyük figyelembe a következőket:

²⁰ A hozamgörbék szokásos ábrázolásában (ezzel ellentétben) az egyes lejáratokhoz évesített hozamok tartoznak.

²¹ E sérülés lehet egyszerűen sztochasztikus jellegű is! Szisztematikus sérülések az empirikus vizsgálatok szerint elsősorban a hosszú kamatok rövid horizontra történő előrejelzésekor tipikusak. Pénzpiaci kamatok éven belüli predikciójánál a változás irányát általában jól, de túlbecsülve jelzik a forward kamatok. Vö. Shiller [1990] 656–657. o., Campbell [1995] 138–140. o.

$$E_0(\ln s_n) = E_0(\ln s_1) + (n-1) \cdot (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}). \quad (14a)$$

$$E_1(\ln s_n) = \ln s_1 + (n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*). \quad (14b)$$

Egymásból kivonva és átrendezve:

$$\ln s_1 - E_0(\ln s_1) = [E_1(\ln s_n) - E_0(\ln s_n)] + (n-1) \cdot [(i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) - (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*)]. \quad (15)$$

Amennyiben a hozamgörbe várakozási hipotézise *ex post* sérül (vagyis a jobb oldali második tag értéke nem 0), akkor az alkalmazkodás a hosszú távú árfolyam-várakozások módosulása mellett az azonnali árfolyamban is végbemehet.

Mindezek illusztrálására nézzünk egy olyan (nem túl valószínű, de annál szemléletesebb) példát, amikor a várakozási hipotézis (az egyszerűség kedvéért csak belföldön) a második periódusra, tehát a $t = 1$ és $t = 2$ közti rövid kamat tekintetében sérül, az összes többi egyperiódusnyi rövid forward kamat változatlan marad. Ennek megfelelően $t = 0$ -ra, illetve $t = 1$ -re a következők írhatók fel:²²

$$(n-1) \cdot (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) = (i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) + (n-2) \cdot (i_{(2,n)}^F - i_{(2,n)}^{*F}). \quad (16a)$$

$$(n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*) = (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*) + (n-2) \cdot (i_{(2,n)}^F - i_{(2,n)}^{*F}). \quad (16b)$$

A kettőt egymásból kivonva, világossá válik, hogy a $t = 1$ és $t = n$ közti $n-1$ periódusra vonatkozó hosszú kamat is módosult, bár szerényebb mértékben, mint a második periódus rövid kamata:

$$(n-1) \cdot [(i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) - (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*)] = (i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) - (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*). \quad (17)$$

Visszahelyettesítve a (15)-be:

$$\ln s_1 - E_0(\ln s_1) = [E_1(\ln s_n) - E_0(\ln s_n)] + [(i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) - (i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*)]. \quad (18)$$

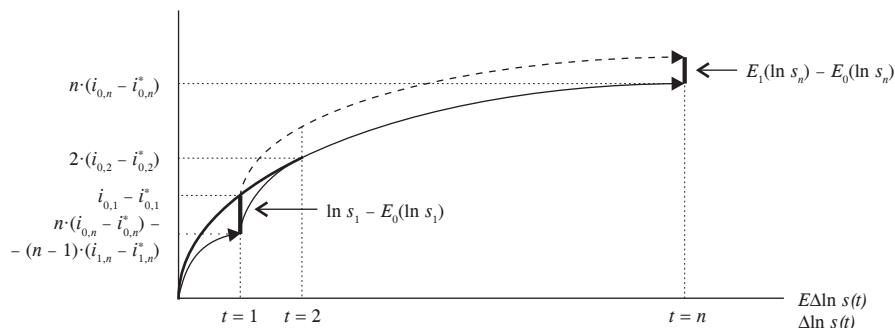
Korábbi példákat folytatva, tételezzünk fel egy olyan esetet, amikor a második periódus rövid kamatkülönbözete nagyobb a korábban vártnál (a jobb oldal második tagja negatív). Ebben az esetben vagy a hosszú távon várt árfolyam emelkedik a megfelelő mértékben – és így az első periódusra *ex post* is teljesül a fedezetlen paritás –, vagy a hosszú távon várt árfolyam változatlansága esetén az első periódus tényleges leértékelődése lesz kisebb, mint a $t = 0$ -ban várt, vagyis a fedezetlen paritás *ex post* nem érvényesül. Természetesen az alkalmazkodás a két út kombinációjaként is végbemehet. A 3. ábra mutatja lehetőségeket.

Az origóból ($t = 0$) induló folytonos vonal jelzi az eredeti kamatfeltételeknek (és a fedezetlen paritás hipotézisének) megfelelő várt árfolyampályát. A hozamgörbe várakozási hipotézisével összhangban ez $t = 1$ -ben $i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*$ értéket vesz fel. Ha azonban az első periódusban a rövid kamatkülönbözete ténylegesen változása eltér a várttól (esetünkben, például csökkenése kisebb a vártnál), akkor a fedezetlen paritás és a várakozási hipotézis ($t = 1$)-beli *ex ante* érvényesülésével gyakorlatilag végtelen sok különböző devizaárfolyam konzisztens. Ezeket a tényleges és az – eredeti egyperiódusnyi kamatkülönbözethez megfelelően – várt árfolyam lehetséges eltéréseit jelző, vastagított szakasz $[\ln s_1 - E_0(\ln s_1)]$ tartalmazza. Az ennek végpontján elhelyezkedő, az első periódus árfolyampályájának sarokmegoldását jelentő pontok közül a felső az *ex ante* kamatparitásnak, az alsó az *ex post* teljes hozamok (később formálisan is definiálásra kerülő) paritásának felel meg. A $t = 1$ és $t = n$ közt lehetséges várt árfolyampályák szélső eseteit pedig a $t = 2$ -től

²² Mivel a $t = 2$ -től $t = n$ -ig tartó rövid forwardok változatlanságát feltételezzük, ezért a jelölésükben sem tettünk különbséget. Más esetekben természetesen a jegyzés időpontját is jelezni kellene.

3. ábra

A 2. periódus hozamának nem várt változása és a lehetséges árfolyampályák



egymással párhuzamos szaggatott, illetve folytonos vonalak mutatják. Ha az alkalmazkodás teljes egészében az azonnali árfolyamra hárul, akkor ez utóbbi $t = 2$ -től teljesen egybeesik az eredetileg várt árfolyampályával. Az árfolyamnak ekkor a nyíllal végződő görbéhez hasonló pályán haladva kell eljutnia $t = 1$ -be.²³ A tényleges leértékelődés mértéke így alatta marad az első periódus rövid kamatkülönbözete által kijelöltnek.

Az igazi kérdés persze, hogy mi indokolná a spot árfolyamban végbemenő alkalmazkodást?

– *Egyrészt* kellően hosszú, akár tízéves horizont (vagyis nagy n) esetén a befektetők kevésbé hajlamosak a rövid távon bekövetkező változások hatására hosszú távú várakozásaikat felülvizsgálni, mint rövid távon elfogadni a megváltozott árfolyamot. Öt-tíz éves horizontokon a fedezetlen paritás is érvényesülni látszik (*Meredith-Chinn* [1998]), és a várakozási hipotézis tesztjei is a hosszabb horizontokon adtak kedvezőbb eredményeket. Közvetve a *home-puzzle* néven ismert jelenség is a hosszú távú várakozások stabilitása mellett szól. Ha ugyanis az azonos minőségű külföldi állampapír-befektetéseken nem lehet hosszú távon a hazainál nagyobb hozamot remélni, mindjárt érthetőbbé válik, miért tartják tőkájük döntő hányadát a befektetők odahaza.

– *Másrészt* a hosszú távon várt árfolyam stabilitása esetén a várttól eltérő kamatváltozások indukálta kötvényárfolyam-nyereségek vagy -veszteségek olyan konkrét tranzakciókra motiválják a külföldi befektetőket, ami kikényszerítheti a spot devizaárfolyam alkalmazkodását. Előző példánkban $i_{(1,n)} > E_0[i_{(1,n)}^F]$ folytán a hosszú lejáratú hazai (állam)kötvények árfolyama névérték alá esik, ami pótlólagos külföldi befektetéseket indukál egészen addig, amíg a hazai pénz erősödése kellően nem ellensúlyozza azt.

Az eddigiekből persze a fentiekkel együtt sem következik, hogy az alkalmazkodás minden esetben és teljes egészében a spot árfolyamban menne végbe. Csupán azt gondoljuk, hogy „normálkörülmények között”, a gazdasági-monetáris peremfeltételek (és ezek folytán, például az inflációs pályára és/vagy a reálgazdaság növekedési lehetőségeire vonatkozó hosszú távú várakozások) jelentős módosulásának hiányában ez a valószínűbb.

A spot árfolyamban végbemenő alkalmazkodás iránya ugyanakkor egybecseng több

²³ Az árfolyam így voltaképpen olyan pályán halad, mintha a befektetők várakozásai *adaptívak* lennének. Ezen azt értem, hogy nem $t = 1$ -ben következik be diszkrét árfolyam-korrekció, hanem időben $t = 1$ -hez közeledve a várakozási hipotézistől (a $t = 0$ -ban érvényes forward kamatoktól) való eltérést mindinkább valószínűsítő befektetők tranzakciói már $t = 1$ előtt letéríthetik az árfolyamot a fedezetlen paritás által kijelölt pályáról.

empirikus vizsgálat, így például *Cavaglia és társai* [1998] eredményével, akik a német márka árfolyamát 8 különböző relációban vizsgálva állapították meg, hogy a rövid kamatkülönbség növekedése (a legtöbb esetben) a hazai pénznemet szignifikánsan erősítő proxyra tekinthető.

A 3. ábra azt sugallja, hogy a magasabb nominális hozamú (esetünkben a hazai) pénznem árfolyamát a fedezetlen paritás által kijelölttől eltéríthetik, a gyakorlatban sokszor tapasztalt erősödéséhez mégsem lennének elegendők a rövid kamatok váratlan változásai. A korábbiakkal összhangban valójában pontosan meghatározható, hogy a $t = 0$ -ban várattól mennyivel kell eltérnie a második ($t = 1$ -től $t = 2$ -ig tartó) periódus tényleges rövid kamatának ahhoz, hogy a forward kamatok és a hosszú távú árfolyam-várakozások változatlansága esetén az első periódus árfolyam-alakulása a fedezetlen paritás által kijelölt iránnyal ellentétes legyen (esetünkben a hazai pénznem erősödjön). A küszöbérték kiszámításához vegyük figyelembe, hogy $E_0(\ln s_n) = E_1(\ln s_n)$, így $\ln s_1 = \ln s_0$ létrejöttéhez $E_0(\ln s_1) = \ln s_0 + (i_{(0,1)}^* - i_{(0,1)}^F)$ miatt a (18) alapján a következőre van szükség:

$$(i_{(1,2)} - i_{(1,2)}^*) - (i_{(1,2)}^F - i_{(1,2)}^{*F}) = (i_{(0,1)}^* - i_{(0,1)}^F). \quad (19)$$

Vagyis a $t = 1$ -től $t = 2$ -ig tartó periódus várton felüli kamatkülönbségének meg kell egyeznie az első periódus kamatkülönbségével. (A hazai pénz erősödéséhez pedig nagyobbak kell lennie annál.)

Egy konkrét példával is illusztráljuk a fentieket. Induljunk ki például három hónapos periódusból, és legyenek a rövid kamatok $i_{(0,1)} = 2,5$ százalék/negyedév (10 százalék/év), illetve $i_{(0,1)}^* = 0,5$ százalék/negyedév (2 százalék/év).²⁴ A második periódus várton felüli kamatkülönbségének tehát negyedévre vetítve 2 százaléknak kell lennie (évesítve 8 százalék!).

Ha a forward kamatok $t = 0$ -ban, például $i_{(1,2)}^F = 2$ százalék/negyedév (8 százalék/év), és $i_{(1,2)}^{*F} = 0,5$ százalék/negyedév (2 százalék/év), akkor a második periódus tényleges kamatkülönbségére vonatkozó küszöbérték:

$$(2 \text{ százalék} - 0,5 \text{ százalék}) + (2,5 \text{ százalék} - 0,5 \text{ százalék}) = 3,5 \text{ százalék/negyedév} \Rightarrow \\ \Rightarrow 14 \text{ százalék/év.}$$

A hozamgörbék rövid végén bekövetkező innovációk tehát csak extrém esetekben okozhatják a fedezetlen paritással ellentétes árfolyammozgást. Más a helyzet azonban a hosszú kamatok nem várt módosulásaival. Ha például a $t = 1$ -től $t = n$ -ig tartó hozam nem csupán a rövid kamatok – várakozási hipotézisnek megfelelő – tovagyrűző hatása, hanem szuverén tőkepiaci tényezők (például az állami hitelkereslet növekedése, a hazai megtakarítások csökkenése vagy a hosszú távú inflációs várakozások erősödése) miatt emelkedik, az sokkal jelentősebb változásokat indukálhat a spot árfolyamban. (A hozamgörbe piacszegmentáció elmélete és a várakozási hipotézis nem zárják ki egymást, ha utóbbit a forward kamatstruktúra arbitrázsmentességeként értelmezzük!)

Egy ilyen esetben az árfolyam első periódusbeli változatlanságához az előzővel analóg megfontolások és a (15) alapján a következő peremfeltételnek kell teljesülnie:

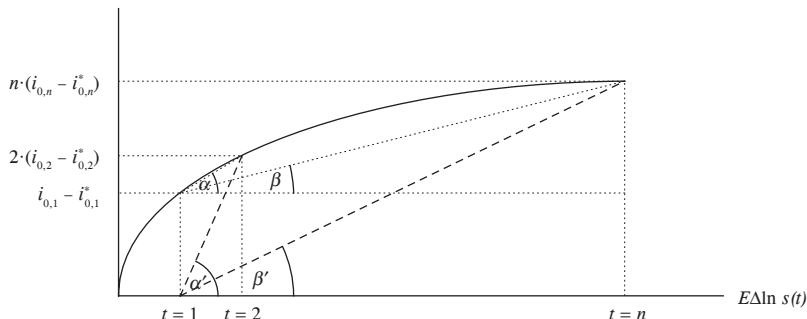
$$(i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*) - (i_{(1,n)}^F - i_{(1,n)}^{*F}) = (i_{(0,1)}^* - i_{(0,1)}^F) \cdot 1/(n-1). \quad (20)$$

Az előző példát folytatva, hároméves hosszú horizont ($n = 12$) esetén 2 százalék/11 = 0,18 százalék várton felüli kamatkülönbségre van szükség (negyedévre vetítve) a három hónap múltán induló 33 hónapos befektetések tekintetében. tízéves hosszú hori-

²⁴ Példabeli kamatkülönbségünk a vezető devizák esetében extrém, viszont nagyjából az elmúlt időszak hazai viszonyait reprodukálja. Kisebb kamatkülönbség esetén természetesen a küszöbértékek is arányosan kisebbek (ha úgy tetszik: még valószerűbbek) lennének.

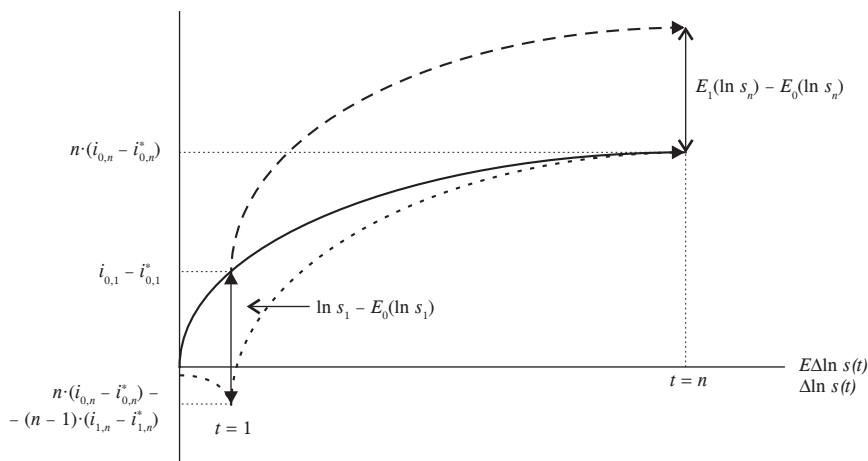
4. ábra

Az árfolyam változatlanóságához szükséges innovációk a hozamgörbe rövid és hosszú végén



5. ábra

Pozitív kamatkülönbözet és a hazai valuta erősödése



zont ($n = 48$) esetén a 3 hónap múlva induló 117 hónapos befektetésekre ugyanez 2 százalék/47 = 0,05 százalék. (Az évesített értékek 0,72 százalék, illetve 0,2 százalék.)²⁵

Az elmondottakat illusztrálja a 4. ábra, ahol $(\text{tg } \alpha' - \text{tg } \alpha) = (n - 1) \times (\text{tg } \beta' - \text{tg } \beta)$.

Végül nézzünk egy olyan esetet, amelyben – a fedezetlen paritás empirikus vizsgálata során sokszor tapasztalt módon – az első periódusban az árfolyam a kamatkülönbözettel ellentétes irányba is mozoghat. A várakozási hipotézis extrémnek korántsem mondható mértékű, *ex post* sérülése esetén is előállhat az 5. ábrán vázolt helyzet.²⁶

²⁵ Ez azt jelenti, hogy hároméves hosszú horizont mellett – a külföldi (például euró-) tőkepiaci hozamok változatlanóságát feltételezve – a hazai körülbelül hároméves hozamok 100 bázispontnyi emelkedése is bőven elegendő lehetett a forint erősödéséhez. A tízéves horizont esetén pedig 25 bázispontnyi emelkedésre volt csupán szükség.

²⁶ Az ábra (a tipográfiai lehetőségek, vagyis a véges oldalszélesség okán) sajnos torzít. Kellően hosszú horizont esetén (korábbi számpéldánkkal összhangban) az ábrában láthatónál jóval szerényebb mértékű kamatváltozások is intenzíven lecsapódhatnak a spot árfolyamban.

A hosszú távon várt árfolyam változatlansága esetén az árfolyamnak a pontozott görbéhez hasonló pályán haladva kell eljutnia $T = 1$ -be, ami azt jelenti, hogy *a pozitív kamatkülönbözet ellenére a hazai pénz erősödött az első periódusban*. Ha az alkalmazkodás a hosszú távon várt árfolyamra hárul, akkor a szaggatott görbe jelzi a $t = 1$ és $t = n$ közt várt árfolyampályát.

A pontozott görbével jelölt árfolyampályát – miként azzal már az azonnali és nem a hosszú távon várt devizaárfolyamban végbemenő alkalmazkodás mellett is érveltünk – a várakozási hipotézis *ex post* sérülése hatására a hosszú kötvénypozíciókon adott időszakban képződő bel- és külföldi árfolyamnyereségekkel hozhatjuk összefüggésbe. Akár úgy is fogalmazhatnánk, hogy ezen a pályán haladva *a teljes hozamok ex post paritása* érvényesül:²⁷

$$\ln s_1 - \ln s_0 = (i_{(0,1)} + \dot{g}_{(0,1)}) - (i_{(0,1)}^* + \dot{g}_{(0,1)}^*). \quad (21)$$

A \dot{g} és \dot{g}^* a releváns hosszú horizonttal megegyező hátralévő futamidejű hazai, illetve külföldi (állam)kötvényeken képződő árfolyamnyereséget jelöli (veszteség esetén negatív előjellel). Bár ezeket szintén az első periódushoz kell rendelnünk, *értékük* – a kamatokkal ellentétben – *csak ex post válik ismertté*.

A sarokmegoldással egyenértékű (pontozott) árfolyampálya csakis akkor következhet be, ha a várakozási hipotézis (EHTS) sérülései teljes egészében lecsapódnak a kötvények és a deviza árfolyamában. A pálya relevanciájának *ex post* alapú gyakorlati tesztelések ennek megfelelően a (21) jobb oldala a következő kényelmes formulával helyettesíthető:

$$(i_{(0,1)} + \dot{g}_{(0,1)}) - (i_{(0,1)}^* + \dot{g}_{(0,1)}^*) = n \cdot (i_{(0,n)} - i_{(0,n)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,n)} - i_{(1,n)}^*). \quad (22)$$

Fontos kiemelni, hogy a megközelítésünk nem zárja ki *ab ovo* a kockázati prémium vagy a határidős kamatprémium létezését. Nyitott kérdés, hogy ezek integrálása mennyiben árnyalná az eddigi megfontolásokat.

Empirikus példák

A most bemutatásra kerülő empirikus példák hangsúlyozottan csak szemléltető jellegűek. Ezt *egyrészt* a rendelkezésre álló adatsorokkal kapcsolatos restriktív indokolják (a $t = 1$ -től $t = n$ -ig tartó kamatok/hozamok csak az esetek igen kis százalékában állnak rendelkezésre), *másrészt* az alkalmazott regressziós módszer is komoly korlátokba ütközik. Ha ugyanis a kötvény- és devizapiacok ugyanazokra a sokkokra reagálnak, akkor a hozamparitás esetében a magyarázó változónk (mely az *ex ante* kamatkülönbségen kívül a bel- és külföldi nem várt kötvény-árfolyamnyereségek eltérését is tartalmazza) korrelálhat a hibataggal. Másrészt viszont rövid minták esetén a kamatparitás tesztje is torzít, ha a kamatkülönbség trendet mutat, hiszen az árfolyamhozamok szinte mindig stationerek. Minthogy azonban a kamatparitás vizsgálatára a regresszió a legelterjedtebb módszer, ezért a két paritás relevanciájának első összevetésére mégis alkalmasnak tűnik. Az ábrákkal együtt alkalmas lehet arra is, hogy megközelítésünk „betűje” mellett annak „szellemét” is érzékeltesse.

A regressziós vizsgálatba a forint négy relációját (dollár, euró, font, svájci frank), továbbá három keresztrelációt (márka–dollár, márka–font, dollár–font) vontunk be. A vizsgált időszak kezdetét (2001. június 18.) a forint esetében a hipotézis peremfeltételeinek elégséges mértékű teljesülése (sávszélesítés és devizaliberalizáció) determinálták, míg a keresztrelációk esetében az interneten elérhető Libor-adatsorok kezdete (1987. január 2.). A záró időpontot a forint esetében az Államadósság Kezelő Központ Rt.-től

²⁷ A továbbiakban a (21), illetve (22) kapcsán konzekvensen a *hozamparitás* kifejezést használjuk.

kapott hazai hozamidősorok vége (2003. március 14.), míg utóbbi esetben az euró bevezetésével kapcsolatos strukturális törés, illetve a márka megszűnése (1998. december 31.) jelölték ki. A számításoknál napi adatsorokkal dolgoztunk, ami az átfedő megfigyelések miatt szükségessé tette a Newey–West-korrekciónak elvégzését.

A számításokhoz felhasznált valamennyi adat nyilvános, sőt a hazai állampapírok zérókuponhozamai kivételével interneten is hozzáférhető. A vizsgált periódus hossza egy hónap, a hosszú horizont pedig egy év ($n = 12$). Valamennyi relációban a következő regressziókat számoltuk (minden hozamot havi szinten értelmezve):

$$\ln s_1 - \ln s_0 = \alpha + \beta \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + \varepsilon_1, \quad (23a)$$

$$\ln s_1 - \ln s_0 = \alpha + \beta \cdot [n \cdot (i_{(0,12)} - i_{(0,12)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,12)} - i_{(1,12)}^*)] + \varepsilon_1, \quad (23b)$$

$$\ln s_1 - \ln s_0 = \alpha + \beta_1 \cdot (i_{(0,1)} - i_{(0,1)}^*) + \beta_2 \cdot [n \cdot (i_{(0,12)} - i_{(0,12)}^*) - (n-1) \cdot (i_{(1,12)} - i_{(1,12)}^*)] + \varepsilon_1. \quad (23c)$$

A közös regresszió (23c) számolását az indokolja, hogy a magyarázó változók a megközelítés „sarokmegoldásai”, az árfolyamnak $t = 1$ -ben valahol a kettő között kellene elhelyezkednie. Ennek megfelelően az egyedi és a közös regresszióban számított β -ák azonosságát, illetve a közös regresszióban a magyarázóerők összegződését kell várunk.

Adatsoraink esetében több torzító tényezővel számolni kell. Európai befektetéseket a hazai állampapírhozamokkal összevetve, nem teljesül a tökéletes homogenitás kritériuma. Azonban csak ezekre állnak rendelkezésre kellő bontású (1, 12 és 11 hónapos) kamat/hozam idősorok. A keresztrelációkban is szívesebben számoltunk volna állampapír-piaci adatokkal (hiszen a kötvény-árfolyamnyereség lehetősége csak ott állna fenn), de hasonló okokból kellett lemondani róla.

A forint esetében az idősor is túlon túl rövid, és forint az időszak jelentős részében a sáv erős szélének közvetlen közelében tartózkodott. Ennek ellenére idehaza valószínűleg a forintrelációk eredményei tartanak nagyobb érdeklődésre számot, ezért először ezeket mutatjuk be és értelmezzük (*1. táblázat*).

A hipotéziseket szigorú formájukban ($\alpha = 0$, $\beta = 1$, illetve $\alpha = 0$, $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 1$) valamennyi esetben el kell vetni, s maguk a regressziók sem mindig szignifikánsak.²⁸ Mivel az árfolyamhozamok erősen autokorrelálnak, ezért több esetben előfordul az is, hogy a regressziók szignifikánsak, noha az egyes együtthatók nem. A rendkívül alacsony R^2 -ek megfelelnek a megszokottnak (*Meredith–Chinn* [1998] 6. o.). A táblázatokban nem közölt Durbin–Watson-statisztikák szintén nagyon alacsonyak. Tapasztalhatunk azonban ezeknél furcsább jelenséget is:

A forint–dóllár és forint–font relációkban úgy adódnak magas pozitív β együtthatók, hogy közben a fedezetlen kamatparitás hipotézisével tökéletesen ellentétes irányú árfolyammozgás ment végbe a teljes vizsgált időszak alatt. A dóllár 23 százalékot, a font 10 százalékot gyengült a forinttal szemben, miközben a kamatkülönbözet mindvégig pozitív volt a forint javára. Mindezt egy sajátos, „kifordított” pesoproblémaként lehet értelmezni. Az adott (viszonylag rövid) időszakban a dóllár folyamatosan gyengült az euróval (és így a forinttal) szemben, ami a forint–dóllár kamatkülönbözet csökkenő trendjével párosult.²⁹ Ezt támasztja alá az is, hogy az α értékek szignifikánsan negatív előjelűek. Rövid minta esetén a tesztek egyébként is nagyon érzékenyek a kiválasztott időszakra.

²⁸ A később sorra kerülő keresztrelációkban akad ugyan példa (márka/dóllár, dóllár/font), hogy a hipotézist nem lehet elvetni, de ezekben az esetekben a regressziók maguk sem szignifikánsak, ami komoly problémákra utal a becsléssel kapcsolatban.

²⁹ Az euró–font relációban pedig intenzíven megjelentek a dóllár oldaláról kiinduló hatások. A lehetséges magyarázat ettől fogva ugyanaz, mint a dóllár esetében.

1. táblázat
Kamat- és hozamparitás regressziói a forint négy különböző relációjában

Magyarázó	Mutató	Forint– –dollár	Forint– –font	Forint– –euró	Forint–svájci frank
$i - i^*$ Fedezetlen kamatparitás (UIP) (23a)	α	-0,042* (0,018)	-0,024* (0,012)	0,023* (0,010)	0,049** (0,016)
	β	4,710 (2,856)	3,926 (2,495)	-4,602* (2,017)	-7,122** (2,304)
	R^2	0,022	0,028	0,048	0,067
	F	14,089	4,981	2,641	4,823
	p -érték	0,000	0,007	0,072	0,008
$(i - i^*) + (\dot{g} - \dot{g}^*)$ Hozamparitás (HP) (23b)	α	-0,016** (0,003)	-0,005 (0,003)	0,002 (0,002)	0,006* (0,003)
	β	0,582 (0,427)	-0,315 (0,363)	-0,545 (0,339)	-0,783* (0,360)
	R^2	0,025	0,009	0,033	0,057
	F	14,449	5,955	1,366	2,717
	p -érték	0,000	0,003	0,256	0,067
Fedezetlen kamatparitás + + hozamparitás (23c)	α	-0,038* (0,017)	-0,025* (0,012)	0,022 (0,011)	0,041* (0,017)
	β_1	3,673 (2,767)	4,527 (2,709)	-3,925 (2,405)	-5,467* (2,653)
	β_2	0,474 (0,436)	-0,440 (0,386)	-0,415 (0,379)	-0,550 (0,403)
	R^2	0,038	0,046	0,066	0,092
	F	10,977	3,794	4,123	5,192
	p -érték	0,000	0,010	0,007	0,002

A vizsgált időszak 2001. június 18.–2003. március 14. Az egy hónapos perióduson napi adatokat vizsgáltunk, ezért Newey–West-korrekcióval ($l = 5$) számoltunk ki *minden* értéket. A minta a csonkolás után eurórelációban $N = 425$ elemű, a többi relációban $N = 420$. A paraméterek alatt zárójelben a standard hibák szerepelnek, miközben az 5 százalékos szignifikanciát az egy csillag (*) az 1 százalékosat két csillag (**) jelzi.

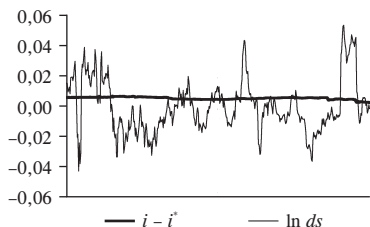
Másik fontos megfigyelésünk, hogy a hozamparitás hipotézise a négy esetből háromszor negatív β -t ad. Igaz, a paraméter csak a svájci frank esetében szignifikáns, míg a font esetében az egész regresszió sem az. Ugyanakkor az euró és a svájci frank esetében az együtthatók „kevésbé rosszak”, mint a kamatparitáséi. A közös regressziók a β -ák viszonylagos stabilitását, illetve az addicionális (bár így is nagyon alacsony) magyarázóerőt jelzik.

A regressziós eredmények ugyanakkor rejtve hagyják a kamat- és hozamparitás időszorai közötti markáns különbségeket, amiket a 6.a és 6.b ábra szemléltet a forint–euró relációban.

A hozamparitás idősora (volatilitás, előjelváltás) több hasonlóságot mutat az árfolyammal, mint a kamatkülönbséget. A hozamparitás az adott időszakban információkat hordozhatott a monetáris irányítás számára. Ne feledjük, hogy 2002. november és 2003. január között az erős sávsvél közvetlen közelében tartózkodott a forint, vagyis az árfolyamnak – a rezsimváltás hiányában – nem is volt módja a hozamparitás szerinti pályát befutni. Ennek érzékeltetésére a hozamparitás idősorát kerek két hónappal „visszacsúsztuk”.

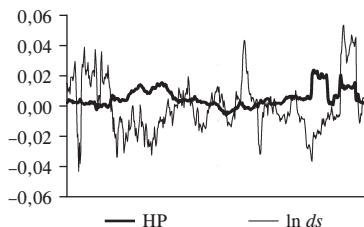
6.a ábra

A forint–euró havi árfolyamváltozás
és kamatkülönbség



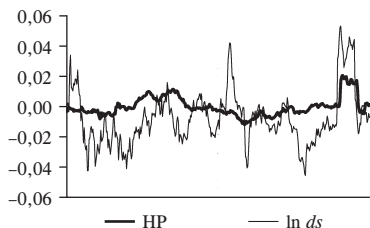
6.b ábra

A forint–euró havi árfolyamváltozás
és hozamparitás ($n = 12$)



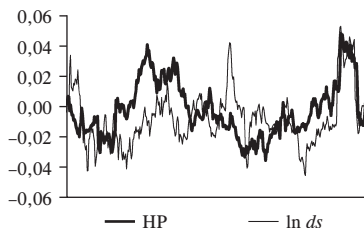
6.c ábra

A forint–euró havi árfolyamváltozás
és hozamparitás (-2 hó, $n = 12$)



6.d ábra

A forint–euró havi árfolyamváltozás
és hozamparitás (-2 hó, $n = 36$)



Megjegyzés: az ábrákon $\ln ds$ a havi árfolyamváltozást, $i - i^*$ a kamatparitást, HP pedig a megadott paraméterekkel számított hozamparitást mutatja forint–euró relációban 2001. június 18. és 2003. március 14. között, napi adatokból számolva.

tattuk”,³⁰ hogy az árfolyam-alakulással való lehetséges összefüggései kidomborodjanak (6.c ábra és 2. táblázat). Végül a releváns hosszú horizontnak is egy reálisabb, a külföldi kézen lévő hazai állampapírok adott időszakos futamidejének nagyjából megfelelő hároméves horizontot ($n = 36$) választva is végeztünk számításokat (6.d ábra és 2. táblázat).³¹ A helyenként szembetűnő együttmozgásból is kitérünk a 2003. januári spekulációt követő árfolyammozgások és a visszacsúsztatott hozamparitás szinte tökéletes egybeesése (a 6.d ábrán látható utolsó „púp”).

A hozamparitás arra utal, hogy az átlagossal megegyező (körülbelül hároméves) hosszúságú hazai állampapír-pozícióval rendelkező külföldi befektetők számára 2002. november és 2003. január között jóval gyengébb (260 forint körüli) árfolyamon is teljesült volna a hozamok ekvivalenciája, az erősödő spekulációs nyomás azonban túlkompenzálta a realizálható kötvény-árfolyamnyereségek hatását, és egészen a sáv erős széléig tolt a forintot. Csak a jegybanki intézkedések folytán elhaló spekuláció és a módosuló hosszú távú inflációs várakozások teremtették meg a forint gyengüléséhez szükséges mozgáste-

³⁰ Ebben az esetben a hozamparitás is előrejelzést ad az árfolyamváltozásra, hiszen formálisan tekintve a (23b) bal oldala $\ln s_3 - \ln s_2$ alakra módosul.

³¹ Ez esetben részben proxy változót kellett alkalmaznunk. Minden adat pontos leírását és elérhetőségét lásd a Függelékben.

2. táblázat
Az elcsúsztatott hozamparitások és az árfolyamváltozás regressziói
(forint–euró)

Magyarázó	Mutató	-2 hó, $n = 12$	-2 hó, $n = 36$
$(i - i^*) + (\dot{g} - \dot{g}^*)$ HP	α	-0,008** (0,002)	-0,003 (0,002)
	β	1,194** (0,340)	0,368** (0,128)
	R^2	0,171	0,133
	F	7,944	6,200
	p -érték	0,000	0,002

2001. június 18.–2003. március 14. közti napi adatokból egy hónapos perióduson, Newey–West-korrekcióval ($lt = 5$) számoltunk. Csonkolás után a minta $N = 380$ elemű. A jelölések azonosak az 1. táblázatáival.

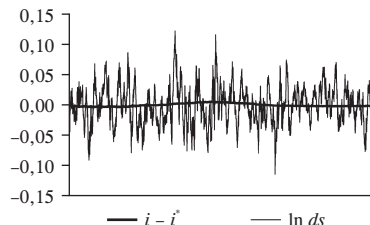
3. táblázat
Kamat- és hozamparitások néhány nemzetközi keresztrelációban ($n = 12$)

Magyarázó	Mutató	Márka–dollár	Márka–font	Dollár–font
$i - i^*$ UIP (23a)	α	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	0,001 (0,002)
	β	-0,169 (0,685)	-0,613 (0,514)	0,294 (1,033)
	R^2	0,000	0,004	0,000
	F	0,128	0,720	0,272
	p -érték	0,880	0,487	0,762
	$(i - i^*) + (\dot{g} - \dot{g}^*)$ HP (23b)	α	-0,001 (0,002)	-0,000 (0,001)
β		0,323 (0,441)	-0,128 (0,232)	0,499 (0,451)
R^2		0,002	0,001	0,009
F		0,346	0,165	0,970
p -érték		0,708	0,848	0,379
Mindkettő UIP+HP (23c)		α	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)
	β_1	-0,695 (0,772)	-0,596 (0,677)	-0,357 (0,875)
	β_2	0,552 (0,515)	-0,017 (0,298)	0,538 (0,448)
	R^2	0,004	0,004	0,010
	F	0,459	0,558	0,675
	p -érték	0,711	0,643	0,568

1987. január 2.–1998. december 31. közti napi adatokból 1 hónapos perióduson, Newey–West-korrekcióval ($lt = 8$) számoltunk. Csonkolás után a minta 3016 elemű. A jelölések azonosak az 1. táblázatáival.

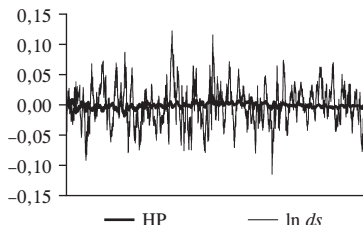
7.a ábra

A márka–dollar havi árfolyamváltozás és kamatkülönbözet



7.b ábra

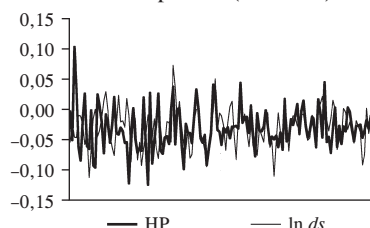
A márka–dollar havi árfolyamváltozás és hozamparitás ($n = 120$)



1987. január 2. és 1998. december 31. közötti napi adatokból számítva ($N = 3016$).

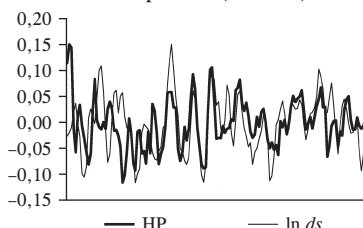
7.c. ábra

A márka–dollar havi árfolyamváltozás és hozamparitás ($n = 120$)



7.d. ábra

A márka–dollar háromhavi árfolyamváltozás és hozamparitás ($n = 40$)



1987. január 31. és 1998. december 31. közötti havi adatokból számítva ($N = 144$, illetve $N = 142$).

ret.³² Ugyanakkor egészen biztos, hogy a tanulási folyamat modellezése fokozottan fontos Magyarország esetében. (Az első eredményeket, mint utaltunk rá, *Benczúr* [2002] publikálta.) Természetesen a várakozások torzítottságának más formái (buborék, pesoproléma) is figyelmet érdemelnek.

Minthogy a forintidősor túlságosan rövid, és sajátos áthallásoktól terhes, a megközelítés jövője szempontjából fontosabbnak látjuk a nemzetközi keresztrelációk eredményeit. Ezek egyrészt nagyon hosszú adatsorok ($N = 3016$), másrészt az érintett devizák világgazdasági szerepe folytán az árfolyamok tulajdonságai (volatilitás, időszakos trendek) a háromvalutás arbitrázson keresztül valamennyi rugalmas deviza mozgásába begyűrűznek. Ezért ha csupán a legfontosabb relációkban sikerülne néhány új ismeretre szert tennünk az árfolyamok rövid távú alakulása tekintetében, már az is jelentős előrelépésnek számíthatna.

Mint a 3. táblázatból kitűnik, a hozamparitás minden esetben kedvezőbb β -értékeket szolgáltat, mint a kamatparitás. (A szignifikanciákról, valamint a magyarázóerőről a forint kapcsán korábban leírtak itt is érvényesek.) Bár a márka–font relációban az együttműködő negatív, ez a regresszió sem szignifikáns. A hozamparitás- és kamatkülönbözet-idősorok tulajdonságai a nemzetközi keresztrelációkban is eltérnek, mint azt a márka–dollar reláció példája szemlélteti (7. ábra).

³² Feltűnő egybeesés az is, hogy a 2003. júniusi turbulenciákat megelőzően (több hónapos relatív stabilitást követően) jelentősen estek a három-öt éves hazai referenciahozamok (2003. április 22. és május 23. között a hároméves hozam 6,5-ről 6,04 százalékra, az ötéves 6,39-ről 5,94 százalékra csúszott le). Vagyis ismét indikálták a későbbi fejleményeket, ha nem is éppen két hónappal korábban.

A hozamparitás volatilitása ebben az esetben messze elmarad az árfolyamétól. Ha azonban megfontoljuk, hogy ezen pénz nemek esetében a releváns horizont (a kötvényportfóliók átlagos hossza) egy évnél jóval hosszabb is lehet, máris nem meglepő. A Fed és a Bundesbank havi adataival segítségével kiszámítottuk a hozamparitást ugyanerre az időszakra a tízéves állampapírhozamokból is mind az egy, mind a három hónapos periódusra (4. táblázat, $n = 120$, illetve $n = 40$).

4. táblázat
Hosszú kötvényekből számított hozamparitások márka-dollár relációban

Magyarázó	Mutató	Egy hó, $n = 120$	Három hó, $n = 40$
	α	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,006)
$(i - i^*) + (\dot{g} - \dot{g}^*)$	β	0,181 (0,103)	0,450** (0,156)
HP	R^2	0,039	0,159
	F	5,855	4,182
	p -érték	0,017	0,017

1986. december 31. és 1998. december 31. közti havi adatokból az egy hónapos (nem átfedő!) perióduson OLS, a három hónapos perióduson Newey-West-módszerrel ($lt = 4$). A minták 144, illetve 142 eleműek. Jelölések, mint fentebb.

Noha már az egy hónapos periódussal is kifejező ábrát kapunk (7. ábra c része), inkább a három hónapos periódus eredményeire (7. ábra d része) hívjuk fel a figyelmet, melyben az árfolyamhozam és a hozamparitás együttmozgása egészen feltűnő. Ha visszagondolunk Frankel-Rose [2001] a cikk elején idézett mondatára, és tekintetbe vesszük, hogy a hozamparitás mögött valójában fundamentumok (a tőkepiac hosszú szegmensének bel- és külföldi hozamingadozásai) húzódnak meg, akkor valószínűleg joggal következtethetünk a további, kiterjedtebb és elmélyültebb vizsgálatok szükségességére és létjogosultságára.

Következtetések és felmerülő kérdések

Racionális és kockázatmentes nemzetközi befektetőket, és így a fedezetlen kamatparitás és a hozamgörbe várakozási hipotézisének *ex ante* érvényességét feltételező érvelésünkben rámutattunk arra, hogy amennyiben a befektetői horizont markánsan meghaladja a fedezetlen kamatparitás tesztjeiben általában szokásos néhány hónapot, akkor a várakozási hipotézis *ex post* sérülései a rövid távú devizaárfolyam-pálya meghatározatlanságát eredményezik. A két lehetséges sarokmegoldást a kamatparitás *ex post* teljesülése, illetve az általunk bevezetett hozamparitás adhatja meg. Utóbbi érvényesülése akkor valószínűbb, ha stabilak a hosszú távú várakozások, s ha a hozamok nem várt változásai intenzíven megjelennek a fix kamatozású kötvények árfolyamában. A hozamparitás empirikus tulajdonságai (kellően hosszú befektetői horizontot alapul véve) feltűnő hasonlóságot mutatnak a rövid távú deviza-árfolyamváltozás rugalmas rezsimekben tapasztalt nehezen értelmezhető természetével (volatilitás, előjelváltások). A hozamgörbe hosszú végén bekövetkező csekély innovációk is elegendők lehetnek a hozamparitás érvényesülése esetén ahhoz, hogy az árfolyam a kamatkülönbezett (vagyis a fedezetlen kamatparitással) ellentétesen mozogjon. A hozamparitás és az árfolyamhozam együttmozgása bizonyos esetekben egészen feltűnő. A hozamgörbe rövid távú változásaira koncentrálnó

vizsgálataink kiegészítik (és talán némileg árnyalják) *Beakert és szerzőtársai* [2002] munkáját, akik a fedezetlen kamatparitást és a várakozási hipotézist szintén összekapcsolva elemezték, ám az adatok hiányában és intuíciónkuktól vezetve a hozamgörbében *hosszú távon* bekövetkező változásokra összpontosították figyelmüket.

Bemutatott megközelítésünk két problémás pontja a hosszú távú várakozások (normál-körülmények közti) stabilitása, illetve a hozamparitás és az árfolyam közös sokkok általi mozgása lehet. A hosszú távú várakozások stabilitását inkább reál-, mintsem nominális kategóriákkal kapcsolatban szokás vélelmezni. Kézenfekvő volna ezért azzal érvelni, hogy a fejlett országok döntő többsége stabilan alacsony inflációs rátára törekszik, és így a reál- és a nominális árfolyamra vonatkozó várakozások szorosan együttmozognak. Úgy gondoljuk azonban, hogy az intézményi befektetők számára külföldön tartott tőkéjük vásárlóerejének változásai csekély jelentőséggel bírnak. Ők legfeljebb néhány szolgáltatást (bróker, ügyvéd) vásárolnak az idegen devizában, és tőkejuttatóikkal is saját, referencia-pénznemükben számolnak el. A nominális kötvényhozamoknak a várt reálhozamokhoz való igazodását a hazai befektetők kényszeríthetik ki. Az összefüggések megértése szempontjából mindenesetre meghatározó jelentősége lehet a fedezetlen paritás hosszú horizontú, *ex post* vizsgálatainak.

Mivel a likvid pénzügyi piacok paralel módon és gyakorlatilag azonnal reagálnak a releváns fundamentumokkal kapcsolatos információk minden változására, így a kötvény- és devizapiaci árfolyamváltozásoknak közös okai is lehetnek. Bár megközelítésünkben a logikai sorrend a kötvényhozamok változásai felől mutat a devizaárfolyam irányába, ennek empirikus mérése a piacok nagy reakciósebessége miatt rendkívüli nehézségekbe ütközhet.

Létezik azonban egy kérdés, amely közvetve hozzájárulhat az összefüggések feltérképezéséhez. Akad-e példa a fejlett országok és rugalmas árfolyamrezsimek esetében, ahol a rövid távú árfolyammozgások ismert tulajdonságai nem párosulnak a (külföldi befektetők számára releváns horizontokon mért) hozamparitás hasonló természetével? Más szóval: előfordul-e, hogy a (21) bal oldalának volatilitása és előjelváltásai nem járnak együtt a jobb oldal hasonló mértékű volatilitásával és hasonlóan gyakori előjelváltásaival? Gyanúnk szerint nem.

A megközelítés szempontjából sarkalatos két kérdés körülményéhez további vizsgálatok szükségesek. Akad azonban néhány olyan következtetés is, amelyeket a megközelítés kapcsán biztosan levonhatunk.

1. A devizaárfolyamok vizsgálata céljából is érdemes a hozamgörbe teljes hosszán és minél precízebben gyűjteni az adatokat, illetve feldolgozni a bennük hordozott információkat.³³

2. A fedezetlen kamatparitás hosszú távú érvényességét illetően szükségesnek látszik a devizák szélesebb körét felölelő empirikus vizsgálatokat végezni, és az elméleti konzekvenciákkal számot vetni. Ha a fedezetlen paritás hosszú távon teljesül, akkor a (relatív) vásárlóerő-paritás például csakis úgy lehet érvényes, ha a reálkamat-paritás (vagyis a reálkamatok nemzetközi kiegyenlítődése) is fennáll.

3. A bemutatott megközelítést szükséges lenne igényesebb és kifinomultabb statisztikai-ökonometriai vizsgálatoknak is alávetni.

4. Érdekes eredményekkel kecsegtetne egy komparatív megkérdezés, melyben a közvetlen árfolyam-várakozások a hozamgörbével kapcsolatosakkal szimultán módon kerülnének tesztelésre. Ugyanazon piaci szereplők kinyilvánított kötvény- és devizapiaci várakozásait egybevetve, azoknak (a hozamparitás alapján értelmezett) konzisztenciája mellett, a tényleges árfolyammozgásokkal való kapcsolatuk azonos vagy eltérő szorosságáról is információkat nyerhetnénk.

³³ A hozamgörbéből más oldalról nyerhető információkat veszi számba magyar nyelven: *Gyomai-Varsányi* [2002].

Érdeemes számba venni azokat a kérdéseket is, amelyeket a megközelítés remélt érvényessége megnyithat, illetve új megvilágításba helyezhet.

1. A megközelítéssel összhangban kiemelt fontosságot nyerhetnek a rövid távú árfolyam-alakulás értelmezésében a tőkepiacok (pontosabban: a közepes és hosszú lejáratú kötvénypiacok³⁴) hozamingadozását befolyásoló tényezők. Itt elsősorban a hazai megtakarítások, az állami hitelkereslet, az inflációs várakozások és hosszú távú tőke megtérüléssel kapcsolatos vállalkozói anticipációk stabilitására gondolok. Mind a fiskális, mind a monetáris politika transzmissziója komplexebb lehet az árfolyamot tekintve, mint azt az implicite vízszintes hozamgörbét vélelmező elméletek többsége (például a Mundell–Fleming-modell) leírja. A jegybanki kamatlépések kapcsán például hangsúlyosabb szerepe lehet annak, hogy azok mértékét és időzítését a kötvénypiacok mennyire precízen árazták be előre. Ezért a külföldhöz mért rövid távú kamatkülönbözet mellett a hosszú távú inflációs és hozamvárakozásokra gyakorolt hatások is fokozottan mérlegelendők. A kormányzat pénzügy-politikai intézkedései pedig annak függvényében erősíthetik vagy gyengíthetik rövid távon a hazai pénznemet, hogy mennyiben járnak együtt (egyebek mellett) a költségvetés hosszú távú finanszírozási pozíciójáról alkotott befektetői anticipációk módosulásával.

2. Bizonyos esetekben a releváns hosszú horizont (a külföldiek által birtokolt kötvények pozíciói átlagos hosszának) stabilitása is kérdéses lehet. A hosszú távú várakozások (például inflációs \Rightarrow hozam \Rightarrow árfolyam) jelentős módosulása a külföldi befektetők számára releváns horizont rövidülésében drámai módon is lecsapódhat. A feltörekvő országok – köztük hazánk – esetében viszont a horizont szisztematikus hosszabbodása módosíthat az eredményeken.

3. A megközelítés új fénybe helyezheti azokat a hagyományos felfogásnak ellentmondó megfigyeléseket, amelyek szerint a rugalmasabb árfolyamrendszerekben a kamatlábak változékonysága is nagyobb (például *Darvas–Szapáry* [1999]).

4. Végül, de semmiképpen sem utolsósorban: a megközelítés új támpontokat adhat a nemzetközi piacokon érdekelt termelőcégek pénzügyi vezetői számára, amennyiben lehetőséget teremthet a vállalati árfolyam- és kamatkockázatok integrált szemléletű menedzselésére. Egy a piaci kockázatoktól mind inkább áthatott pénzügyi környezetben ennek jelentőségét aligha lehet túlbecsülni.

A jövőre nézve tehát maradt feladat bőven, ám az eddigiek fenntartják a reményt, hogy a további kutatásokra áldozott energiák megtérülnek.

Hivatkozások

- ALEXIUS, A. [2000]: UIP for short investments in long-term bonds. Sveriges Riksbank, Working Paper, No. 115.
- BAILLIE, R.T.–BOLLERSLEV, T. [2000]: The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance*, 19. 471–488. o.
- BAMS, D.–WALKOWIAK, K.–WOLFF, C. C. [2003]: More Evidence on the Dollar Risk premium in the Foreign Exchange Market. CEPR, Discussion Paper, No. 3726.
- BARABÁS GYULA [1996]: Kamatparitás lebegő és csúszó leértékeléses árfolyamrendszerben. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz. 972–994. o.
- BEAKERT, G.–WEI, M.–XING, Y. [2002]: Uncovered Interest Rate Parity and the Term Structure. NBER Working Paper, 8795, február.

³⁴ Az irodalomban jól dokumentált, hogy a részvény- és devizapiaci hozamok egymástól függetlenül alakulnak. Magyar nyelven *Schep* [2001] a BUX és a forint–dollár árfolyam példáján szemlélteti a kapcsolatot.

- BENCZÚR PÉTER [2002]: A nominálárfolyam viselkedése monetáris rezsimváltás után. *Közgazdasági Szemle*, 10. sz. 816–837. o.
- BERK, J. M.–KNOT, K. H. W. [2001]: The term structure of UIP: evidence from survey data. *Applied Economics Letters*, 8. évf., 459–462. o.
- BIS [2002]: Triennial Central Bank Survey: Foreign exchange and derivatives activity in 2001. március, Bazel.
- CAVAGLIA, S.–KOEDIJK, K. G.–VERSCHOOR, W. F. C.–WOLFF, C. C. P. [1998]: Interest expectations and exchange rates news. *Empirical Economics*, 23. évf., 525–534. o.
- CAMPBELL, J. Y. [1995]: Some Lessons from the Yield Curve. *Journal of Economic Perspectives*, 9. évf., 129–152. 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.
- DARVAS ZSOLT [1996]: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások az előre bejelentett kúszó árfolyamrendszerben. *Közgazdasági Szemle*, 10. sz. 920–947. o.
- DARVAS ZSOLT–SZAPÁRY GYÖRGY [1999]: A nemzetközi pénzügyi válságok tovaterjedése különböző árfolyamrendszerekben. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz. 945–968. o.
- DORNBUSCH, R. [1976]: Várakozások és árfolyam-dinamika. Megjelent: *Darvas Zsolt–Halpern László* [1998] (szerk.): Árfolyamelmélet. Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest, 66–80. o.
- FAMA, E. F. [1984]: Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 14. november, 319–338. 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.
- FLOOD, R. P.–ROSE, A. K. [2002]: Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers*, 49. évf. 2. szám, 252–266. o.
- FLOOD, R. P.–TAYLOR, M. P. [1996]: Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach? Megjelent: *Frankel, J. A.–Galli, G.–Giovannini, A.* (szerk.): *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. The University of Chicago Press, London, 261–293. o.
- FRANKEL, J. A.–GALLI, G.–GIOVANNINI, A. (szerk.) [1996]: *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. The University of Chicago Press, London.
- FRENKEL, J. A.–LEVICH, R. M. [1975]: Fedezett kamatarbitrázs: kiaknázatlan nyereség? Megjelent: *Darvas Zsolt–Halpern László* [1998] (szerk.): *Árfolyamelmélet*. Osiris, Láthatatlan Kollégium, Budapest, 148–159. o.
- FRANKEL, J. A.–ROSE, A. K. [2001]: Empirical Research on Nominal Exchange Rates. Megjelent: *Grossman, G. M.–Rogoff, K.* (szerk.): *Handbook of International Economics*, III. kötet, Elsevier, Amsterdam, 2. kiadás, 1689–1729. o.
- FROOT, K. A.–THALER, R. [1990]: Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4. évf., 179–192. o.
- GANDOLFO, G. [2002]: *International Finance and Open-Economy Macroeconomics*. Springer Verlag, Berlin.
- GYOMAI GYÖRGY–VARSÁNYI ZOLTÁN [2002]: Az MNB által használt hozamgörbebecslő eljárás felülvizsgálata. *MNB Füzetek*, 6. sz.
- HEIM PÉTER [1996]: Tőkepiaci árfolyam-modellek és a valóság II. *Bankszemle*, október–november, 42–56. o.
- ISARD, P. [1995]: *Exchange rate economics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KILIAN, L.–TAYLOR, M. P. [2003]: Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates? *Journal of International Economics*, 60. 85–107. o.
- LEWIS, K. K. [2001]: Puzzles in International Financial Markets. Megjelent: *Grossman, G. M.–Rogoff, K.* (szerk.): *Handbook of International Economics*, III. kötet, Elsevier, Amsterdam, 2. kiadás, 1913–1971. o.
- LOBO, B. J. [2002]: Large changes in major exchange rates: a chronicle of the 1990s. *Applied Financial Economics*, 12. évf., 805–811. o.
- MARK, N. C. [1995]: Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *The American Economic Review*, 85. évf. március, 201–218. o.
- MCCALLUM, B. T. [1994]: A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics* 33. 105–132. o.

- MEESE, R.A.–ROGOFF, K. [1983]: Empirical Exchange Rate Modells of the Seventies. *Journal of International Economics*, 14. 3–24. o.
- MEREDITH, G.–CHINN, M. D. [1998]: Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity. NBER Working Paper 6797, november.
- MOORE, M. J.–ROCHE, M. J. [2002]: Less of a puzzle: a new look at the forward forex market. *Journal of International Economics* 58. 387–411. o.
- MOOSA, I. A.–BHATTI, R. H. [1997]: *International Parity Conditions*. Macmillan Press, London.
- NOUSSAIR, N. N.–PLOTT, C. R.–RIEZMAN, R. G. [1997]: The Principles of Exchange Rate Determination in an International Finance Experiment. *Journal of Political Economy*, 105. évf., 822–861. o.
- OBSTFELD, M.–ROGOFF, K. [1996]: *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge.
- SCHEPP ZOLTÁN [2001]: Dollárbefektetők Magyarországon: forintban denominált részvények devizakockázata. 1–2. sz. 49–64. o.
- SHILLER, R. J. [1990]: The Term Structure of Interest Rates. Megjelent: *Friedman, B. M.–Hahn, F. H.* (szerk.): *Handbook of Monetary Economics*, I. kötet, Elsevier, Amsterdam, 627–672. o.

Az adatok eléréséhez szükséges webcímek

<http://www.mnb.hu/arfolyam.asp?id=17>

<http://www.bba.org.uk/public/libor/41614/5036?version=1>

http://www.snb.ch/d/daten/daten_u_sta.html

<http://research.stlouisfed.org/fred2/>

<http://www.bundesbank.de/stat/index.php>

Függelék

A felhasznált adatok

A forintrelációkban az árfolyamok az MNB-, a Libor-kamatlábak a Brit Bankárszövetség hivatalos jegyzései. A hazai állampapír-piaci hozamokat (a zérókuponhozamainak idősorát) az Államadósság Kezelő Központ Rt. munkatársai bocsátották rendelkezésünkre,³⁵. A hároméves horizontú vizsgálathoz a 35 hónapos hazai hozamok rendelkezésre álltak, az euró esetében azonban csak a német államkötvények adataival tudtunk számolni. Velük is csak úgy, hogy az egy hónap múlva esedékes 35 hónapos hozam proxyként az ugyanakkor érvényes 36 hónaposat használtuk.

A keresztrelációk egyéves horizontú példáiban praktikus okokból a svájci jegybank hivatalos árfolyamaiból képzett keresztárfolyamokat használtuk. (A Bank of England nem jegyez hivatalos árfolyamot, a Fed tájékoztató jegyzései több órával a Libor-fixing után készülnek, a Bundesbank hivatalos árfolyamai pedig nem álltak rendelkezésre a megfelelő bontásban. A közvetlen árfolyamok használatához pedig legalább két adatsornak rendelkezésre kellett volna állnia a háromból.)

A tízéves horizontú márka/dollár számításokhoz a Fed, illetve a Bundesbank honlapján kerek évekre elérhető konstans hátralévő futamidejű hozamgörbe adatokat alkalmaztunk. A 119 és 117 hónapos, 1, illetve 3 hónap múlva esedékes hozamok helyett a 10 éves (120 hónapos) adatokat használtuk proxyként. A hó végi devizaárfolyam ebben az esetben a Bundesbank hivatalos árfolyama.

³⁵ Ezt ezúton is megköszönjük *Bótor Anikónak és Farkas Imrének*.