

ÁBEL ISTVÁN–KÓBOR ÁDÁM

Kamatkülönbözet, spekulációs profit és árfolyam-változékonyság

A forint kamata magasabb, mint az euró vagy számos régióbeli valuta kamata. A monetáris politika, amely számos tényező figyelembevételével alakítja a forintkamatot, közvetlen hatással van a rövid lejáratú kamatkülönbözet alakulására. Ebben az írásban azt vizsgáljuk, hogyan hat a kamatkülönbözet az árfolyamra és annak változékonyságára. A kamatkülönbözet az árfolyam szintjét rövid és hosszú távon eltérő irányban befolyásolja, azonban a nagyobb kamatkülönbözet az árfolyam megnövekedett változékonyságával jár együtt, függetlenül a vizsgált időtávótól. Az írás a nagy kamatkülönbözet, a spekulációs tőkeáramlás, valamint a forint–euró árfolyam erőteljes változékonysága háromszög egy-egy sarkát rögzítve, a másik két tényező jellegzetes összefüggését mutatja be. Ezen keresztül a monetáris politikának a pénzü piacok stabilizációjára gyakorolt és napjainkban egyre fontosabbá váló szerepére hívja fel a figyelmet.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: F31, G14.

A forint kamatszintje jelentősen magasabb, mint az euró vagy például a régióbeli, de még az eurónál is alacsonyabb kamatozású cseh korona kamatszintje. A magasabb hazai kamat a makroökönómia leegyszerűsített elméleti világában spekulatív tőkebeáramlást gerjeszt.¹ A beáramló külföldi valutának forintra való átváltása *növeli* a forintkeresletet, és a forintárfolyam *felértékelődéséhez* vezet. Egy másik érvelés viszont úgy szól, hogy azért kell magasabb kamatot fizetni a forintra, hogy a forint *várható leértékelődése* miatti kockázatot ellensúlyozzuk.

A valóságban a kamat és az árfolyam-alakulás közötti hatásmechanizmus nehezen látható, mert a hatásláncolat mindhárom tényezőjére, a kamatkülönbözet nagyságára, a tőkeáramlásra és az árfolyam-alakulásra számtalan más tényező is hat. Az eltérítő vagy zavaró hatások rövid távon talán még erősebbek, mint hosszabb távon, ahol az ellentétes hatások kioltják egymást, vagy kijavítják a másik által okozott hibát (hosszabb távon a zaj monotonná válik). Hosszabb távon elfogadott, hogy az árfolyam-alakulást az alapvető makrogazdasági mutatók határozzák meg, rövid távon azonban ettől jelentős eltéréseket tapasztalhatunk. Írásunkban mégis e tényezők rövid távú jellemzőinek összefüggése-

* Köszönettel tartozunk lektorunknak értékes észrevételeiért. A cikkben közölt gondolatok nem feltétlenül egyeznek meg a Nemzetközi Valutaalap és a Világbank álláspontjával

¹ A rövid lejáratú pénzüpi befektetésre irányuló tőkebeáramlást ebben az írásban spekulatívnak nevezük.

ivel foglalkozunk, abból a meggyőződésből kiindulva, hogy e tényezők mérlegelése segíthet a monetáris politika *stabilizációs* szerepének ellátásában.²

A monetáris politika és az árfolyam összefüggéseivel könyvtári irodalom foglalkozik, például gyakori, hogy a Taylor-szabályba beépítik az árfolyamot, így téve explicitté, hogy az árfolyamot érintő megfontolások beépülnek a monetáris politika reakciófüggvényébe. Előljáróban azt is pontosítani kívánjuk, hogy ebben az írásban nem ezzel foglalkozunk, nem az árfolyam szintje, hanem annak *változékonysága* (*volatility*) áll a vizsgálatunk középpontjában. A monetáris politika – függetlenül attól, hogy figyel-e az árfolyam-alakulásra, vagy ez kevésbé érdeklő – mindenképpen hat az árfolyam változékonyságára, ha nem is feltétlenül közvetlenül, de a pénzpiacok stabilitási jellemzőinek változása útján.

A monetáris politika stabilizációs szerepéről azt valljuk, hogy napjainkban e szerep fontossága egyre növekszik. E szerepnek nagy súlya volt a kezdetekben, amikor a jegybankok ősei megjelentek a huszadik század elején. Az árstabilitás a monetáris stabilitás fontos eleme, de annak csak egyik eleme. Napjainkban egyre hangsúlyosabbá válik ezen elemek között például a pénzpiacok stabilizálásának igénye. Idővel persze változik az is, hogy a monetáris politika hogyan szolgálja a pénzpiacok stabilitását, vagyis hogyan alakul a monetáris transzmisszió: hogyan alakul át a kamatpolitika, a jegybanki kommunikáció stb.

Ebben az írásban a forintárfolyam példáján szemléltetjük, hogy a nagy kamatkülönbség, függetlenül attól, hogy milyen monetáris politikai szempontok indokolják azt, a spekulatív tőkemozgások ingadozásán keresztül az árfolyam változékonyságát megnöveli.

A tanulmány első részében a fedezett kamatparitást mutatjuk be a forint euróval szembeni árfolyamán. Ezt követően a fedezetlen kamatparitást elemezzük, és azt tapasztaljuk, hogy a forint – *rövid távon* legalábbis – a kamatkülönbség növekedésére az euróval szembeni erősödéssel reagál, bár ez a tendencia igen nagy szórással érvényesül. Ez a jelenség egyáltalán nem ismeretlen sem a szakirodalom, sem pedig a befektetők előtt – így például az országok közötti alapkamat-különbségekre épülő kereskedési stratégia (*carry trade*) is erre épül. *Hosszabb távon* régióbeli összehasonlításban viszont azt tapasztaljuk, hogy a kamatparitás irányával megegyező módon a nagyobb kamatkülönbségetű országok valutája inkább leértékelődik, vagy kevésbé értékelődik fel, mint az alacsonyabb kamatkülönbségetű országok valutája.³ Ez tapasztalati tényeken alapuló megállapítás, hiszen az árfolyamok alakulását, különösen hosszú távon, rengeteg, általunk nem vizsgált tényező is befolyásolhatja – az viszont ennyiből is látható, hogy a pozitív kamatkülönbség csak rövid távon hat pozitívan a hazai árfolyamra. A tanulmányban vizsgált harmadik jellemző, az árfolyam változékonysága rövid és hosszú távon egyaránt korrelál a kamatkülönbséggel. A volatilitás és a kamatpolitika között nincsen közvetlen összefüggés, de erősödése a forint esetében gyakran egybeesik az árfolyam gyengülésével.⁴ A na-

² A kamatparitás és az árfolyam elméleteiről remek áttekintést ad *Barabás* [1996] írása, amely a forintárfolyam alakulásával szemléltetett elemzést is tartalmaz. Megállapításai kiegészítve *Darvas* [1996], valamint *Darvas–Schep* [2007a] írásaival, teljes képet ad a forintárfolyamra alkalmazott elméletről, amit meggyőző empirikus eredmények támasztanak alá. Írásunk sok ponton érintkezik és támaszkodik eredményeikre, de célunk eltér e szerzők törekvésétől. Ők a tényleges árfolyam-alakulást vizsgálták, mi pedig annak *változékonyságára* összpontosítunk. E két tényező persze összefügg, de mégis fontosnak tartjuk hangsúlyozni, hogy írásunk az árfolyam-alakulás egyik statisztikai momentumának alakulására, valamint annak a monetáris politika alakításánál mérlegelendő kapcsolódásaira hívja fel a figyelmet, és szándékunk nem valamiféle árfolyamcél vagy árfolyam-előrejelzés meghatározása.

³ *Chinn–Meredith* [2004] az árfolyamsokkók és a monetáris politikai reakciók elemzésekor a fedezetlen kamatparitás érvényesülésére utaló eredményre jutnak, a kamat és az árfolyam alakulása hosszabb távon a fundamentumok szerinti összefüggést tükröz a kamatparitás érvényesülésével összhangban.

⁴ További vizsgálatot igényelne, hogy a volatilitás eltérően változik-e forinterősödés vagy forintgyengülés esetén. Úgy véljük, hogy a változékonyság forintgyengülés esetén megfigyelt növekedése erőteljesen

gyobb kamatkülönbözet vonzó az alapkamat-különbségekre építő rövid távú pénzügyi befektetők számára, akik tevékenységük spekulatív természetéből adódóan hozzájárulhatnak a volatilitás növekedéséhez. Egyirányú okozati láncolat helyett inkább együttes mozgások figyelhetők meg a kamatkülönbözet, a spekulatív tőkemozgások és az árfolyam változékonysága között.

A határidős árfolyam és a fedezett kamatkülönbözet

Ebben a részben a fedezett kamatparitás hagyományos tankönyvi vázát és kategóriáit tekintjük át,⁵ és megvizsgáljuk e változók empirikus jellemzőit a magyar adatok alapján. A hagyományos szóhasználat a forintkamat és az eurókamat eltérésére a kamatkülönbözet kifejezést alkalmazza. A kamatparitás az árfolyam és a kamatkülönbözet közötti összefüggést jelöli, amit a következőkben tárgyalunk.⁶

Induljunk ki abból a ma jellemző helyzetből, hogy a forintkamat (r) meghaladja az eurókamatot (r^*): $r_t > r_t^*$. Ez az eltérés spekulációs lehetőséget kínál. Ilyen lehetőség például az, hogy hitelt veszünk fel az alacsonyabb kamatú valutában, amit azután a magasabb kamatú valutában fektetünk be, vagy hitelnyújtásra használunk. Egységnyi euróhitel-felvételünkkel z_t forinthoz jutunk (az euró forintban kifejezett árfolyama z_t), ez az összeg, ha forintban befektetjük, akkor egy időszakkal később a hazai kamatnak megfelelően $(1 + r_t)z_t$ -re nő.⁷ Ebből azután visszafizethetjük a tartozásunkat, ami akkor $(1 + r_t^*)z_{t+1}$ forintösszeget jelent, feltéve, hogy képesek vagyunk rá, azaz ha $(1 + r_t)z_t > (1 + r_t^*)z_{t+1}$. Az egész akció nyeresége azon áll vagy bukik, hogy a forint/euró árfolyam időközben hogyan változik meg. Ez önmagában eléggé kockázatos, de szerencsére van, aki fordított irányban vásárol, és amikor eurót veszünk, ő éppen eurót adna el, ezért meg tudunk állapodni előre, hogy a $(t + 1)$ -edik időszakban megvesszük tőle az eurót, méghozzá egy előre kialakított árfolyamon, a h_t határidős árfolyamon. A határidős tranzakció segítségével előre rögzíthetjük, hogy az adósságunk visszafizetése $(1 + r_t^*)h_t$ forintomba kerül. Mindaddig, amíg az euró hitelből történő befektetésének a hozama nagyobb, mint a hitel visszafizetésének költsége, $(1 + r_t)z_t > (1 + r_t^*)h_t$, ez az arbitrázslehetőség sokakat vonz, ami idővel felhajtja a h_t határidős árfolyamot, így a piacon kialakul az (1) egyensúlyi állapot:

$$1 + r_t = \frac{1 + r_t^*}{z_t} h_t. \quad (1)$$

Az (1) összefüggés a *fedezett kamatparitás*, amely azt írja le, hogy ha két eszköz, amely minden szempontból összehasonlítható, és pusztán abban különböznek, hogy az egyik forintban, a másik meg euróban van denominálva, akkor a határidős árfolyamügylettel kiküszöbölve az árfolyamkockázatot, e két eszköz hozama azonossá válik. Ha nem ez történne, akkor mindaddig végrehajthatók olyan arbitrázsügyletek, amelyek nyereségesek, amíg a hozam ki nem egyenlítődik. Az (1) összefüggés tehát azt írja le, hogy hatékony piacon teljesülnie kell ennek az összefüggésnek. Ennek jobb belátására tegyünk egy kitérőt!

Mit fejez ki a határidős árfolyam, amely az (1) összefüggés egyik kulcseleme? E kérdés megválaszolásához átrendezzük az összefüggést:

ronthatja a stabilitást. Ebben az írásban a változékonyságnak a forint erősödését kísérő változásait nem elemizzük. A kétféle árfolyamváltozás mellett a változékonyság változása eltérő jellegű lehet. Erre az aszimmetriára lektorunk hívta fel a figyelmet, javasolva, hogy a későbbiekben az árfolyameloszlás magasabb momentumait is érdemes lenne elemezni.

⁵ Ez az áttekintés persze megtakarítható lenne egyetlen hivatkozással *Barabás* [1996]-ra vagy a szakértő olvasó ismereteire, mégis fontosnak tartjuk, mert hozzásegít a változók tartalmának és összefüggéseinek bemutatásához.

⁶ A fedezett/fedezetlen *kamatkülönbözet* kifejezés azonban már önmagában is az árfolyam-összefüggéssel kapcsolatos, így azonos tartalmú a fedezett/fedezetlen *kamatparitás* gyakran használatos kifejezésével.

⁷ Az egyszerűség kedvéért a formulákban egységnyi időszakváltozással dolgozunk, így a kamattényezőt egy évre írjuk fel.

$$h_t = \frac{(1 + r_t)z_t}{1 + r_t^*}. \quad (2)$$

Az árfolyam jelenlegi értéke és a jelenlegi kamatok a (2) szerint határozzák meg a határidős árfolyam értékét. Tegyük fel, hogy a piacon olyannyira meg szeretnének szabadulni az egy időszak múlva kezükbe kerülő eurótól, hogy a (2) összefüggés szerint adódó h_t értéknél olcsóbban, H áron ($H < h_t$) is eladnák azt. Ez azonban olyan arbitrázslehetőséget teremtene, ami felhajtaná az árat. A vevőnek ekkor érdemes lenne euróhitelt felvennie, és ugyanakkor a $H < h_t$ alacsony áron megvenni határidőre az eurót, mégpedig annyit, amennyit csak tud ezen az áron, bekalkulálva azt az összeget is, amit kamatként kell majd euróban visszafizetnie. A hitelbe kapott eurót a z_t ismert árfolyamon forintra váltva, és r_t kamattal befektetve, az időszak végén nyeresége lesz, mert a költsége kisebb, mint a bevétele, minden euró után a költsége $(1 + r_t^*)H$, a bevétele pedig $(1 + r_t)z_t$, márpedig (2) összefüggés miatt $(1 + r_t^*)H < (1 + r_t^*)h_t = (1 + r_t)z_t$. Ez az arbitrázslehetőség fel fogja hajtani a határidős euró keresletét, és annak árát is, mindaddig, míg a $H = h_t$ teljesül, vagyis ezzel az (1) és a (2) összefüggés teljesül. Ha pedig az ellentétes feltételezésből indulunk ki, vagyis hogy a határidős árfolyam túl magas, akkor az eladói oldalon jelentkező arbitrázslehetőség fogja megnövelni a kínálatot, és lenyomni az árfolyamot. Ezt takarja tehát az állítás, hogy fedezett kamatparitás összefüggés teljesülése a piac hatékonyságának jelzője.

A statisztikai vizsgálatokban (1) nemlineáris egyenletnek a logaritmikus alakját használják, ami a változók logaritmusai közötti lineáris összefüggésre vezet:

$$\ln(1 + r_t) = \ln(1 + r_t^*) - \ln(z_t) + \ln(h_t). \quad (3)$$

E változókra új jelölést bevezetve, adódik:

$$i_t = i_t^* - x_t + f_t. \quad (4)$$

A kamatparitás empirikus vizsgálatáról

Az (1)–(4) képletben leírt összefüggés a gyakorlatban közel azonosságot jelent, hiszen a határidős árfolyamok árazásánál általában a kamatkülönbséget veszik alapul. *Dooly–Isard* [1980] bemutatja, hogy adminisztratív korlátozások, piaci tökéletlenségek és hasonló zavaró körülmények – amelyek megnehezítik a tranzakciót, vagy nagyon költségessé teszik azt – okozhatják a kamatparitástól való szisztematikus eltérést.

Taylor [1989] kiterjedt elemzése szerint a viszonylag nyugalmas időszakokban a fedezett kamatparitástól való eltérés nem jellemző, vagyis kihasználatlanul maradó nyereséges arbitrázslehetőségnek nem volt jele a londoni pénz- és devizapiacokon a vizsgált időszakban. Piaci turbulencia időszakában átmenetileg érzékelhetőek voltak eltérések, de ha a kutató ilyen eltérést tapasztal, az inkább adathiba, mintsem a piaci viselkedés jellemzője.⁸

A határidős felár

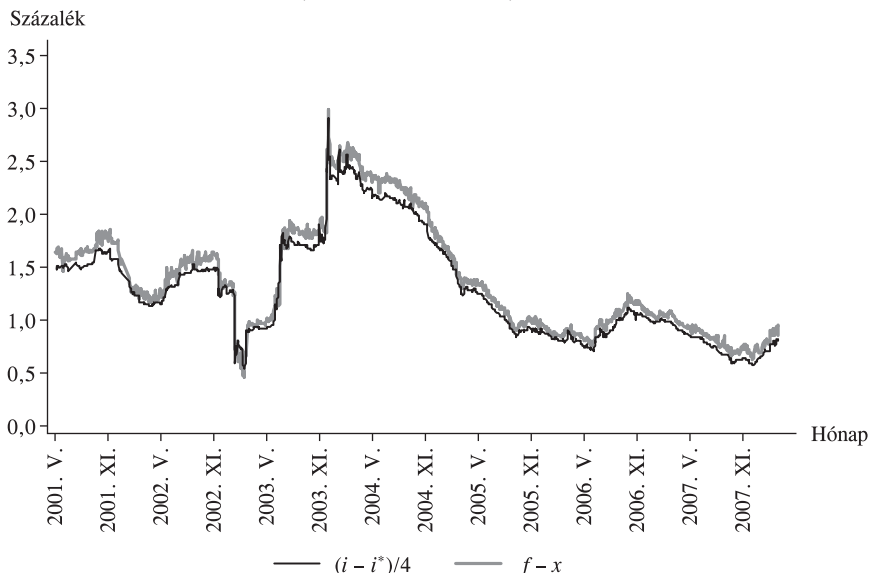
Ha az euró forintban kifejezett határidős (*forward*) ára magasabb, mint az azonnali árfolyam ($h_t > z_t$), az eurónak határidős felára (*forward premium*) van. Ennek mértéke az (4) képletben használt (logaritmikus) jelölést használva:

$$f_t - x_t = i_t - i_t^*. \quad (5)$$

⁸ Jó áttekintést ad a devizapiaci hatékonyság empirikus tesztjeiről és irodalmáról *Taylor* [1995].

1. ábra

A három hónapos határidős felár ($f - x$) és a három hónapos kamatkülönbözet ($i - i^*$) (adathibákat kiszűrve)



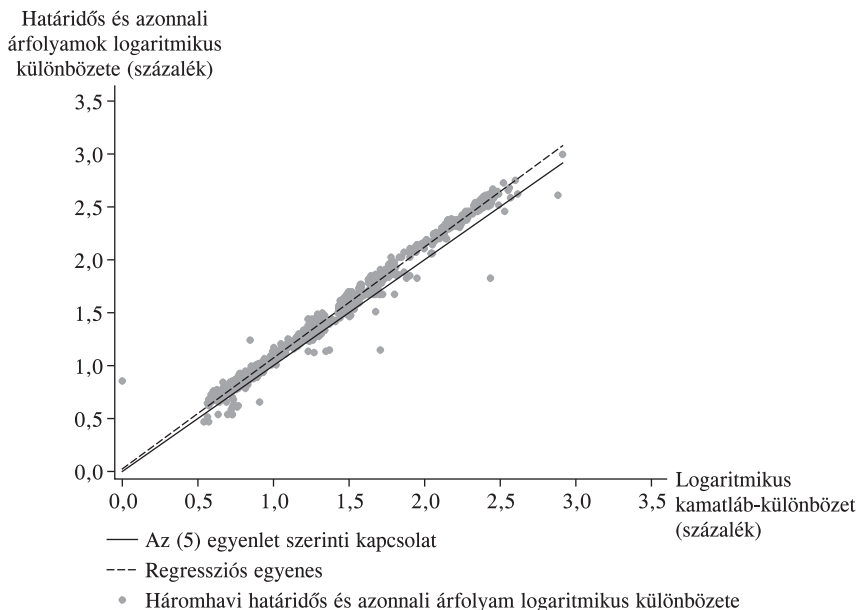
Forrás: Bloomberg-adatok alapján a szerzők számítása. Az adatokból elhagytuk (adathibásnak tekintettük) azokat a megfigyeléseket, amelyeknél szokatlanul nagy eltérést tapasztaltunk a határidős felár és a kamatkülönbözet között. Szokatlanul nagyoknak tekintettük a függőleges tengelyen mért 0,2 százalékpontot meghaladó eltérést.

Az 1. ábrán külön görbe ábrázolja az (5) egyenlet bal és jobb oldalát. Az ábrán kamatláb-különbözetként a három hónapos Bubor és a három hónapos Euribor különbségét ábrázoljuk, vagyis a három hónapos bankközi kamatok eltérését ábrázoltuk napi gyakoriságú megfigyelések alapján. A három hónapos bankközi kamat alakulása a monetáris transzmisszió egyik kulcseleme (lásd Vonnák [2006] meggyőző elemzését).

Az ábrán látható együttmozgás talán könnyebben értékelhető vizuálisan, ha az adatokat egymás függvényeként ábrázoljuk. A 2. ábra függőleges tengelyére vettük a (5) egyenlet bal oldalát (határidős felár), a vízszintesre pedig a jobb oldalt (kamatkülönbözet). Ekkor a (5) egyenletben leírt egyenlőség érvényesülése azt jelentené, hogy az adatok a két tengely közötti 45 fokos félegyenesen helyezkednek el. Ez azonban egy elméleti végeredmény, ami az előzőkben leírt spekulációs erők mozgásának végeredményeként jönne létre minden más tényező hatásától eltekintve. A valóságos állapot – már csak a határidős és azonnali árak rögzítésének esetlegesen eltérő időpontjai miatt is – különbözik e tökéletes (elméleti) állapottól, de azt a piaci erőknek a 45 fokos félegyenes felé kell terelniük, ha tartósan nem hat torzító tényező. A 2. ábrán berajzoltuk ezt az elméleti kapcsolatot, valamint a három hónapos átfedő lépésközönként adódó regressziós kapcsolatot. Mivel átfedő adatokat elemeztünk, az ebből adódó torzítás korrigálására a standard hibákat Newey–West-féle korrekcióval számoltuk. A regressziós egyenesre a következő becslést kapjuk:

2. ábra

Háromhavi határidős felár ($f - x$) és kamatláb-különbözet ($i - i^*$) kapcsolata



Forrás: Bloomberg-adatok alapján a szerzők számítása.

$$f - x = \beta_0 + \beta_1 \times 0,25(i - i^*) + \varepsilon_t$$

$\beta_0 = 0,000288$, Newey–West-próba: 3,143

$\beta_1 = 1,047086$, Newey–West-próba: 148,58

$R^2 = 0,9875$; $F = 130282$; a megfigyelések száma: 1643; a korrigált statisztikák becslült értékei alapján az eredmény robusztus, a becslült paraméterek szignifikánsak.

A kamatkülönbözet és az árfolyam kapcsolatáról itt azt mondhatjuk, hogy a forintpiacon a fedezett kamatparitás lényegében érvényesül. Az elméleti és az empirikus kapcsolat érdekes szögeltérése arra utal, hogy az (5) egyenlet bal oldala és jobb oldala között egy egytől valamelyest eltérő konstans eltérítő szorzó érvényesül. Ehhez hasonló konstans eltérítő tényező hatást okozhatnak/magyarázhatnak olyan tényezők, mint például az országonként eltérő *adókulcsok*. Mint azt *Levi* [1977] bemutatja, az adózás (kamatadó a kamattjévedelmen, árfolyamnyereség-adó a befektetésen) eltérései a forint- és az eurórégióban nyilvánvalóan befolyásolják a spekuláció által életre hívott piaci erőket.⁹ A kamat és a tőkenyereség adóztatásában gyakori lineáris kulcsokat feltételezve, ezek eltérése is lineáris, s ez az (5) képletben skaláris szorzótényezőbe sűrítendő eltérésként írható le, vagyis éppen olyan eltérítést okoz a piacon, hogy a 45 fokostól eltérő szögű félegyenes lesz a piaci erők által vonzasként érvényesített alakzat a 2. ábrán. Ennek részleteire azonban itt nem térünk ki, sőt még csak azt sem kívánjuk sugallni, hogy az adózás lenne a legfontosabb eltérítő tényező, bár ez kétségtelenül önmagában is képes

⁹ Jó áttekintést ad erről és a kapcsolódó kérdésekről *Moosa–Bhatti* [1997].

lehet a 2. ábrán tapasztalt szögeltérítést létrehozni. Lényegében bármilyen okra visszavezethető lineáris költségtenyező ugyanilyen eltéréshez vezethet, így például a kockázati prémium figyelembevétele is hasonló hatású lenne.

A határidős felár anomáliája

A határidős árfolyamfelár és a kamatkülönbözet közötti szoros kapcsolat alapján felvetődik a kérdés, hogy a kamatkülönbözet időbeli alakulása (változása) és az árfolyam-alakulás között van-e statisztikailag szignifikáns összefüggés. Erre a kérdésre Sarno [2005] elvileg pozitív választ ad, mondván, hogy az (5) összefüggés a hozamgörbe bármely szegmensére fennáll, így bármely időpontban vett árfolyamra is felírható. Így a hozamgörbe a jövőbeli árfolyam-alakulásra vonatkozóan is hordozhat információt (Sarno [2005] 700. o.).¹⁰

Az (5) összefüggés szerint az eurónál magasabb forintkamat ezzel megegyező határidős felárakhoz vezet, vagyis ennek alapján a forint határidős árfolyama leértékelődik. Amennyiben az (5) összefüggésben szereplő *határidős* árfolyamot a *várható* árfolyammal helyettesítjük, vagyis a fedezett helyett a fedezetlen kamatparitásból indulunk ki,¹¹ e képlet szerint a forint *várható* árfolyama szerint is leértékelődésre számíthatunk pozitív kamatkülönbözet mellett. Az (5) képletet ebben a fedezetlen kamatparitás szerinti értelmezésben a következő alakra kell átírnunk:

$$E_t(x_{t+1}) - x_t = i - i^*.$$

Gyakori, hogy az empirikus vizsgálatokban a nehezen megragadható *várható* árfolyam helyett a *realizált* árfolyamváltozást veszik. Ekkor az azonnali árfolyam viselkedésének és a kamatkülönbözetnek a kapcsolatát írja le a (6) képlet:

$$x_{t+1} - x_t = i - i^*. \quad (6)$$

A (6) formula által leírt összefüggést és ennek empirikus jellemzőit veti össze a 3. ábra. A meglehetősen nagy szórással érvényesülő tendencia a valóságban nem igazolja az elméleti feltételezést, azzal inkább ellentétes. Ez összhangban van azzal a megfigyeléssel, hogy a forint tendenciájában nemhogy gyengült volna, hanem inkább erősödött azokban az időszakokban, amikor a forint–euró kamatkülönbözete magasabb volt.

A realizált árfolyamváltozás és a kamatkülönbözet kapcsolatának vizsgálatára regressziót becsültünk. Mivel átfedő adatokat elemeztünk, a standard hibákat Newey–West-féle korrekcióval számoltuk:

$$x_{t+3 \text{ hónap}} - x_t = \beta_0 + \beta_1(i - i^*) + \varepsilon_t. \quad (7)$$

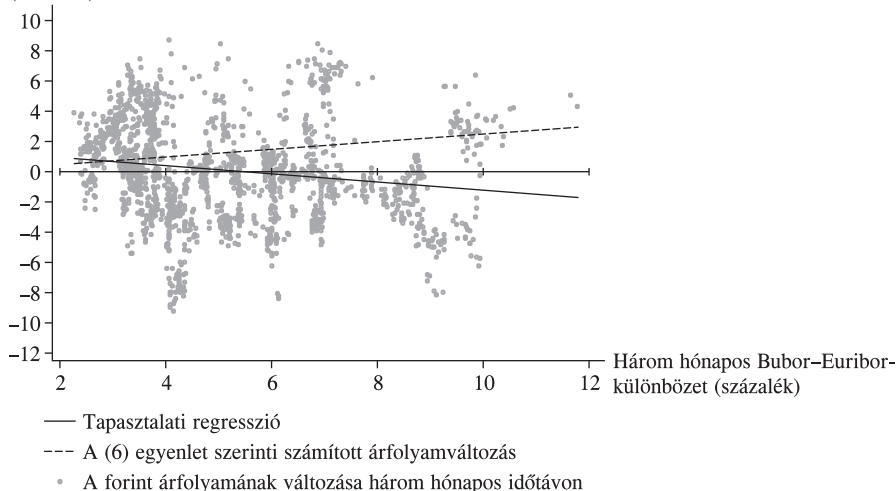
¹⁰ Erre a gondolatra épül Darvas–Schep [2007b] előrejelzési kísérlete. Hosszabb távon a határidős felár anomáliából adódó bizonytalanság eltűnik, mivel az anomália nem jelentkezik, így a határidős árfolyam és a várható árfolyam nem ellentétesen mozog, ami az árfolyam előrejelzésénél jó hír. Schep [2003] figyelemre méltó eredményre jut a hosszabb távú befektetői megfontolások újszerű modellbe építésével. Bemutatja, hogy a határidős felár anomália megmagyarázható a hosszú kamatok nem várt módosulásával. Mint említ, például a hosszú távú inflációs várakozások erősödése vagy a költségvetési hitelkereslet várható növekedése (esetleg a kormány deficitcsökkentési programjába vetett bizalom megrendülése miatt) a hosszú lejáratú állampapírok piacán olyan tovagyrúzó hatásokat válthat ki, ami az azonnali árfolyamnak a fedezetlen paritással ellentétes változását indokolja (Schep [2003] 951. o.). Mindez nagyon fontos adalék a határidős felár anomália létrejöttéhez és magyarázatához. Írásunk azonban nem az árfolyam-előrejelzéssel vagy az anomália magyarázatával foglalkozik, hanem e jelenség létre tászkodva vizsgálja a spekulatív tőke mozgások lehetséges hatásait.

¹¹ A kamatparitás mindkét formában elméleti konstrukció, teljesülése a környezet súrlódásmentességét feltételezi, vagyis korlátok nélküli tőkeáramlást, kockázatközömbös befektetőket, akik konzisztens várakozások alapján döntenek.

3. ábra

A három hónapos kamatkülönbözet és realizált árfolyamváltozás (2001. május–2008. március)

Az euró forintban kifejezett
árfolyamának változása
három hónapos időtávon
(százalék)



Megjegyzés: a fedezetlen kamatparitás alapján feltételezett árfolyamváltozást a (6) összefüggés szerint számítottuk.

Forrás: Bloomberg-adatok alapján a szerzők számítása.

A becslés eredménye:

$\beta_0 = 0,014915$, Newey–West-próba: 2,62469, $p = 0,88$ százalék

$\beta_1 = -0,270939$, Newey–West-próba: -2,561301, $p = 1,05$ százalék

$R^2 = 0,28$; $F = 49,82$, $p = 0,0$ százalék; a megfigyelések száma: 1643; a korrigált statisztikák becslési értékei alapján az eredmény robusztus, a becslési paraméterek szignifikánsak.

A (7) egyenlet becslési eredménye alapján következtetni lehet arra, hogy a (6) összefüggés a valóságban teljesül-e, ugyanis ha a $\beta_0 = 0$ és $\beta_1 = 1$ feltételezést a becslés alapján nem lehet elvetni, akkor ez a (6) teljesülését nem zárja ki. Esetünkben azonban nem ez a helyzet, a becslési eredmény magas szignifikanciaszinten ellentmond a (6) teljesülésének.

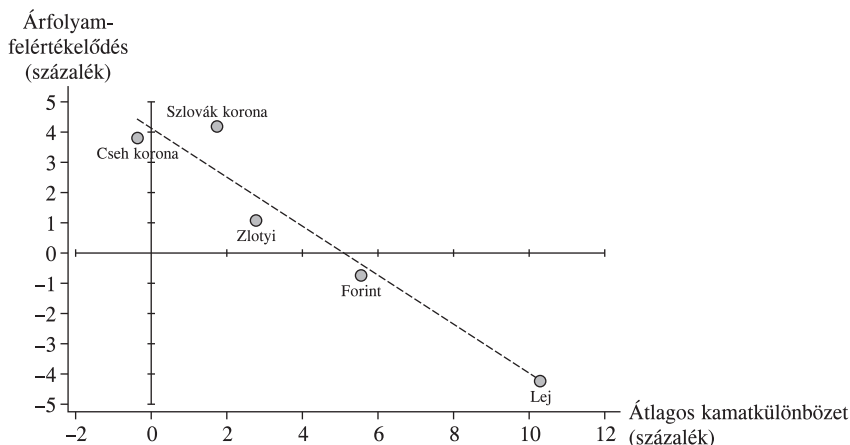
A fedezetlen kamatparitás árfolyam-előrejelzési jellemzői kapcsán hasonló összefüggést vizsgált Fama [1984], és úgy találta, hogy a valóságban inkább felértékelődés, semmint leértékelődés társítható a pozitív kamatkülönbözethez. Ezt a jelenséget nevezte háttáridőfelár-anomáliának (*forward premium anomaly*).

A Fama-regresszió anomáliára utaló eredménye nagy érdeklődést váltott ki. Az empirikus elemzéseket 1990-ben áttekintő Froot–Thaler [1990] 75 publikált becslési eredmény¹² között csak néhány olyant említ, amely nem jelzi ezt az anomáliát (ami annak felelne meg, hogy $\beta_1 > 0$), de egyetlen egyet sem, amelyben β_1 -re egyhez közeli érték adódott volna. Mindez arra utal, hogy nem elszigetelt jelenséggel állunk szemben.

¹² Ezekről az empirikus megközelítésekről részletesebb képet adnak Hodrick [1987], Lewis [1995] és Engel [1996] áttekintései.

4. ábra

A forint, a cseh és a szlovák korona, a zloty és a lej euróárfolyamának átlagos felértékelődése és az átlagos kamatkülönbözet, havi adatokból számolva (2002. március–2008. március)



Forrás: Bloomberg-adatok alapján a szerzők számítása.

Hosszabb időszakot tekintve, regionális összehasonlításban viszont azt tapasztaljuk, hogy az átlagosan magasabb kamatkülönbözetet mutató devizák kevésbé értékelték fel (vagy inkább leértékelték) az euróval szemben. Ebben a hosszabb távú összevetésben, legalábbis e szűk minta alapján, a kamatkülönbözet és a devizafelértékelődés közötti kapcsolat iránya már közelebb áll a kamatparitás elvéhez.

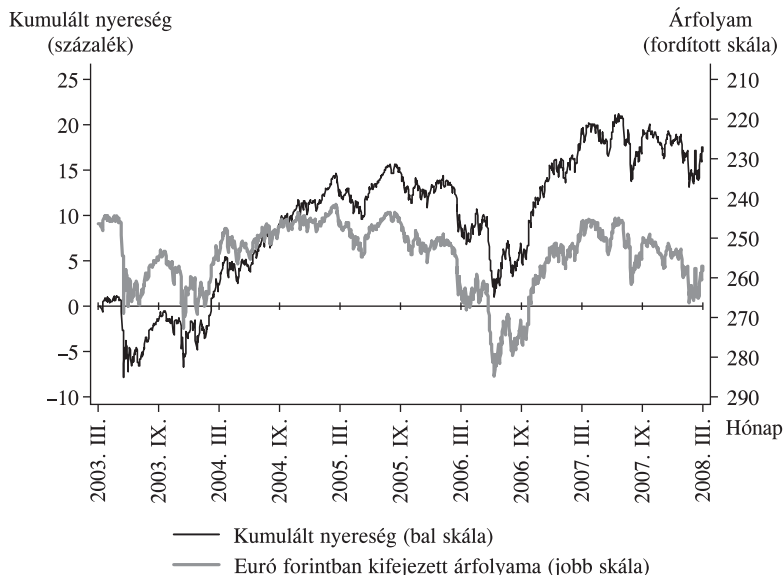
Kamatkülönbségekre épülő spekulációs stratégiák

A határidős felár anomáliája rövid távon a forint esetében is megfigyelhető, és szilárd talajnak tűnhet árfolyamnyereségre spekuláló ügyletekhez. Az anomália azt jelenti, hogy a magasabb kamatú valuta (forint) várhatóan felértékelődik az alacsonyabb kamatúval szemben (euró) – azaz az *euró várható jövőbeli árfolyama az azonnali árfolyamnál alacsonyabb* –, vagyis a fundamentumok, azaz a kamatparitás szerint várható és a tényleges jövőbeli árfolyammozgás közötti korreláció negatív. Így lehet az alacsonyabb kamatú valutában eladósodni, amit aztán a magasabb kamatú valutában hitelnyújtásra vagy befektetésre használhatunk.) Ezt a stratégiát nevezik *hozamkereskedésnek* (*carry trade*).¹³ A határidős felár anomáliájának köszönhetően nemcsak a kamatkülönbözet, hanem az idővel elért árfolyamnyereség is növeli bevételeinket. Lényegében ezt az anomáliát aknázzák ki, így akkor lesz baj, ha az árfolyam-alakulás eltér a leírt jellegzetes tendenciától.

¹³ *Brunside és szerzőtársai* [2007] a határidős felár-anomália (vagy ami ugyanaz: a *fedezetlen* kamatparitástól való eltérés) kiaknázására alkalmas többféle spekulációs stratégiát vázol. A devizahittel való finanszírozás kockázatának értékelése is az adós egyfajta spekulációs stratégiájának keretében történhet. Erre a magyar lakossági és a vállalati devizahitelezést elemezve *Schep* [2008] írása jó iránymutatót ad.

5. ábra

A forint árfolyama és a spekulációs profit (kumulált, számított)



Forrás: szerzők számítása a Bloomberg-adatok alapján; az egy napi (*overnight*) spekulatív befektetés hipotetikus kumulált nyeresége a szerzők számítása.

Árfolyam-ingadozás és spekulációs profit

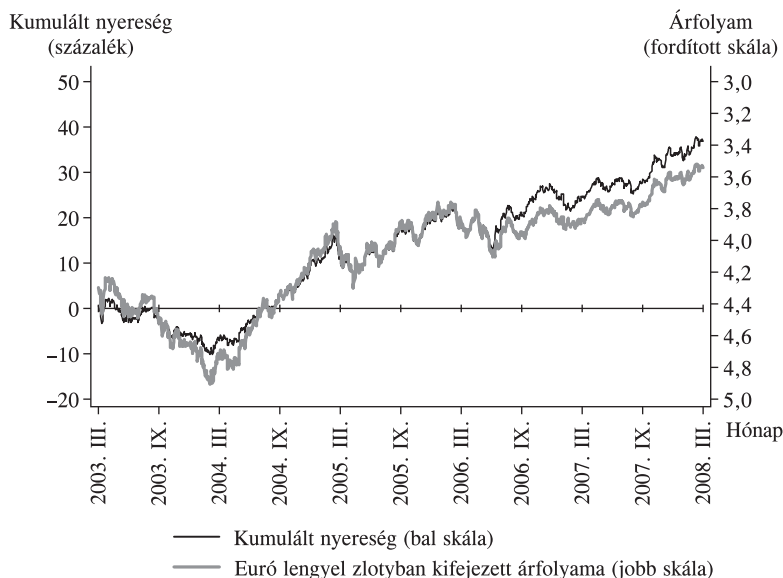
Egy hipotetikus spekulációs nyereséget számítottunk napi (*overnight*) kamatok alapján. Ez a számítási eljárás azt szimulálja, hogy miként alakul egy befektető kumulált profitja, ha napról napra az alacsonyabb kamatszintű devizában felvett hitellel finanszírozza a magasabb kamatszintű devizában kihelyezett betétjét.¹⁴ A forint–euró-kereskedésben ez azt jelenti, hogy a befektető naponta euróhitelt vesz fel egy napi lejáratra, a kölcsönvett euróját forintra váltja, és forintban egy napos betétet helyez el. Másnap, a pénzügyi műveletek lejáratakor, visszaváltja forintját euróra, és reményei szerint az euróban felvett hitel visszafizetése után még marad nyeresége. Ha a másnapi árfolyam azonos lenne az előző napi határidős árfolyammal, akkor lenne a profitja éppen nulla, de ha a forint kevésbé gyengül, mint ami a paritásból adódna, sőt esetleg még erősödik is, akkor a kereskedés eredménye pozitív profit. Az ügylet fő kockázata nyilvánvalóan a forint gyengülésében rejlik.

Az 5. ábrán ezt a hipotetikus, napról napra halmozott spekulációs profitot vetjük össze az árfolyam-alakulással. Az 5. ábrán a szemléltetés kedvéért az euró forintárfolyamát fordított skálán ábrázoljuk. Az ábrán adódó együttmozgás így valójában a két változó

¹⁴ A tényleges spekulációs nyereséget természetesen a kamatkülönbözeten túl számos más tényező befolyásolja, így például a tranzakciós költségek és a devizakockázati prémium. Precízebb kalkulációt mutat be Darvas [2008] írása. Itt azonban a tendenciák szemléltetése céljára megmaradhatunk hipotetikus számpéldánknál, amely mindezen komplikációkat figyelmen kívül hagyja.

6. ábra

A zloty árfolyama és a spekulációs profit (kumulált, számított)



Forrás: szerzők számítása a Bloomberg-adatok alapján; az egy napi (*overnight*) spekulatív befektetés hipotetikus kumulált nyeresége a szerzők számítása.

ellentétes mozgását jelzi. A forint erősödése a várakozásnak megfelelően a halmozott spekulációs profitot növeli, gyengülése pedig csökkenti azt.

Felmerül a kérdés, hogy az árfolyam-ingadozás okozza a spekuláns veszttét, vagy a spekuláns okolható az árfolyam ingadozásáért. Sőt az sem zárható ki, hogy egyszerre mindkét kérdésre igen a válasz. A statisztikai próbák sora vethető be e kérdések empirikus elemzésére. A *Függelékben* található ez irányú kísérleteink értékelésére még később részletesen kitérünk. Napi és heti lépésközönként vizsgálva az adatokat, azt találtuk, hogy inkább az árfolyamváltozás Granger-oka a volatilitás változásának, mintsem a fordított irányú érvelés lenne statisztikailag alátámasztható. Az árfolyam és a kamatkülönbözet változása között azonban mindkét irányú összefüggés szignifikáns a napi adatok szintjén, de ez sem a heti, sem a havi megfigyelésekkel már nem támasztható alá. Heti, illetve havi lépésközűvé ritkítva a vizsgálatot, a szignifikáns kapcsolatok száma is csökken a megfigyelések számának csökkenésével és a késleltetés növekedésével. A statisztikai próbák ilyen zavarba ejtő eredménye hasonló ahhoz, mint amiről *Rezessy* [2005] a monetáris politikai sokkok árfolyamra gyakorolt hatásaira vonatkozóan beszámolt.

Az 5. ábrán szemléltetett változókat ábrázolja a zloty esetében a 6. ábra. Emlékeztetőül, itt nem valóságos spekulációs tranzakciók eredményét, hanem egy lehetséges pénzügyi művelet számított és kumulált (hipotetikus: tranzakciós és más költségtényezőktől eltekintő) eredményét ábrázoljuk.

A lengyel eset hasonlít a magyarhoz. Érdeemes itt két megjegyzést tenni. Egyrészt felvetődik az a gyakori elgondolás, hogy a pozitív kamatkülönbözet a forint felértékelődésére is hat. Ez rövid távon teljesülni látszik, de ezzel kapcsolatban, különösen hosszabb

időtávot tekintve, kételyeink vannak. A forint felértékelődési tendenciájáról beszélni önmagában is nézőpont kérdése, időszakfüggő, és kérdéses, hogy a kamatkülönbözet következménye lenne ez a tendencia. Erre később még visszatérünk, bemutatva, hogy hosszabb időtávot vizsgálva a forint felértékelődése és a kamatkülönbözet között ha van korreláció, az nemzetközi összehasonlításban és többéves időtávon inkább negatív.¹⁵

Devizaopciókból visszaszámított változékonyság

A változékonyság (*volatility*) ebben az írásban az árfolyam százalékosan kifejezett (relatív) változásának [dP/P , vagy $d\ln(P)$] egy évre vonatkozó szórása. Azaz 10 százalékos volatilitás a forint esetében azt jelenti, hogy a forintban kifejezett euróárfolyam (euró/forint) változása egyéves időtávon 10 százalékos szórást mutat. Mi itt kétféle változékonyságot használunk. Az egyik a tényadatok volatilitása: a megfigyelés gyakoriságához igazodva vett forint/euró záró árfolyamok változásából számolt szórás (realizált volatilitás). A másik típusú árfolyam-változékonyság az opciós piac információit felhasználó, előretekintő volatilitás, vagyis az a változékonyság, amivel a piaci szereplők egy adott időtávon (ábráinkon a három hónapos időtávon) az árfolyam-opciók árazásánál kalkulálnak (várnak). Az összehasonlíthatóság érdekében az utóbbi volatilitást is egy évre számítottuk.¹⁶

Az árfolyam-ingadozás a spekulatív befektetések kockázatát megnöveli, az ezekkel kapcsolatos tőkeáramlásokban kiszámíthatatlan ingadozást kelt. Az árfolyam ingadozásának hatása még közvetlenebbül jelenik meg a devizaopciók árazásában.

A határidős árfolyam nem jó előrejelzője a tényleges árfolyam-alakulásnak. Ez a tény határidősfelár-anomáliában tükröződik, és ez az anomália termékeny táptalaja a spekulációnak. A devizaopciók árazásánál alkalmazott Black–Scholes-képlet alapján az opció értékének egyik meghatározó paramétere az alaptermék (forint) változékonysága. Olyannyira meghatározó, hogy a devizaopciók esetében az opció árát nem pénzüsszegben, hanem változékonyságban jegyzik, azaz az opciós kereskedőnek az alaptermék pillanatnyi árfolyama szerint kell a formulába behelyettesítenie a jegyzett volatilitást ahhoz, hogy az opció fizetendő vagy kapott értékét kiszámítsa. Ennek gyakorlati előnye az, hogy nem kell minden pillanatban új opciós árat jegyezni az alaptermék árfolyamának pillanatnyi megváltozása miatt.

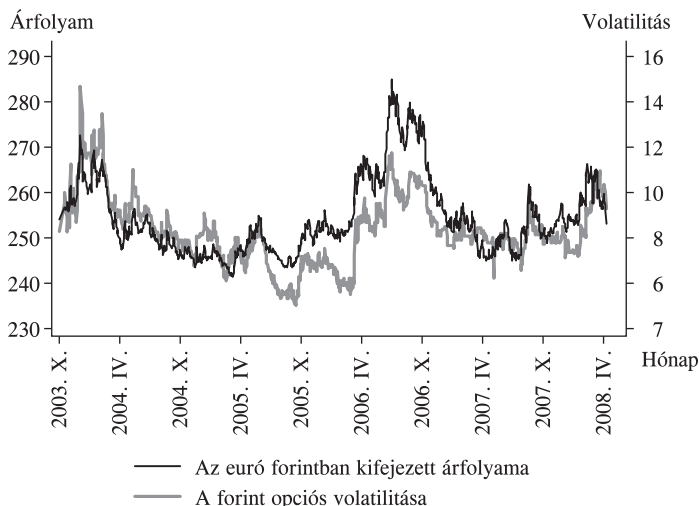
Az opcióárazáshoz felhasznált volatilitás „előretekinő” volatilitás, azaz tükrözi a piaci szereplők várakozását az alaptermék opció lejáratáig várt változékonyságát illetően. Abban az esetben, ha az opciós díjat pénzüsszegben jegyzik, a visszaszámított (*implied*) volatilitást a következőképpen határozzuk meg: a vételi és eladási opciós díjak különböző kötési árfolyamának ismeretében numerikus úton meg tudjuk határozni annak a σ paraméternek az értékét, amelyet a Black–Scholes-formulába helyettesítve, a képlet a piaci opciós árral egyenlő értéket ad. Ez a számított érték a visszaszámolt – vagy az opció piaci árban benne rejlő (*implied*) – változékonyság (volatilitás).

Bár ez a visszaszámított változékonyság „előretekinő” változékonyság, ennek alakulása nagymértékben tükrözi a pillanatnyi piaci hangulatot. Jellemző, hogy turbulens idő-

¹⁵ Közbevetjük, hogy ez a tény azzal a felfogással lenne összhangban, hogy a kamatkülönbözet az árfolyam várható leértékelődését ellensúlyozza. Más szóval hosszabb távon a fedezetlen kamatparitás tendenciájától való eltérés csökken.

¹⁶ Azaz az időbeli skálázás standard eljárását követve, a három hónapos opció (implikált) szórását szoroztuk $\sqrt{12/3}$ -mal.

7. ábra

A forint visszszámított (*implied*) változékonysága és az árfolyam

Forrás: Bloomberg-adatok alapján a szerzők számítása.

szakban a kockázati felárakkal és a realizált változékonyságokkal együtt a visszszámított változékonyság is megugrik. Ezt jól szemlélteti a 7. ábra.

Az árfolyam-ingadozás és a visszszámított változékonyság tehát – a forint esetében különösen – közeli rokonok. Sőt ennél többről is szó lehet. Gereben Áron és Pintér Klára a devizapiacra vonatkozó igényes irodalomáttekintése szerint a visszszámított változékonyság jó előrejelzője a jövőbelinek. Ehhez a megállapításukhoz azonban hozzáfűzik, hogy „a jövőbeli volatilitás ugyanakkor az alkalmazások szempontjából gyakran nem a legfontosabb kérdés. A kockázatkezelés vagy akár a jegybanki politikai döntéshozatal során a jövőbeli volatilitás kisebb, a normális piaci működés részét képező változásainak előrejelzése gyakran kevésbé fontos; az igazi kérdés az, hogy előre tudjuk-e jelezni a piaci árakat érő drasztikus, nagymértékű sokkokat.” (Gereben–Pintér [2005] 26. o.).¹⁷

Empirikus eredmények

Idősoros elemzés

A forintpiac eddigiekben tárgyalt főbb változóinak idősorait elemeztük Granger-oksági próbával, illetve 1 hosszúságú autoregresszív – VAR(1) – becsléssel napi, heti és havi lépésközönként a 2003. október 1. és 2008. április 23. közötti időszakban. A vizsgált változók a következők voltak:

- három hónapos forint–euró kamatkülönbözet (három hónapos Bubor- és Euribor-kamatok) differenciája (DINTDIFF);

¹⁷ A forintra vonatkozó számításait 2 perces, 30 és 60 perces gyakoriságú napon belüli megfigyelésekre alapozták. Azt tapasztalják, hogy a realizált volatilitás idősora túlságosan volatilisnek bizonyult.

– a forint euróval szembeni értékének logaritmikus megváltozása (DHUF). A következő táblázatokban megjelenő (DHUF) változó pozitív változása a forint *erősödését*, a változó negatív irányú változása a forint *gyengülését* jelzi;

– euró–forint árfolyamra szóló, három hónapos lejáratú opciókból számított változékonyság differenciája (DVOL).

A becslési eredményeket részletesen a *Függelékben* mutatjuk be, a következőkben főként az eredmények értelmezésére szorítkozunk. Fontos megjegyeznünk, hogy az árfolyam és kamatkülönbözet reakcióit több eltérő (napi, heti, havi) időtávon vizsgáljuk, így például a forint árfolyamváltozásának a kamatkülönbözet megváltozására való reakcióját a (8) formában vizsgáljuk:

$$(x_{t+\Delta t} - x_t) = \beta_0 + \beta_1[(i - i^*)_t - (i - i^*)_{t-\Delta t}] + \varepsilon_{t+\Delta t}, \quad (8)$$

ahol Δt jelzi a kamatkülönbözet és az árfolyam megváltozásának (napi, heti, havi) időbeli lépésközét.

Ez az egyenlet eltér a (7) formulától. A fedezetlen kamatparitást leképező (7) alak az árfolyamváltozás reakcióját méri a kamatkülönbözet *szintjére* vonatkozóan, a kamatperiódussal megegyező időtávon. Ezzel szemben a (8) összefüggés a kamatkülönbözet *változására* történő árfolyam-reakciót vizsgálja, eltérő és a három hónapos kamatfutamidőtől függetlenül megválasztott napi, heti és havi időtávokon.

Páronkénti Granger-oksági próbák. Napi és heti lépésközönként vizsgálva az adatokat, statisztikai szempontból azt találtuk alátámaszthatónak, hogy inkább az árfolyamváltozás „Granger-oka” a volatilitás változásának, mintsem fordítva. Az árfolyam és a kamatkülönbözet változása között azonban mindkét irányú összefüggés szignifikáns a napi adatok szintjén, de ez sem a heti, sem a havi megfigyelésekkel már nem támasztható alá. Napi szinten páronkénti összehasonlításban a változékonyság változását mind az árfolyamváltozás, mind a kamatkülönbözet megváltozása *okozhatja*, de fordítva ez nem igaz az árfolyamváltozás esetében. Heti, illetve havi lépésközűvé ritkítva a vizsgálatot, a szignifikáns kapcsolatok száma is csökken a megfigyelések számának csökkenésével és az időbeli lépésköz növekedésével. Szembetűnő viszont, hogy heti lépésben a változékonyság „Granger-oka” lehet a kamatkülönbözet változásának.

Vektor-autoregressziós egyenletek, VAR(1). Az 1. táblázatban szereplő VAR(1) egyenleteket vizsgálva három dologra érdemes figyelni: egyrészt a szignifikáns változók listájára, másrészt azok előjelére, harmadrészt pedig ezek esetleges megváltozására az időbeli lépésközök tágulása mentén. Röviden összefoglaljuk észrevételeinket.

Napi szinten

- a forint gyengülése a kamatkülönbözet másnapi emelkedését jelzi előre,
- a forint gyengülésére a volatilitás emelkedéssel reagál,
- a kamatkülönbözet növekedésére a volatilitás emelkedéssel reagál,
- a kamatkülönbözet növekedésére a forint másnap gyengül.

Heti szinten

- a forint gyengülése a kamatkülönbözet növekedését jelzi előre,
- a forint gyengülésére a volatilitás heti szinten is emelkedéssel reagál,
- a kamatkülönbözet növekedésére a volatilitás heti szinten is emelkedéssel reagál,

Havi lépésekben

- a volatilitás emelkedésére a kamatkülönbözet is növekszik a következő hónapban.

Megjegyezzük, hogy nagyon korlátozott elemzési rendszernek tekintjük a VAR(1) rendszert, hiszen a becslt eredmények időszakonként eltérhetnek, a relációk változhatnak aszerint, hogy szinteket vagy – mint jelen esetben – differenciákat vizsgálunk-e, és az egymásra

1. táblázat
A VAR(1) eredmények

	DINTDIFF	DHUF	DVOL
Napi lépésköz			
DINTDIFF(-1)	0,085655	-0,299229	0,397145
DHUF(-1)	-0,089550	0,012396	-0,210641
DVOL(-1)	-0,017847	0,108027	-0,202142
C	-2,66E-05	1,09E-05	2,51E-05
Heti lépésköz			
DINTDIFF(-1)	0,044775	-0,413582	0,698289
DHUF(-1)	-0,045670	-0,034725	-0,116717
DVOL(-1)	-0,122492	0,085800	-0,402258
C	-0,000142	2,22E-05	0,000188
Havi lépésköz			
DINTDIFF(-1)	-0,007909	0,739805	-0,065407
DHUF(-1)	0,058158	-0,257092	-0,000779
DVOL(-1)	0,156869	-0,603823	-0,111439
C	-0,001364	0,001063	-0,000184

Megjegyzés: a dőltten szedett együtthatók 95 százalékos szinten szignifikánsak.

hatás sebessége is nehezen ragadható meg ebben a keretben. Így a következtetésekkel is óvatosan kell bánnunk, hiszen attól függően, hogy éppen milyen gyakoriságú megfigyeléseket veszünk (napi, ennél is gyakoribb vagy ennél ritkább, például havi), hol az egyik, hol a másik irányú összefüggés szignifikáns. Ez nem meglepő, azt a sejtést igazolja, hogy minden egyes változó minden más változónak az oka és következménye egyben.

A leírtakból szembevetendő, hogy az árfolyammozgás és a visszaszámított (*implied*) változékonyság megváltozásában tükröződő hatások, a Granger-próbák szerint, jellemzően az árfolyam irányából indulnak. A forint gyengülése jellemzően a visszaszámított volatilitás növekedéséhez vezet, míg a fordított irányú hatás gyengébb. Heti szinten ugyanezt olvashatjuk ki a VAR(1) elemzésből is. Mindez összhangban van azzal a következtetéssel, amit abból a mechanizmusból olvashatunk ki, amit a spekulatív befektetés mozgat.

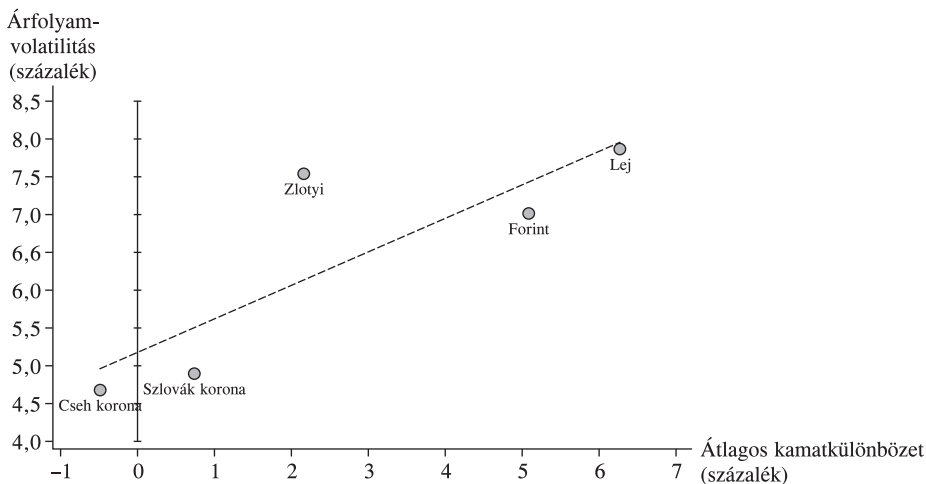
Kamatkülönbözet és árfolyam-változékonyság – nemzetközi összehasonlítás

A kamatkülönbözet és az árfolyam változékonysága között jellegzetes összefüggés van. Ezt a tendenciát a környező országok összehasonlításában a 2002-től 2008-ig terjedő időszakra számított átlagok jól szemléltetik a 8. ábrán. Az ábrán megfigyelhető a régió országaiban hosszabb időszak nagy átlagában a kamatkülönbözet és a valutavolatilitás közötti pozitív korrelációra utaló kapcsolat. Természetesen öt ország összehasonlításából meglehetősen korlátozott következtetések vonhatók le. A *Függelékben* bővebb minta alapján elvégzett összehasonlítást is bemutatunk.

Az árfolyamra természetesen sok más, esetleg külső vagy globális piaci tényező is hat. Gyakori érv, hogy az árfolyam-alakulásnak a monetáris politikával, így a kamatkülönbözettel való összekapcsolása azért értelmetlen, mert az árfolyamot mozgató külső tényezők gyakran regionális szinten érvényesülnek, és mindent felülírnak, függetlenül attól, hogy az adott ország monetáris politikája milyen kamatkülönbözethez vezet. Ebben az érvelésben sok igazság lehet, de kevés gyakorlati következtetés vonható le belőle. A fenti

8. ábra

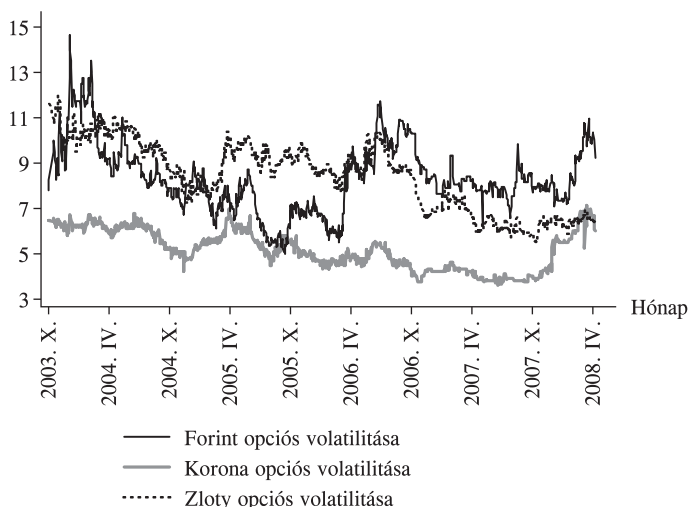
A forint, a cseh és a szlovák korona, a zloty és a lej euróárfolyamának volatilitása és az átlagos kamatkülönbözet
(havi adatokból számolva, 2002. március–2008. március)



Forrás: Bloomberg-adatok alapján a szerzők számítása.

9. ábra

A forint, a zloty és a cseh korona euróárfolyamának opciós volatilitása



Forrás: Bloomberg-adatok alapján a szerzők számítása.

érvelés jelentőségét nem emiatt vitatjuk, hanem azért, mert még ha azonos tényezők is hatnának, az e tényezők kiváltotta piaci reakciók láthatóan eltérő mozgásokat indukálnak az egyes országokban. E mozgások tükröződnek a valuta visszaszámított és/vagy opciós volatilitásában. A 9. ábra együtt ábrázolja a forint, a zloty és a cseh korona opciós volatilitását. Ránézésre bár felfedezhetők közös ugrások, nehéz lenne igazolni e változók

egyöntetűségét (a forint–zloty, forint–korona és korona–zloty árfolyam változékonysága közötti korreláció az ábrázolt időszakra rendre 0,26, 0,31 és 0,65).

A 9. ábrán látható, hogy a forinttal gyakran együtt emlegetett zloty árfolyam-változékonysága nem mindig mozog együtt, a forint esetében megfigyelt ugrások nem feltétlenül a zloty ingadozásának átterjedéséből adódnak. Ez gyöngíti a regionális együttmozgás kizárólagosságára épülő magyarázatot, és felhívja a figyelmet arra, hogy a monetáris politika országonkénti eltéréseit mélyebben kell elemezni.

*

A forint euróhoz viszonyított árfolyamának (euró/forint) ingadozása számos kockázat forrása, és végső soron jelentős növekedési veszteséget és/vagy inflációs többletet okoz a magyar gazdaságban. Az árfolyam-változékonyság végső oka nyilvánvalóan az úgynevezett makroökonómiai fundamentumokban keresendő, bármit jelöljön is ez a kifejezés. Ilyen mélyre azonban nem bátorkodtunk ebben az írásban. Itt csak az árfolyam változékonysága, a spekulációs tőkemozgások és a kamatkülönbözet hármasszoros összefüggését vizsgáltuk. E „szentháromság” olyan szoros összefüggésben van egymással, hogy bármelyik tényező megváltozása mindkét másik tényező megváltozását vonja maga után. Más szavakkal: egyik problémát sem lehet megoldani a másik kettő jelentős javítása nélkül. Mindebből számunkra az a következtetés adódik, hogy a monetáris politikának, amely alapvetően a kamatkülönbözet alakulására hat, döntéseinél számolnia kell a másik két tényezőre gyakorolt hatásokkal is. A kamatkülönbözet tágabbra nyitása a volatilitás növekedését eredményezi, ha az együtt jár a spekulációs tőkemozgások erősödésével. Ebből a szempontból nemcsak a külföldieknek a kamatkülönbözet által vonzott rövid lejáratú pénzügyi befektetéseit kell spekulációs tőkemozgást generálónak tekintenünk, hanem a belföldiek devizahitel-felvételének növekedését is. Mindez persze nem változtat azon az alapvető tényen, hogy a kamatpolitikának elsődlegesen az inflációs folyamatok várható alakulására kell összpontosítania.

Hivatkozások

- BARABÁS GYULA [1996]: Kamatparitás lebegő és csúszó leértékeléses árfolyamrendszerben. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz. 972–994. o.
- BRUNSIDE, C.–EICHENBAUM, M.–KLESCHCHLSKI, I.–REBELO, S. [2007]: The Returns to Currency Speculation. CEPR Discussion Paper, No. 6148. február.
- CHINN, M. D.–MEREDITH, G. [2004]: Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Staff Papers*, Vol. 51. No. 3. 409–430. o.
- DARVAS ZSOLT [1996]: Kamatkülönbőség és árfolyam-várakozások az előre bejelentett kúszó árfolyamrendszerben. *Közgazdasági Szemle*, 10. sz. 920–947. o.
- DARVAS ZSOLT [2008]: Leveraged carry trade portfolios. *Argenta Working Papers*, 2. sz. http://www.argenta.hu/tanulmányok/Argenta_Working_Papers_2008_2_Carry_trade_web.pdf.
- DARVAS ZSOLT–SCHEPP ZOLTÁN [2007a]: Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határ-idős árfolyamok segítségével. *Közgazdasági Szemle*, 6. sz. 501–528. o.
- DARVAS ZSOLT–SCHEPP ZOLTÁN [2007b]: Forecasting Exchange Rates of Major Currencies with Long Maturity Forward Rates. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=987797.
- DOOLY, M. P.–ISARD, P. [1980]: Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest-Rate Parity. *Journal of Political Economy*, Vol. 88. 370–384. o.
- ENGEL, C. [1996]: The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3. No. 2. 123–192. o.
- FAMA, E. [1984]: Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14. No. 3. 319–338. o.

- FROOT, A. K.–THALER, R. H. [1990]: Anomalies: Foreign Exchange. *The Journal of Economic Perspective*, Vol. 4. No. 3. 179–192. o.
- GEREBEN ÁRON–PINTÉR KLÁRA [2005]: Devizaopciókból számolt implikált volatilitás: érdemes-e vizsgálni? MNB Tanulmányok, 39. sz.
- GROSSMANN, G.–ROGOFF, K. (szerk.) [1995]: *Handbook of International Economics*, Elsevier, North-Holland, Amsterdam, New York, London.
- HODRICK, R. J. [1987]: *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Harwood Academic Publishers, Chur, Svájc.
- LEVI, M. D. [1977]: Taxation and Abnormal International Capital Flows. *Journal of Political Economy*, 85. 635–646. o.
- LEWIS, K. K. [1995]: Puzzles in International Financial Markets. Megjelent: *Grossmann–Rogoff* (szerk.) [1995] 3. kötet, 37. fejezet, 1913–1971. o.
- MOOSA, I. A.–BHATTI, R. H. [1997]: *International Parity Conditions, Theory, Econometric Testing and Empirical Evidence*. MacMillan Press Ltd, London.
- REZESSY ANDRÁS [2005]: A monetáris politika azonnali hatása az árfolyamra és egyéb eszközárakra. MNB Műhelytanulmányok, 38. sz.
- SARNO, L. [2005]: Viewpoint: Towards a Solution to The Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand? *Canadian Journal of Economics*, Vol. 38. No. 3. 673–708. o.
- SCHÉPP ZOLTÁN [2003]: Befektetői horizont és „forwardrejtély”. *Közgazdasági Szemle*, 12. sz. 939–963. o.
- SCHÉPP ZOLTÁN [2008]: Néhány gondolat a változó kamatozású devizafinanszírozás kockázatairól. *Hitelintézési Szemle*, 1. sz. 67–90. o.
- TAYLOR, M. P. [1989]: Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence. *Economic Journal*, Vol. 99. június, 376–391. o.
- TAYLOR, M. P. [1995]: The Economics of Exchange Rates. *Journal of Economic Literature*, Vol. 33. 13–47. o.
- VONNÁK BALÁZS [2006]: A magyarországi monetáris transzmissziós mechanizmus fő jellemzői. *Közgazdasági Szemle*, 2006. 12. sz. 1155–1177. o.

Függelék

Statisztikai elemzés

Időszak: 2003. október 1.– 2008. április 23.

A vizsgálatba bevont változók:

- a három hónapos forint–euró kamatkülönbözet (három hónapos Buber- és Euribor-kamatok) differenciája (DINTDIFF),
- a forint euróval szembeni értékének logaritmikus megváltozása (DHUF),
- az euró–forint árfolyamra szóló, három hónapos lejáratú opciókból számított változékonyság differenciája (DVOL).

F1. táblázat

Kibővített Dickey–Fuller-egységgyökpróba

Lépésköz	DINTDIFF	DHUF	DVOL
Napi	–16,12***	–15,96***	–17,80***
Heti	–6,16***	–6,61***	–6,95***
Havi	–3,45**	–5,43***	–5,90***

***1 százalékos, **5 százalékos szignifikanciaszinten.

A kibővített Dickey–Fuller-egységgyökpróba tanulsága szerint a vizsgált változók differenciái stacionárius idősoroknak tekinthetők.

F2. táblázat
Granger-oksági próba

Nullhipotézis	F-érték	Valószínűség
Napi lépésköz (1169 megfigyelés), késleltetés: 2		
<i>DHUF nem Granger-oka a DINTDIFF-nek</i>	69,82	0,00000
<i>DINTDIFF nem Granger-oka DHUF-nek</i>	7,34	0,00068
<i>DVOL nem Granger-oka DINTDIFF-nek</i>	5,36	0,0048
<i>DINTDIFF nem Granger-oka DVOL-nek</i>	18,33	1,5E-08
<i>DVOL nem Granger-oka DHUF-nek</i>	1,14	0,32110
<i>DHUF nem Granger-oka DVOL-nek</i>	76,08	0,00000
Heti lépésköz (236 megfigyelés), késleltetés: 2		
<i>DHUF nem Granger-oka DINTDIFF-nek</i>	0,39	0,67632
<i>DINTDIFF nem Granger-oka DHUF-nek</i>	2,04	0,13233
<i>DVOL nem Granger-oka DINTDIFF-nek</i>	3,19	0,04290
<i>DINTDIFF nem Granger-oka DVOL-nek</i>	11,49	1,8E-05
<i>DVOL nem Granger-oka DHUF-nek</i>	0,01	0,98869
<i>DHUF nem Granger-oka DVOL-nek</i>	3,99	0,01975
Havi lépésköz (52 megfigyelés), késleltetés: 1		
<i>DHUF nem Granger-oka DINTDIFF-nek</i>	0,00307	0,95604
<i>DINTDIFF nem Granger-oka DHUF-nek</i>	1,38259	0,24534
<i>DVOL nem Granger-oka DINTDIFF-nek</i>	2,95583	0,09188
<i>DINTDIFF nem Granger-oka DVOL-nek</i>	0,04972	0,82448
<i>DVOL nem Granger-oka DHUF-nek</i>	1,99680	0,16395
<i>DHUF nem Granger-oka DVOL-nek</i>	0,00133	0,97100

A dőltten szedett sorok esetében elvethető az a nullhipotézis, hogy nincs „Granger-oksági” kapcsolat a vizsgált változók között. Az oksági kifejezés természetesen statisztikai, nem közgazdasági értelemben áll fenn, azaz a kurzívált sorokban feltételezhető, hogy az elsőként feltüntetett változó szignifikáns a másodikként említett változó előreljelésében.

F3. táblázat
VAR(1) rendszerek

Megnevezés	DINTDIFF	DHUF	DVOL
<i>Napi lépésköz</i>			
DINTDIFF(-1)	0,085655	-0,299229	0,397145
Standard hiba	(0,02850)	(0,11478)	(0,07064)
t-érték	(3,00572)	(-2,60690)	(5,62192)
<i>DHUF (-1)</i>			
DHUF (-1)	-0,089550	0,012396	-0,210641
Standard hiba	(0,00760)	(0,03061)	(0,01884)
t-érték	(-11,7830)	(0,40493)	(-11,1807)
<i>DVOL(-1)</i>			
DVOL(-1)	-0,017847	0,108027	-0,202142
Standard hiba	(0,01197)	(0,04821)	(0,02967)
t-érték	(-1,49111)	(2,24081)	(-6,81309)

F3. táblázat (folytatás)

VAR(1) rendszerek

KONSTANS	-2,66E-05	1,09E-05	2,51E-05
Standard hiba	(3,4E-05)	(0,00014)	(8,5E-05)
<i>t</i> -érték	(-0,77906)	(0,07904)	(0,29606)
<i>R</i> ²	0,119037	0,008101	0,123149
Kiigazított <i>R</i> ²	0,116769	0,005547	0,120891
<i>F</i> -érték	52,47234	3,171739	54,53923
DINTDIFF (-1)	0,044775	-0,413582	0,698289
Standard hiba	(0,07276)	(0,29502)	(0,17239)
<i>t</i> -érték	(0,61539)	(-1,40190)	(4,05061)
DHUF (-1)	-0,045670	-0,034725	-0,116717
Standard hiba	(0,02055)	(0,08332)	(0,04869)
<i>t</i> -érték	(-2,22244)	(-0,41675)	(-2,39718)
DVOL(-1)	-0,122492	0,085800	-0,402258
Standard hiba	(0,03519)	(0,14270)	(0,08339)
<i>t</i> -érték	(-3,48049)	(0,60125)	(-4,82393)
KONSTANS	-0,000142	2,22E-05	0,000188
Standard hiba	(0,00016)	(0,00067)	(0,00039)
<i>t</i> -érték	(-0,86025)	(0,03330)	(0,48158)
<i>R</i> ²	0,051181	0,009390	0,115516
Kiigazított <i>R</i> ²	0,038912	-0,003420	0,104078
<i>F</i> -érték	4,171521	0,733046	10,09991
<i>Havi lépésköz</i>			
DINTDIFF (-1)	-0,007909	0,739805	-0,065407
Standard hiba	(0,08856)	(0,58236)	(0,30027)
<i>t</i> -érték	(-0,08931)	(1,27036)	(-0,21783)
DHUF (-1)	0,058158	-0,257092	-0,000779
Standard hiba	(0,03164)	(0,20804)	(0,10727)
<i>t</i> -érték	(1,83830)	(-1,23577)	(-0,00726)
DVOL(-1)	0,156869	-0,603823	-0,111439
Standard hiba	(0,06165)	(0,40538)	(0,20902)
<i>t</i> -érték	(2,54466)	(-1,48951)	(-0,53315)
KONSTANS	-0,001364	0,001063	-0,000184
Standard hiba	(0,00042)	(0,00279)	(0,00144)
<i>t</i> -érték	(-3,21772)	(0,38121)	(-0,12793)
<i>R</i> ²	0,118940	0,079023	0,015490
Kiigazított <i>R</i> ²	0,063873	0,021462	-0,046041
<i>F</i> -érték	2,159936	1,372848	0,251747

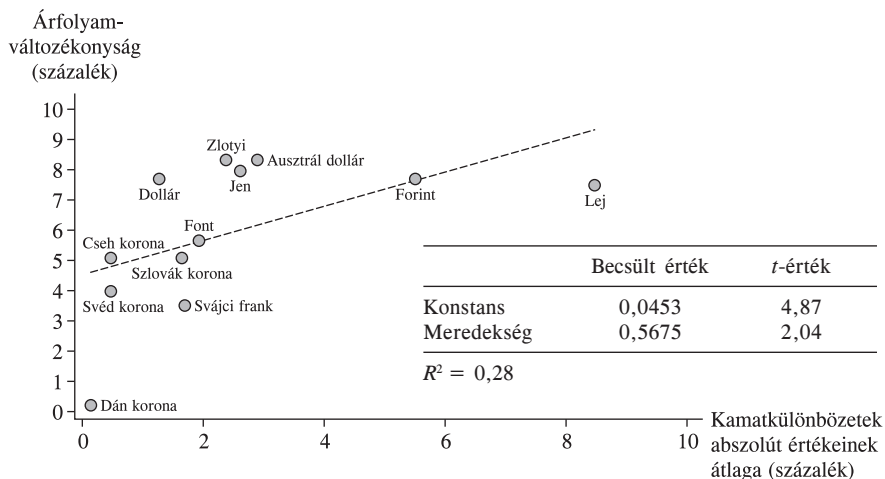
A főszövegben becsült VAR(1) egyenletrendszerek a következő regressziós egyenletekből állíthatók fel:

$$y_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{j,t} + \beta_3 y_{k,t} + \varepsilon_{i,t+1},$$

ahol i , j és k a három pénzügyi változó indexe. A dőlten szedett együtthatók t -értékük alapján szignifikánsnak tekinthetők.

F1. ábra

Kamatkülönbözet és árfolyam-változékonyság, 12 ország adatai alapján
(havi megfigyelések alapján, 2002–2008)



HELYREIGAZÍTÁS

Októberi számunk 874. oldalán Török Ádám adatai hibásan jelentek meg. A lábjegyzet helyesen:

Török Ádám az MTA rendes tagja, egyetemi tanár (Pannon Egyetem, BME, MTA-PE-BME Regionális Innovációs és Fejlesztési Hálózati Kutatócsoport).

A hibáért az olvasóktól és a szerzőtől elnézést kérünk.