

Kiss Gábor Dávid – Schusztér Tamás

Miben különböznek a devizaalapú hitelek devizái?

ÖSSZEFOGLALÓ: A banki szolvenciát a devizaalapú hitelezés – a hitel alapjául szolgáló deviza árfolyamának ingadozásán keresztül – befolyásolja. Munkánk során megvizsgáltuk, hogy ez az ingadozás mennyiben volt extrém, továbbá a devizák korreláltsága mennyiben bizonyult stabilnak a forint és a cseh korona esetében az euróval, a svájci frankkal és a jennel szemben. A devizák árazásában fellépő anomáliákat a válság előtti időszakhoz hasonlítottuk oly módon, hogy az öt éve húzódó krízist három időszakra bontottuk az érintett vezető jegybankok főbb, devizapiacot érintő intézkedései alapján. A vizsgálat eredményeképpen megállapíthattuk, hogy a fél évtizede létező, kezdetben átmenetinek szánt devizacsere-megállapodások fejlődése és elterjedése nyomán az egyébként lebegő devizaárfolyamok extrém kilengései lecsökkentek, ami azonban az európai devizák historikusan szoros együttmozgásának átmeneti leépülésével társult. Intézményfejlődés szempontjából mindez a válságkezelés jegybanki együttműködésen alapuló modelljének jelentőségét hangsúlyozza, illetve feltételezi a monetáris politika felügyeleti és szabályozói jogosítványait.¹

KULCSSZAVAK: divergencia, Kelet-Közép-Európa, devizapiac, extrém elmozdulás

JEL-kód: G15, G01, C32, E44, E58

A monetáris politika elsődleges célja reflektál a gazdasági környezet változásaira, mint ahogyan az történt 1979 és 1982 között a korábbi évtized inflációját letörő pragmatikus monetarizmus vagy a kilencvenes években elterjedő árstabilitás kapcsán. Utóbbit természetesen kiegészíthetik másodlagos célok (például a Taylor-szabály növekedési és foglalkoztatási céljai), vagy akár fordulhat mindez viszályára, mint a japán kvantitatív és kvalitatív bővítés esetén, ahol a deflációt kívánják árstabilitással felváltani. A devizaárfolyam, mint cél lekerült a napirendről a világban Bretton Woods és a kilencvenes évek feltörekvő piaci válságai óta – az euró bevezetését fontolgató tagállamokra (mint ESCB-tagokra) is érvényes az árstabilitás igénye. A pénzügyi stabilitás, nem elsődleges célként folyamatosan megjelenik a jogszabályokban, miközben *Benati et al.* (2011)

is megjegyzi, hogy egyértelmű szükségessége mellett nehezen ültethető át a gyakorlatba. Napjainkban e probléma operacionalizálására két megközelítés létezik: egyfelől intézményi vonalon – a felügyeleti kompetenciák átruházása a jegybankra (MNB, 2013; Borio, 2014), illetve delegálása közösségi szintre (Szegedi, 2012) – másfelől az eszköztár bővítésében ölt testet, ami a hozamgörbe széles körű menedzselését eredményezte – nem csupán saját devizában.

A jegybanki jogkörök átalakulását emellett a monetáris eszköztár kiszélesedése jellemezte az elmúlt öt évben: az ECB által alkalmazott hosszú lejáratú vagy értékpapír-fedezett hitelprogramokhoz képest a Bank of Japan (BoJ) által megvalósított eszközvásárlási programok sokkal agresszívebbek, a vállalati értékpapírok (kötvények, váltók) mellett kiterjednek az ingatlanfejlesztők által kibocsátott értékpapírokra és a tőzsdén kereskedett befektetési

Levelezési e-cím: kiss.gabor.david@eco.u-szeged.hu

jegyekre is. A devizaliquiditás nyújtása szintén folyamatosan napirenden van 2007 vége óta: a vezető jegybankok folyamatosan dollár-devizacsere-ügyleteket kötnek egymással mind a mai napig, ami a konvertibilis valuták korában komoly piaci allokációs zavarára utal.

Kelet-Közép-Európában a konvertibilitás, lebegtetett devizák és az árstabilitás – mint cél – találkozik az alulfejlett tőkepiacok problémájából (Farkas, 2011) fakadó külső finanszírozási igényrel (Kovács, 2009; Árvai et al., 2009). A régió országai közül Magyarország és Lengyelország kapcsán a 100 százalék feletti hitel-betét arány (EBF, 2012) nyomán fellépő külső likviditási igényről beszélhetünk, miközben a hitelnyújtás jelentős hányada devizaalapon történt (Yesin, 2013) – a cseh deviza éppen az ottani 100 százalék alatti hitel-betét arány és a devizaalapú hitelezés elterjedésének hiánya miatt tűnt számunkra megfelelő összehasonlítási alapnak. Tekintve, hogy a devizák árazásának bizonytalansága kapcsolatban áll az ország adósságállományával, a kelet-közép-európai liberalizált tőkepiacon a cseh és a magyar példa jól szembeállíthatónak tűnik. Az összehasonlítás gondolatát tovább erősíti *Hudecz* (2012) azon megállapítása, miszerint a két ország hasonló szintű háztartási hitelállománya (eltérő mértékű szuverén és vállalati hitelfelvétel mellett) 2008-ban gyökeresen eltérő devizakitettséggel társult: míg Magyarországon 70 százalékhoz közelített, addig Csehországban elhanyagolható mértékű volt a devizaalapú hitelek aránya.

Jelen cikkünk a hazai devizaalapú hitelek devizáinak (svájci frank – CHF, euró – EUR, japán jen – JPY) mélyebb vizsgálatát célozza oly módon, hogy ugyanezeket a tesztek a cseh koronán (CZK), mint kontrolldevizán is elvégezzük. A vizsgálat 2002. január 1. és 2013. december 31. között a napi középár-folyamok felhasználásával történt (N=3035), amelyeket a Lengyel Jegybank adatbázisából² nyertük. Munkánk célja, hogy megállapítsuk,

változott-e a forint és a kulcsvaluták kapcsolata (ez alatt a napi extrém fel- és leértékelődések időbeli sűrűsödését és az együttmozgás időbeli alakulását értjük) a válság előtti időszakhoz képest. Az egyes időszakok összehasonlítását a teljes minta négy időszakra történő bontásával hajtottuk végre, megkülönböztetve a monetáris szigorítás (2005. május 1. és 2007. július 31. között), a subprime (2007. augusztus 1. és 2010. január 31. között), a köztes (2010. február 1. és 2011. november 30. között) és az euróválságra adott reakciók (2011. december 1-jétől 2013. december 31-ig) időszakait.

A devizaalapú hitelezésnél felmerülő árfolyamkockázat két forrásból táplálkozhat: vagy a folyósítás devizájában (esetünkben a forint) vagy a forrás szerzés devizájában (például frank, euró, jen) fellépő változásokra. Amennyiben kizárólag egy forrásdevizánál tapasztaljuk az extrém ingadozások tömegeit, akkor érdemes lehet azt a devizakitettséget céltartan menedzselni (lásd például az ECB és a brit jegybank között 2010. december 17-én az ír bankok fontlikviditás-ellátására létrejövő swapügyletet³). Ellenben, ha valamennyi forrásdevizában hasonló zavarokat érzékelünk, akkor célszerű átfogó konszolidációban gondolkodni (lásd például Berlinger – Walter, 2013). Regionális probléma (azaz több potenciális folyósítási deviza említett zavarai) esetén azonban már közösségi szintű programban lenne érdemes gondolkodnia a döntéshozóknak (mint például a 2008 őszén véghezvitt ECB-IMF-WB-programok, vagy a 2007 után létrejött devizacsere-ügyletek). A devizaalapú hitelezés kezelésének nehézsége az árfolyamkockázat problémája mellett abból fakad, hogy az alacsony kamatláb alacsony belépési korlátot jelentett már az allokáció pillanatában, így strukturálisan heterogénebb eszközállományról van szó, mint a forinthiteleknél. Egy eszközoldali problémát pedig nem lehet pusztán piaci megoldásokkal kezelni.

MONETÁRIS POLITIKAI LÉPÉSEK

Ebben a fejezetben előbb érveket hozunk fel a monetáris politika és a makroprudenciális felügyelet összekapcsolása mellett, áttekintjük a kulcsvalutákat kibocsátó jegybankok elsődleges célját, majd megvizsgáljuk, hogy az eszköztár mely elemeit érdemes vizsgálni a devizaárfolyamok szempontjából. Végül az egyes jegybankok lépései nyomán meghatározzuk azokat az időablakokat, amelyek segítségével végrehajthatjuk a válság előtti és alatti időszakok kijelölését.

A bekezdésben röviden összefoglaljuk azokat a tényezőket, amelyek bár megnehezítik a pénzügyi stabilitás monetáris politikai célok közé emelését, egyúttal Benati és Goodhart (2011) szerint szükségszerűvé teszi a makroprudenciális felügyelet jegybank alá sorolását. Emlékeztetőül: a válságot megelőzően Nyugat-Európában még a monetáris politika és a pénzügyi felügyelet függetlenítését hangsúlyozták, hogy az intézményrendszer feletti örökös ne akadályozza a jegybankokat fő törekvéseik elérésében (Bánfi et al., 2011). A pénzügyi stabilitás, mint cél kitűzésével szemben a legegyszerűbb ellenérvként még a Timbergen-elvet emelhetjük ki, amely szerint szerencsés, ha egy célhoz egy konkrét eszközt (például: inflációs cél esetén az irányadó kamatláb alkalmazása) tudunk rendelni. Az eszközárborékok kidurranásának megelőzése már a válságot megelőzően sem tűnt kivitelezhetőnek, a Greenspan-doktrína szerint olcsóbb egy eszközárborék kipukkanását monetáris politikai eszközökkel utólag kezelni, mint anticiklikus politikával a piaci folyamatok ellen feszülni. Azt azonban ki kell emelni, hogy az európai harmonizált fogyasztóiár-index (HCPI) 10-10 százalékos súllyal tartalmaz energia- és ingatlanpiaci árakat (ECB, 2011). A bankok eszközoldalát érő sokkok tehát többé-kevésbé részét képezték már a válság előtt is a monetáris politiká-

nak, bár egyet kell értenünk *Kolozsi* (2013) munkájával, amelyben az „egy cél-egy eszköz” megközelítés idejétmúltóságát hangsúlyozta. A kereskedelmi banki forrásoldal menedzselésének problémáját a Bázeli II-es szabályozás logikája oly módon közelíti meg, hogy „egy szolvens bank mindig képes lesz likviditáshoz jutni a piacon” (Benati – Goodhart, 2011). A válság tapasztalatai alapján tudjuk, hogy ez az automatizmus nem működik: a BIS (2011) kiemeli a jegybankok és nemzetközi pénzügyi szervezetek likviditásellátó szerepének fontosságát – ami éppen a célzott intézkedések lehetősége miatt teszi logikussá a jegybankok felügyeleti jogkörökkel való felruházását. Intézményi szempontból *Lawson és Zimková* (2009), valamint az MNB (2013) egyaránt rámutatott arra, hogy amint a kilencvenes években az univerzális banki működést követte a szektorális felügyeletnek egyesítése (Magyarország: 1999, Lengyelország: 2006), úgy a bankszektor „nemzetközi életének és nemzeti halálának” tapasztalata megkövetelheti a likviditás és a szolvencia együttes felügyeletét, akár közösségi szinten is kiegészítve mindezt a *Darvas* (2013) által bemutatott bankunióval, de *Pelle* (2006) alapján legalább a felügyeleti funkciók harmonizálására, integrálására szükség lenne. Feltételezve, hogy egy ilyen közösségi szintű megoldás képes a kelet-közép-európai régióban tevékenykedő bankhálózatok likviditásellátását menedzselni. A vizsgált minta kapcsán ki kell emelni, hogy Csehországban 1993 óta a nemzeti bank része a bankfelügyelet, amit később tőkepiaci és biztosításfelügyeleti jogosítvánnyal is kiegészítettek.⁴

Mindezek összefoglalását azért tartottuk fontosnak, mert a továbbiakban a devizás likviditás jegybanki menedzselésének sajátos evolúcióját szándékozzuk bemutatni.

Az Európai Központi Banknál (ECB) az Európai Unió Működéséről szóló szerződés 127. §-ának (1) bekezdése fogalmazza meg az ár-

stabilitást, mint célt a bankok számára. Ennek veszélyeztetése nélkül a teljes foglalkoztatás és a kiegyensúlyozott növekedés célját is támogathatja. A Svájci Nemzeti Banknál (SNB) is az árstabilitás az elsődleges cél a bankról szóló 2003. október 3-i 951.11-es számú törvény⁵ 5. §-ának (1) bekezdése alapján. A Japán Nemzeti Bankról szóló 1997. június 18-i 89-es számú törvény⁶ 2. §-a is az árstabilitást jelöli ki célként, azonban a kvantitatív és kvalitatív monetáris könnyítésről szóló 2013. április 4-én szóló jegybanki döntés mindezt kiegészíti a monetáris bázis igen agresszív (138 billió jenes 2012. végi bázisról évi 60–70 billió jenes) bővítésével, hogy két éven belül az árszínvonal éves növekedése elérje a 2 százalékot.⁷

A jegybanki függetlenség az unió területén a monetáris politika kormányzati és közösségi szintű intézményi függetlenségét jelenti (Európai Unió Működéséről szóló szerződés 130. cikkelye), akárcsak Svájcban (a már említett jegybanktörvény 6. §-a, illetve a svájci alkotmány 99. §-a). A japán jegybankról szóló törvény 4. §-a ellenben már a kormányzattal való szoros együttműködésről, a monetáris és árfolyam-politika, valamint a gazdaságpolitika kompatibilitásáról szól. A monetáris politika autonómiája ellenben a jegybank tőkepiaci mozgásterét jelenti: akkor beszélhetünk autonóm monetáris politikáról, amennyiben a jegybanki lépéseket az elsődleges cél elérése⁸ vezérli (Bearce, 2002b). Ezt korlátozhatja a kulcsvalutákat kibocsátó jegybankok monetáris politikája, a fizetési mérleg nyitottsága (Plümper – Troeger, 2008), valamint a nemzetközi likviditás áramlása miatt a finanszírozási likviditás ingadozása (BIS, 2011). Egy kis nyitott gazdaság hiába deklarálja a deviza szabad lebegtetését (explicit módon törölve a monetáris politika céljai közül), ha az a transzmissziós mechanizmus árfolyamcsatornáján keresztül visszahat a középtávú árszínvonal alakulására. Továbbá, a gazdaság külső finanszírozottsága (általánosabb esetben 100

százalék feletti hitel-betét arány nyomán felépülő külső forrásbevonás, szűkebb esetben devizaalapú hitelezés) nyomán a fogyasztási és beruházási döntések befolyásolásával még a kamat- és várakozási csatornákat is dominálja.

Ebben a fejezetben a felvázolt gondolatmeneten keresztül közelítjük meg a devizaalapú hitelek mögött álló kulcsvalutákat kibocsátó jegybankok döntéseit. Munkánkat nagyban nehezíti, hogy *Kiss* és *Kosztopoulos* (2013) a válság előtti (2005. december és 2008. október) és alatti (2008. október és 2011. július) időszakok meghatározására használták az ECB irányadó kamatlábának alakulását. A válságkezelés során a vezető jegybankok idővel eljutottak a nulla közeli kamatlábak (*zero lower bound*) szintjére, így további, a bevezetésben már jelzett eszközöket kellett bevetniük. Miután jelen tanulmányunk a devizapiacra fókuszál, nem foglalkozunk az értékpapírpiac élénkítésére tett kísérletek bemutatásával [amelyeket Györfi (2013) részletesen ismertet], hanem a devizacsere- (swap-) ügyleteket vesszük górcső alá. A kanadai, a brit, a svájci jegybank, valamint az ECB és a FED 2007. december 12-én hozott létre először⁹ (a japán jegybank csak 2008. szeptember 18-án csatlakozott¹⁰) átmeneti, dollárban jegyzett swapmegállapodást, amelyet egy 2010. február-májusi szünettől eltekintve egészen 2013. október 31-ig folyamatosan meghosszabbítottak¹¹, majd ezen a napon rendelkezésre állássá alakították az említett 6 vezető jegybank között. Ezt a programot egészítette ki a 2011. november 30-án bevezetett bilaterális swap-keretmegállapodás,¹² miszerint ezek a jegybankok egymás között immáron bármely devizában hajthattak végre devizacsere-ügyletet. Mindezt kiegészítik a máig rendszeresen megújított, svájci jegybankkal 2008. október 15-én kötött euró-frank¹³, illetve a brit jegybankkal 2010. december 17-én kötött font-euró¹⁴ swap-megállapodások.

A magyar¹⁵, dán¹⁶ és lengyel¹⁷ jegybankokkal az ECB 2008 októberében és novemberében létesített swap- és repómegállapodásokat. Konkrét árfolyam-politikai lépéssel egyedül a svájci jegybank élt, amikor a frank további felértékelődését 2011. szeptember 6-án egy 1,2 euró/svájci frank minimumárfolyam bevezetésével állította meg (SNB, 2012). Valamennyi érintett jegybank lebegő árfolyam-politikát követett.¹⁸

Az irányadó kamatláb változása és a swapügyletek létrehozása alapján munkánk során a következő időszakokat hasonlítjuk össze (lásd 1. ábra):

- a monetáris szigorítás (emelkedő kamatlábak, 2005. május 1. és 2007. július 31. között, $N=610$),
- a subprime (csökkenő kamatlábak és a swapmegállapodások első köre, 2007. augusztus 1. és 2010. január 31. között, $N=633$),

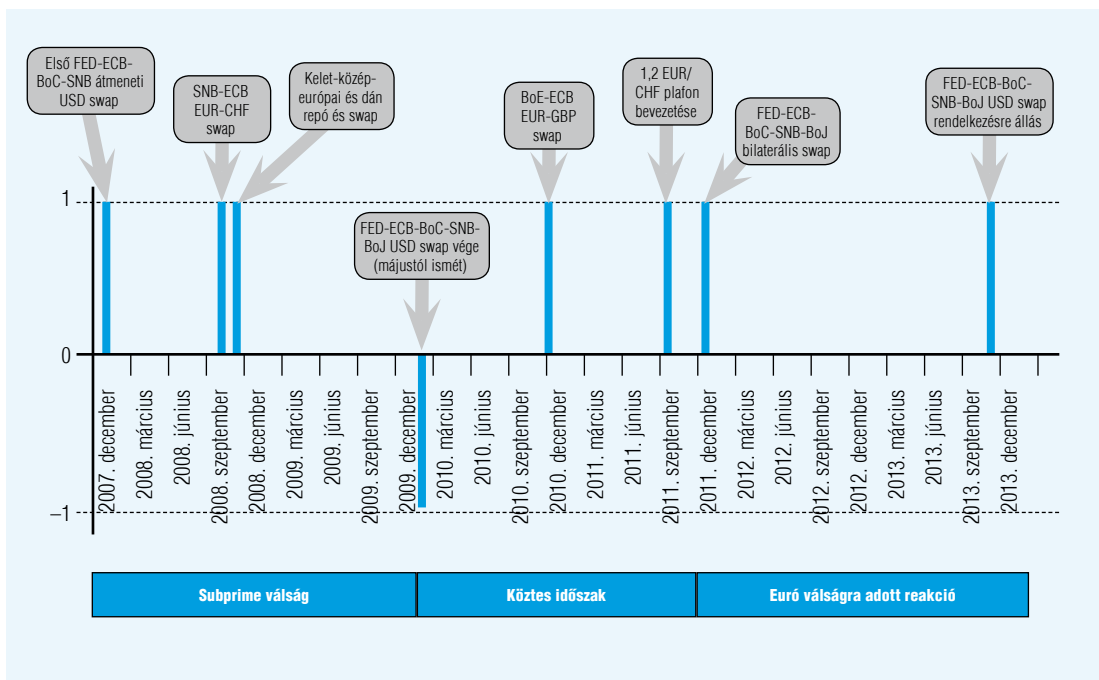
- a köztes (újabb swapmegállapodásokkal, szuverén válsággal és a svájci árfolyam-plafon bevezetésével járó időszak, 2010. február 1. és 2011. november 30. között, $N=467$)
- és az euróválságra adott reakciók (a bilaterális swapmegállapodás bevezetése, 2011. december 1-jétől 2013. december 31-ig, $N=522$) időszakait.

MÓDSZERTAN

Munkánk során a kelet-közép-európai devizák (cseh korona és magyar forint) vezető devizákkal (euró, svájci frank, jen) szembeni extrém mértékű elmozdulásait, annak időbeliségét, továbbá együttmozgásaik változását vizsgáljuk az előző fejezetben definiált periódusokon belül. Ehhez először definiálnunk kell az extrém elmozdulásokat, illetve mérésük háromféle módját, végül a

1. ábra

FŐBB JEGYBANKI DEVIZACSERE-ÜGYLETEK A VÁLSÁG KÜLÖNBŐZŐ FÁZISAIBAN



Forrás: saját számítások

korreláció számításának módszertanát, utóbbinál a korábbi munkánkban (Kiss – Kosztopulosz, 2012) taglaltakra támaszkodva.

A nemzetközi pénzügyek gyakran nyúlnak a likviditásáramlás hirtelen megállásának definíciójához, amennyiben a beáramló külföldi tőke váratlan, két szórásnál nagyobb csökkenését tapasztalják (Frankel, 2011). Jelen tanulmány a devizák ingadozását (vagy „hozamát”, amelyet az árfolyam logaritmikus differenciáltjaként határozunk meg) két komplementer halmazba csoportosítja: az extrém és a normális elmozdulásokéba. Cikkünkben r_n normális hozamként (1) hivatkoztunk a hozamok azon halmazára, amelyek jól illeszkednek a normál eloszlásra és legalább 5 százalékos valószínűséggel következnek be – felhasználva Fama (1970) cikkének 384. és 399. oldalán elvárt normális eloszlás létezését.¹⁹

$$p(r_n) \geq 5\% \text{ és } f(r_n) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(r_n - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (1)$$

Feltételezve, hogy a mintába bevont m_i devizapiacaink hozamai felvehetnek r_n normál és r_x extrém értékeket, tőkepiaci sokkról beszélünk és $r_{n/x}$ módon jelöljük. Az $r_{n/x}^{m_i} = 0$ esetben (2) nem beszélhetünk sokk létrejöttéről az extrém hozamok kialakulásának hiánya miatt, míg az $r_{n/x}^{m_i} \neq 0$ esetben (3) igen.

$$r_{n/x}^{m_i} = 0 \rightarrow r^{m_i} = r_n^{m_i} \quad (2)$$

$$r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow r^{m_i} = \begin{cases} r_n^{m_i} \\ r_x^{m_i} \end{cases} \quad (3)$$

Az extrém elmozdulás mélyebb megfogalmazásához Jentsch et al. (2006) extrém esemény definícióját használjuk, ahol a W sztochasztikus változók (esetünkben a deviza elmozdulásai) között olyan $w_x \in W$ extrém események lépnek fel, amelyeket a $w_{x+} \gg w_n$ vagy $w_{x-} \ll w_n$ nagy hatással, azonban $p(w_x) \ll p(w_n)$ kis valószínűséggel jellemezhetünk. Ehhez nagyban hasonlít Jiawei és Micheline (2004)

extrémérték-fogalma, ahol az adathalmaz többi részétől durván eltérő adatelemekről beszélnek. Ennek meghatározásához szükség van egy, az adathalmazok inkonzisztenciáját kimondó rendezőelvre. Statisztikai megközelítés során a minta elméleti és empirikus eloszlása közötti ellentmondásokra fókuszálunk, míg a távolságalapú eljárások során klaszterelemzés segítségével tájuk fel az outlier elemeket. Mindezek alapján az $r \in R$ árfolyamváltozások halmazán megkülönböztetjük az r_x extrém hozamok halmazát, amelyek $p(r_x) \ll p(r_n)$ valószínűsége rendkívül alacsony és az $r_{x+} \gg r_n$ vagy $r_{x-} \ll r_n$ elmozdulás mértéke jelentős. Az extrém hozamok kimutatására három módszert alkalmazunk: az első megközelítésnél az elmozdulás alacsony (5 százaléknál kisebb) valószínűségére, a második módszernél a normális eloszlástól vett eltérésre, míg az utolsónál a negyedik momentum (csúcosság, kurtózis) 3-ra történő redukálására építünk – fontos tehát számunka a Gabaix et al. (2003) tőkepiaci hozamok hatványeloszlásának feltételezése (amelynek legegyszerűbb formája a $r = k^a$).

Az r_{vx} valószínűtlen hozamoknak (4) az 5 százalékos alatti valószínűséggel rendelkező extrém hozamokat nevezzük. Létrejöttüket a hozamok normál eloszlásának feltételezése is megengedné, csupán kisebb tömegben, mint a vastagfarkú eloszlások esetén.

$$p(r_{vx}) < 5 \text{ százalékos és } r_{vx-} \ll r_n \ll r_{vx+} \quad (4)$$

Ez a megoldás a Value-at-Risk-eljárás logikáját követve a vizsgált idősorra illeszt egy elméleti normál eloszlást, majd az 5 százalékos valószínűségűnél kisebbnek tartott elmozdulásokat sorolja a valószínűtlen hozamok halmazába. Ennek következtében az eljárás mindkét oldalon azonos mennyiségű ($3035 \times 0,05 = 151$ vagy 152) elemet sorol az extrém halmazba – miközben teljes mértékben érzéketlen az extrém elmozdulások esetleges aszimmetriájára

(például az adott deviza számos extrém leértékelődésen ment át a múltban, míg extrém felértékelődésből kevesebb következett be).

A r_{fx} *vastagfarkú (fat-tailed) hozamok* létrejötte a hozamok tapasztalati eloszlásának vastagfarkúságából fakad, miközben a valószínűségi eloszlás aszimmetriájának függvényében eltérő mértékben jelennek meg a valószínűségi eloszlás mindkét oldalán, mértékük és valószínűségük pedig nagyban eltér az $E(r)$ várható értéktől. Ehhez felhasználjuk a jellegzetes, QQ ploton mutatott, „S” alakú eloszlásukat *Clauset* (2007) nyomán, továbbá *Jiawei* és *Micheline* (2004) szellemében egyfajta statisztikai alapú becslést adunk a feltételezett normális csonkaeloszlás alapján.

$$r_{fx} \gg E(r), \text{ vagy } E(r) \gg r_{fx}^-; \text{ ahol } Pr_{r_{fx}} \ll p_{E(r)} \quad (5)$$

A kvantilis-kvantilis plot logikájának bemutatásához *Deutsch* (2002) könyvének 690–691. oldalaira támaszkodunk, A QQ plotra visszavezetve az extrém hozamokat az alábbiak (6) szerint válogathatjuk ki:

$$X_i = \Phi_1^{-1}(p_i) = \Phi_1^{-1}(i/T) \text{ minden } i < T\text{-re, ezáltal:}$$

$$\begin{aligned} r_n &\approx \mu_2 + \sigma_2 X_i, \\ r_{fx}^+ &> \mu_2 + \sigma_2 X_i, \\ r_{fx}^- &< \mu_2 + \sigma_2 X_i, \end{aligned} \quad (6)$$

ahol X_i az elméleti standard normál eloszlásnak felel meg, amely egy $\mu_2 + \sigma_2 X_i$ meredekségű egyenes.

Az r_{ox} *outlier hozamok* (9) egy olyan kis elemszámú \mathbb{O} klaszter tagjai, amelyek felelősek a teljes \mathbb{D} minta kiugró (3 feletti) csúcosságáért. Az outlier hozamokat a minta szisztematikus darabolásával kaphatjuk meg oly módon, hogy addig klaszterezzük a teljes sokaságot, amíg a legnagyobb klaszter negyedik momentuma 3 nem lesz.

$$\begin{aligned} r_{ox} \in \mathbb{O} \text{ és } \mathbb{D} = \mathbb{O} \cap \mathbb{N} \text{ ahol } E_{\mathbb{D}}[(r-\mu)^4] \gg 3 \\ \text{és } E_{\mathbb{N}}[(r_n-\mu)^4] \approx 3 \end{aligned} \quad (7)$$

A (7) képletben \mathbb{D} jelöli a teljes mintát, \mathbb{O} jelöli az r_{ox} outlier hozamok halmazát, míg \mathbb{N} az r_n normál hozamok halmazát. A vizsgálat során a mintát hierarchikus klaszterezési eljárással 1-től 200 klaszterig bontottuk fel, majd megkerestük azt a legkevesebb klaszterezéssel járó eljárást, ahol a legnagyobb klaszter csúcossága 3-nál kisebb értéket vesz fel. A klaszterek számának tág intervallumok közé szorítását indokolta azon tapasztalatunk, miszerint 73 és 134 klaszter képzésére volt szükség a mintánkban ahhoz, hogy a legnagyobb klaszter csúcossága 3 alá essen.

Felhasználva az extrém hozamok úgynevezett rendszerbe ágyazottságát (azaz *Kantz et al.*, 2006) nyomán feltételezzük, hogy egy rendszer kilengésre való hajlandósága függ annak felépítésétől) szerencsésebb a devizapiacokra, mint a *Barabási* és *Albert* (1998) által leírt, az egyensúlyi állapottól eltávolodásra hajlamos skálafüggetlen hálózatokra²⁰ tekinteni. A kollektív cselekvésnek két fajtáját különböztethetjük meg: a fertőzést és a divergenciát, míg a fentiek hiányában interdependenciáról beszélhetünk.

*Tőkepiaci fertőzés*²¹ (8) alatt a m_k, m_j piacok közötti korreláció $r_{n/x}$ sokk hatására bekövetkező szignifikáns növekedését értjük (*Forbes – Rigobon*, 2002; *Campbell et al.*, 2002; *Bekaert et al.*, 2005):

$$r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow p_n^{m_k m_j} < p_x^{m_k m_j}, \quad (8)$$

tehát amennyiben az m_i piacon a kereskedési napok elkülöníthetővé válnak normális és extrém hozamok halmazai mentén definiált $r_{n/x}$ sokk alapján, akkor az m_k, m_j piacok közötti $p^{m_k m_j}$ korrelációt kettébontjuk úgy, hogy a sokkal jellemzett időszakban szignifikánsan magasabb korrelációt tapasztalunk.

Tőkepiaci divergencia (9) alatt a $m_k m_j$ piacok

közötti $p^{m_k m_j}$ korreláció $r_{n/x}$ külső vagy belső sokk hatására bekövetkező szignifikáns csökkenését értjük (Bearce, 2002a):

$$r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow p_n^{m_k m_j} < p_x^{m_k m_j}, \quad (9)$$

tehát amennyiben az m_i piacon a kereskedési napok elkülöníthetővé válnak normális és extrém hozamok halmazai mentén definiált $r_{n/x}$ sokk alapján, akkor az m_k, m_j piacok közötti $p^{m_k m_j}$ korrelációt kettébontjuk úgy, hogy a sokkal jellemzett időszakban szignifikánsan alacsonyabb korrelációt tapasztalunk.

Tőkepiaci interdependenciáról (10) beszélünk abban az esetben, ha a $m_k m_j$ piacok közötti $p^{m_k m_j}$ korreláció $r_{n/x}$ külső vagy belső sokk hatására nem változik szignifikáns mértékben (Forbes – Rigobon, 2002):

$$r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow p_n^{m_k m_j} \approx p_x^{m_k m_j} \quad (10)$$

tehát amennyiben az m_i piacon a kereskedési napok elkülöníthetővé válnak normális és extrém hozamok halmazai mentén definiált $r_{n/x}$ sokk alapján, akkor az m_k, m_j piacok közötti $p^{m_k m_j}$ korrelációt kettébontjuk úgy, hogy a sokkal jellemzett időszakban nem tapasztalunk szignifikánsan eltérő korrelációt. Fontos megjegyeznünk, hogy jelen munkánkban – szemben Kiss – Kosztópulosz (2012)-vel – nem az extrém elmozdulásokkal jellemezhető kereskedési napokon megváltozott feltételes korrelációt vizsgáljuk, hanem a válság egyes fázisaiban változó korrelációra vagyunk kíváncsiak. Capriello, Engle és Sheppard (2006) cikke²² nyomán a feltételes korrelációk kiszámításához előbb egyváltozós APARCH–GRJ GARCH–TARCH–GARCH²³-modellek különböző késleltetések mentén történő illesztésével kezeltük az idősor heteroszkedaszticitását, majd Engle-féle (2002) dinamikus feltételes korreláció- (DCC GARCH-) számítását követően az egyes időablakok közötti eltérés szignifikanciáját Ansari–Bradley- (A–B-)teszt-

tel²⁴ vizsgáltuk – erre az A–B-teszt eloszlással szembeni érzéketlensége miatt van szükség.

EREDMÉNYEK

A vizsgált kelet-közép-európai devizák (cseh korona – CZK, magyar forint – HUF) különböző vezető devizákban (svájci frank – CHF, euró – EUR, japán jen – JPY) történő denominálása esetén eltérő mértékű ingadozásnak lehetünk tanúi 2002 januárja és 2013 decembere között. Legkisebb mértékben az euróval szemben ingadoztak a vizsgált devizák, míg svájci frankban és japán jenben számolva komolyabb elmozdulásokat tapasztalhatunk (lásd 2. ábra). A monetáris szigorítás („SZ”-szel jelölt időszak) 2005. május 1. és 2007. július 31. között) időszakában mindkét deviza erősödött, szemben a subprime („S”-sel jelölt időszak 2007. augusztus 1. és 2010. január 31. között) időszakra jellemző általános gyengüléssel. Ezt követően kizárólag az euróban számolt cseh korona esetében tapasztalhatunk erősödést a köztes („I”-vel jelölt időszak 2010. február 1. és 2011. november 30. közötti) intervallumban. Az euróválságra adott reakciók („E”, 2011. december 1-től 2013. december 31-ig) által fémjelzett időszakban is folytatódott a devizák gyengülése – kivéve japán jenben mérve. Meg kell azonban állapítanunk, hogy a cseh korona esetében egyfelől kevésbé drámai elmozdulásokat tapasztalhatunk, másfelől esetében 2002. január elsejéhez képest az időszak végére sem beszélhetünk leértékelődésről – szemben a forinttal.

A teljes vizsgált időszak árfolyamváltozásainak elemzése során (lásd 1. táblázat) megállapítható a normál eloszlás hiánya, a volatilitás klaszteresedése (heteroszkedaszticitás), miközben a cseh korona hajlamos az autokorreláltságra. A válság alatti időszak gyengülésének nyomát hordozza magán a harmadik momentum (ferdeség) negatív értéke, ami a cseh korona és a forint gyengülésének komolyabb tömegét

jelzi. Érdekes, hogy a svájci frankban történő denominálás ezt a hatást igencsak képes semlegesíteni. A negyedik momentum (csúcosság, kurtózis) minden esetben nagyobb, mint 3, ami vastag farkakat jelent. Kiemelendő, hogy az alacsony valószínűségű, ámde komoly elmozdulások svájci frankban történő mérés esetén jelentkeznek – ehhez képest a japán jen már-már szabályos – dacára a 2. ábrán látottnak.

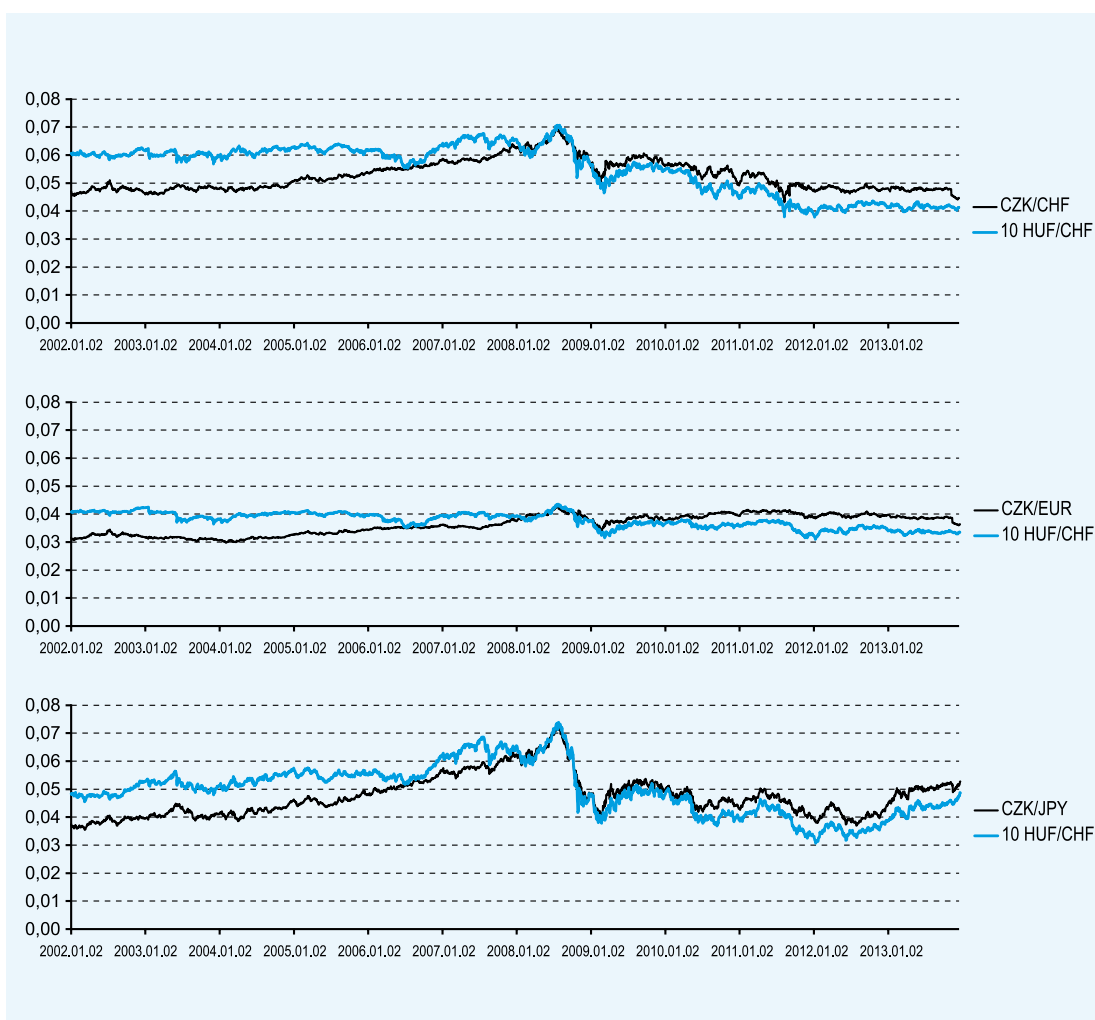
A svájci frankban történő számítás a válságot megelőzően még az euróban mérthez

képest alacsonyabb csúcossággal társult (*lásd 2. táblázat*). Sajátosan alakult a korona és a forint viszonya – míg a válságot megelőzően a korona kurtózisa fele akkora sem volt, mint a forinté, a teljes időszoron vizsgálva már a svájci frank és az euró esetében a forintot meghaladó csúcosságot tapasztalhatunk. A korona esetében tehát az extrém elmozdulások – a forintra kevésbé jellemző – növekedésének lehetünk tanúi a válság hatására.

Amennyiben az extrém elmozdulásra való hajlandóságot szeretnénk részletesebben meg-

2. ábra

A DEVIZAÁRFOLYAMOK ALAKULÁSA A VIZSGÁLT IDŐSZAKBAN



Forrás: saját számítások

A VIZSGÁLT KELET-KÖZÉP-EURÓPAI DEVIZÁK LOGARITMIKUS DIFFERENCIÁLTJAINAK ALAPSTATISZTIKÁI KÜLÖNBÖZŐ DENOMINÁLÁS MELLETT

| Denominátor | Deviza | Ferdesség | Csúcsosság | Normál eloszlás | Autokorreláció | Heteroszkedaszticitás | Stationaritás |
|-------------|--------|-----------|------------|-----------------|----------------|-----------------------|---------------|
| | | | | Jarque-Bera (p) | Ljung-Box (p) | ARCH-LM (p) | ADF (p) |
| CHF | CZK | 0,7750 | 20,4057 | 0* | 0,9222** | 0,9777*** | 0**** |
| | HUF | -0,0048 | 13,2339 | 0* | 0,0109 | 0,2468*** | 0**** |
| EUR | CZK | -0,3175 | 12,3465 | 0* | 0,1259** | 0,4409*** | 0**** |
| | HUF | -0,6258 | 11,0656 | 0* | 0,0152 | 0,3109*** | 0**** |
| JPY | CZK | -0,3609 | 7,4581 | 0* | 0,7879** | 0,9143*** | 0**** |
| | HUF | -0,5120 | 9,1864 | 0* | 0,0549** | 0,4361*** | 0**** |

Megjegyzés: *: normál eloszlás hiánya, **: autokorrelált 2-es késleltetés mellett, ***: heteroszkedasztikus 2-es késleltetés mellett,

****: stationer

Forrás: saját számítások

vizsgálni, a 3. táblázatban bemutatott három módszer közül a vastagfarkú és klaszterezett hozamok nyújtanak mélyebb betekintést: a negyedik momentum 3-ra történő redukálása nyomán mindkét esetben a forintnál jelzett nagyobb számú extrém kereskedési napot. A 2. ábrával összevetve mindez azt jelenti, hogy a cseh koronára jellemző „szimmetrikusan” fellépő extrém elmozdulásokkal ellentétben a forintnál többségben vannak az extrém gyengülés napjai. Ezt a képet erősíti az extrém hozamok tágabban szabott intervalluma a forintnál (azaz ennek a devizának sokkal jobban el kell mozdulnia ahhoz, hogy az elmozdulás extrémnek minősüljön bármely módszer esetében). Az extrém elmozdulások meghatározásának sikerességét jelzi az, hogy az akként definiált hozamok súlya a teljes mintán belül jellemzően 10 százalék (oldalanként 5–5 százalék) alatti, ami valóban rendkívüliségre utána. Kivétel ez alól a svájci frankban és az euróban mért forint, amelynél a 3-as kurtózis eléréséhez elég nagy tömegben kellett mintát tisztítani.

A devizák extrém elmozdulásainak időbeli eloszlása jól követi a válság egyes periódusait (lásd 4. táblázat). Ezen belül a subprime („S”) időszak alatt sűrűsödtek leginkább az extrém ingadozások, a kereskedési napok 5–6 százaléka eredményezett extrém ugrást a valószínűség- és a klaszteralapú módszerek esetében. A kedélyek lecsillapodását jelzi a közbelső („I”) időszakban az euróval és japán jennel szembeni árfolyamok extrém ingadozásának lecsökkenése (jóllehet, a forintnál ez sokkal mérsékeltebben ment végbe), szemben a svájci frankban mért árfolyamokkal, ahol a frank kezdődő erősödése miatt az extrém ingadozások a subprime időszakhoz hasonló tömegben fordultak elő. Az eurózóna válságára adott lépések („E”) időszakában már minden esetben lecsökkent az előfordulásuk, ami azt jelenti, hogy az időszakra jellemző swapmegállapodások és a svájci árfolyamplafon elegendőnek bizonyultak a devizapiacok megnyugtatóra.

Természetesen érdemes megvizsgálni, hogy az általunk a válság felbontásához definiált

A VIZSGÁLT KELET-KÖZÉP-EURÓPAI DEVIZÁK NEGYEDIK MOMENTUMAI KÜLÖNBÖZŐ IDŐSZAKOKBAN ÉS DENOMINÁLÁS MELLETT

| Időszak | Denominátor | Deviza | |
|---------------|-------------|--------|-----|
| | | CZK | HUF |
| Teljes idősor | CHF | 20 | 13 |
| | EUR | 12 | 11 |
| | JPY | 7 | 9 |
| 2002–2008 | CHF | 5 | 10 |
| | EUR | 6 | 16 |
| | JPY | 4 | 8 |

Forrás: saját számítások

A VIZSGÁLT KELET-KÖZÉP-EURÓPAI DEVIZÁK ELTÉRŐ MÓDSZEREK MENTÉN MUTATOTT EXTRÉM ELMOZDULÁSAI

| Denominátor | Deviza | CHF | | EUR | | JPY | |
|----------------------------------|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | | CZK | HUF | CZK | HUF | CZK | HUF |
| Teljes | kurtózis | 20,4057 | 13,2339 | 12,3465 | 11,0656 | 7,4581 | 9,1864 |
| Valószínűtlen hozam (r_{vk}) | kurtózis r_n | 2,5506 | 2,8554 | 2,5665 | 2,8114 | 2,5894 | 2,6949 |
| | $r(x+)$ min | 0,8846 | 1,2171 | 0,6583 | 0,9470 | 1,4348 | 1,6949 |
| | $r(x-)$ max | -0,9020 | -1,3451 | -0,6201 | -1,0689 | -1,5128 | -1,9268 |
| | db $r(x+)$ | 151 | 151 | 151 | 151 | 151 | 151 |
| | db $r(x-)$ | 152 | 152 | 152 | 152 | 152 | 152 |
| | $\% r_x$ | 10 % | 10 % | 10 % | 10 % | 10 % | 10 % |
| | db r_n | 2733 | 2733 | 2733 | 2733 | 2733 | 2733 |
| Vastagfarkú hozam (r_{vk}) | kurtózis r_n | 3,1535 | 3,2369 | 2,9722 | 3,1395 | 2,8500 | 3,0443 |
| | $r(x+)$ min | 1,3124 | 1,8133 | 0,8154 | 1,4417 | 1,9734 | 2,6963 |
| | $r(x-)$ max | -1,2306 | -1,5196 | -0,8284 | -1,1391 | -1,6359 | -2,0328 |
| | db $r(x+)$ | 53 | 54 | 84 | 44 | 69 | 44 |
| | db $r(x-)$ | 78 | 124 | 76 | 129 | 137 | 138 |
| | $\% r_x$ | 4 % | 6 % | 5 % | 6 % | 7 % | 6 % |
| | db r_n | 2903 | 2856 | 2874 | 2861 | 2828 | 2852 |
| Klaszterezett hozam (r_{vk}) | kurtózis r_n | 2,9894 | 2,9869 | 2,8407 | 2,9327 | 2,9584 | 2,9309 |
| | $r(x+)$ min | 1,0710 | 1,0143 | 0,6047 | 0,7982 | 1,6943 | 1,9083 |
| | $r(x-)$ max | -0,9895 | -0,8809 | -0,6607 | -0,6619 | -1,6480 | -1,7050 |
| | db $r(x+)$ | 92 | 213 | 176 | 208 | 96 | 107 |
| | db $r(x-)$ | 125 | 310 | 133 | 341 | 133 | 192 |
| | $\% r_x$ | 7 % | 17 % | 10 % | 18 % | 8 % | 10 % |
| | db r_n | 2816 | 2510 | 2723 | 2484 | 2804 | 2734 |
| db klaszter | 74 | 134 | 73 | 107 | 50 | 89 | |

Forrás: saját számítások

A VIZSGÁLT KELET-KÖZÉP-EURÓPAI DEVIZÁK EXTRÉM ELMOZDULÁSAINAK IDŐBELI ELOSZLÁSA

| Módszer | Denominátor időszak | CHF | | | | EUR | | | | JPY | | | |
|----------|------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|----|-----|----|
| | | CZK | HUF | CZK | HUF | CZK | HUF | CZK | HUF | | | | |
| r_{vx} | SZ | 8 | 0% | 23 | 1% | 23 | 1% | 36 | 1% | 7 | 0% | 13 | 0% |
| | S | 120 | 4% | 119 | 4% | 140 | 5% | 131 | 4% | 138 | 5% | 148 | 5% |
| | I | 107 | 4% | 114 | 4% | 35 | 1% | 53 | 2% | 66 | 2% | 77 | 3% |
| | E | 26 | 1% | 26 | 1% | 33 | 1% | 52 | 2% | 59 | 2% | 52 | 2% |
| r_{fx} | SZ | 0 | 0% | 10 | 0% | 8 | 0% | 17 | 1% | 2 | 0% | 7 | 0% |
| | S | 63 | 2% | 74 | 2% | 82 | 3% | 82 | 3% | 109 | 4% | 96 | 3% |
| | I | 52 | 2% | 69 | 2% | 18 | 1% | 32 | 1% | 44 | 1% | 51 | 2% |
| | E | 7 | 0% | 14 | 0% | 18 | 1% | 25 | 1% | 34 | 1% | 22 | 1% |
| r_{cx} | SZ | 4 | 0% | 55 | 2% | 23 | 1% | 81 | 3% | 2 | 0% | 12 | 0% |
| | S | 92 | 3% | 191 | 6% | 143 | 5% | 189 | 6% | 116 | 4% | 142 | 5% |
| | I | 78 | 3% | 164 | 5% | 33 | 1% | 116 | 4% | 50 | 2% | 76 | 3% |
| | E | 15 | 0% | 69 | 2% | 36 | 1% | 100 | 3% | 43 | 1% | 53 | 2% |

Megjegyzés:

SZ – 2005. május 1. és 2007. július 31. között, monetáris szigorítás

S – 2007. augusztus 1. és 2010. január 31. között, általános gyengülés

I – 2010. február 1. és 2011. november 30., köztes intervallum

E – 2011. december 1-től 2013. december 31-ig, az euróválságra adott reakciók

Forrás: saját számítások

időszakok valóban különböznek-e egymástól? Az 5. táblázatban látható, hogy a napi extrém elmozdulások szignifikánsan különbözőnek bizonyultak majdnem minden időszakban – kivéve a subprime és a köztes időszakot a svájci frank, valamint a köztes és euróválság időszakát az euró és a japán jen esetében. Tanulságos, hogy az extrém hozamok kijelölésére alkalmazott módszereknél itt nem beszélhetünk érdemi különbségről.

A dinamikus feltételes korreláció (DCC-) mérése szempontjából a japán jenben számolt árfolyamok álltak a legközelebb a Stavárek (2009), Babetskaia – Kukharchuk et al. (2008), illetve Bubák et al. (2011) által dollárban mért erős kelet-közép-európai együttmozgás képéhez (lásd 3. ábra). Svájci frank-

ban számolva mind a forint, mind a svájci frank euróval szemben mért együttmozgása komolyabban ingadozott: a subprime válság során fokozatosan csökkent, majd a közbeső időszakban ismét emelkedett, hogy az euróválságra adott válaszok időszakában ismét csökkenjen. Japán jenben számolva az európai devizák még a subprime válság alatt is elég szorosan (0,6-0,8) mozogtak együtt a svájci frankkal, amit azután keresztülhúzott a közbeső időszak heveny frankerősödése. Figyelemre méltó, ahogyan a korreláció ezt követően ismét visszatál a korábbi tartományba. A várakozásoknak megfelelően a japán jen és a kelet-közép-európai devizák nem mutatnak érdemi együttmozgást.

A cseh korona a válság elő két fázisában

szignifikánsan növekvő korrelációt mutatott az euróval szemben, míg a frankkal szemben (jében mérve) a közbülső időszakban szignifikáns visszaesést tapasztaltunk (lásd 6. táblázat). A japán jen és a cseh korona (euróban számolva) mutat szignifikánsan mind ellentétebb, ámde gyenge együttmozgást. A forint esetében kevesebb esetben tapasztalni szignifikáns különbségeket az együttmozgásban, azonban az euró-forint együttmozgás itt is

lazult a közelmúltban (frankban számolva). A koronához hasonlóan a frank és a forint együttmozgása is szignifikánsan csökkent (bár jelentős maradt) a közbülső időszakban (jében denominált árfolyamok mellett). A japán jen esetében sokkal ellentétebb együttmozgást tapasztaltunk. A forint és a korona együttmozgása csak euróban mért árfolyamok mellett nem volt szoros, azonban meg kell állapítanunk, hogy a legutolsó válságperiódus-

5. táblázat

A VIZSGÁLT KELET-KÖZÉP-EURÓPAI DEVIZÁK EXTRÉM ELMOZDULÁSAINAK IDŐBELI ELOSZLÁSAINAK SZIGNIFIKÁNS ELTÉRÉSE A VIZSGÁLT IDŐSZAKOK KÖZÖTT (ANSARY-BRADLEY-TESTTEL)

| Módszer | Denominátor | CHF | | EUR | | JPY | |
|----------|-------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | | CZK | HUF | CZK | HUF | CZK | HUF |
| r_{vx} | SZ-S | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | SZ-I | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | SZ-E | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | S-I | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | S-E | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | I-E | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| r_{fx} | SZ-S | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | SZ-I | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | SZ-E | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 |
| | S-I | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | S-E | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | I-E | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| r_{cx} | SZ-S | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | SZ-I | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | SZ-E | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | S-I | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 |
| | S-E | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | I-E | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 |

Megjegyzés:

SZ – 2005. május 1. és 2007. július 31. között, monetáris szigorítás

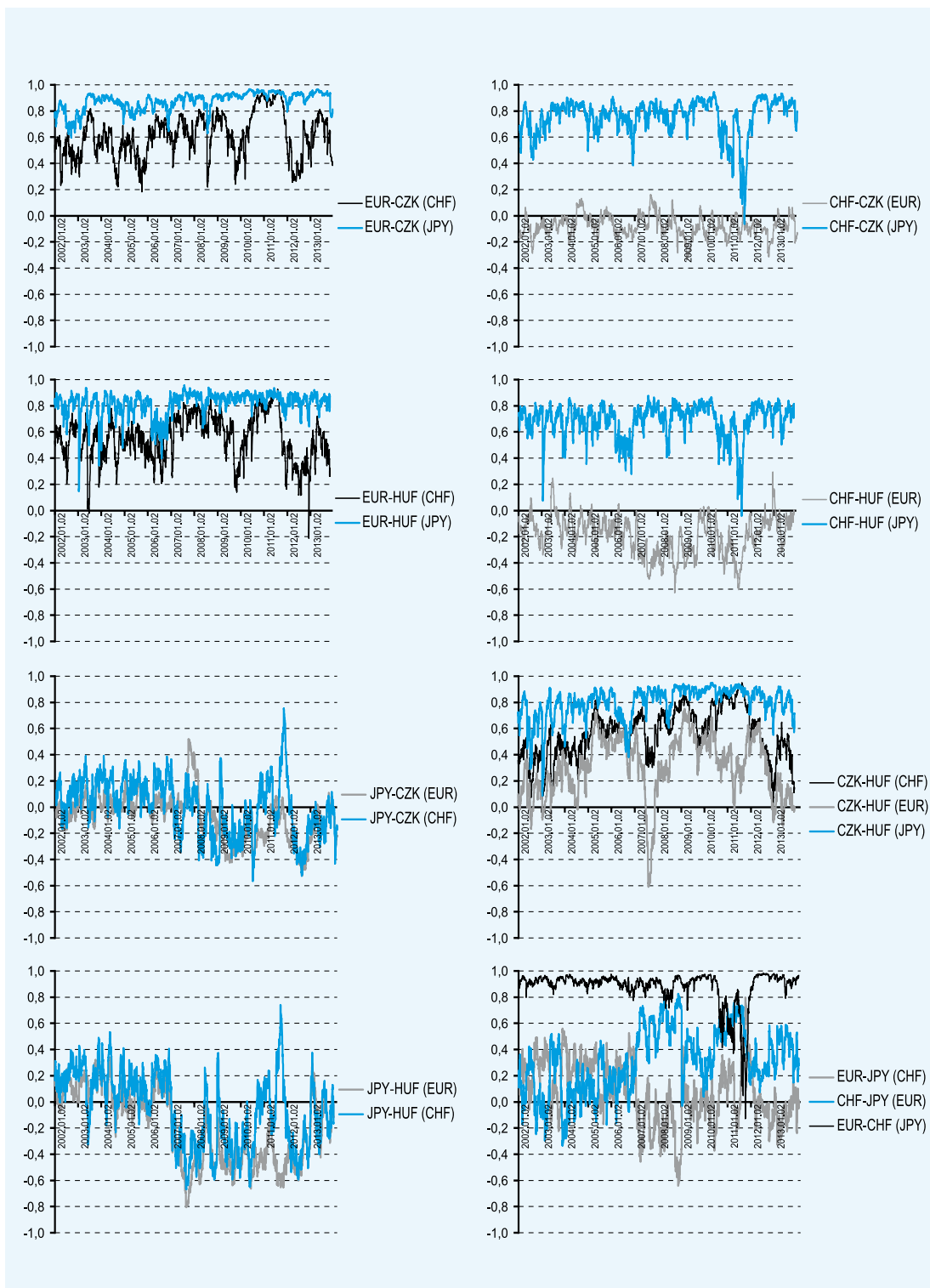
S – 2007. augusztus 1. és 2010. január 31. között, általános gyengülés

I – 2010. február 1. és 2011. november 30., köztes intervallum

E – 2011. december 1-től 2013. december 31-ig, az euróválságra adott reakciók

Forrás: saját számítások

DINAMIKUS FELTÉTELES KORRELÁCIÓ (DCC)



Forrás: saját számítások

DINAMIKUS FELTÉTELES KORRELÁCIÓK (DCC) SZIGNIFIKÁNS ELTÉRÉSE A VIZSGÁLT IDŐSZAKOK KÖZÖTT (ANSARY-BRADLEY-TESTTEL)

| Időszakok | | EUR-CZK (CHF) | EUR-CZK (JPY) | CHF-CZK (EUR) | CHF-CZK (JPY) | JPY-CZK (CHF) | JPY-CZK (EUR) |
|-----------|------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| A-B-teszt | SZ-S | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| | SZ-I | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | SZ-E | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| | S-I | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| | S-E | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | I-E | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| DCC-átlag | SZ | 0,58 | 0,84 | -0,07 | 0,74 | 0,09 | 0,02 |
| | S | 0,63 | 0,89 | -0,08 | 0,80 | -0,14 | -0,10 |
| | I | 0,83 | 0,94 | -0,09 | 0,62 | 0,08 | -0,15 |
| | E | 0,55 | 0,91 | -0,09 | 0,85 | -0,19 | -0,22 |
| | | EUR-HUF (CHF) | EUR-HUF (JPY) | CHF-HUF (EUR) | CHF-HUF (JPY) | JPY-HUF (CHF) | JPY-HUF (EUR) |
| A-B-teszt | SZ-S | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 |
| | SZ-I | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| | SZ-E | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 |
| | S-I | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 |
| | S-E | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| | I-E | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| DCC-átlag | SZ | 0,53 | 0,76 | -0,18 | 0,65 | 0,04 | -0,07 |
| | S | 0,64 | 0,86 | -0,31 | 0,75 | -0,32 | -0,46 |
| | I | 0,71 | 0,87 | -0,28 | 0,60 | -0,03 | -0,45 |
| | E | 0,41 | 0,83 | -0,11 | 0,75 | -0,21 | -0,25 |
| | | CZK-HUF (CHF) | CZK-HUF (EUR) | CZK-HUF (JPY) | EUR-JPY (CHF) | CHF-JPY (EUR) | EUR-CHF (JPY) |
| A-B-teszt | SZ-S | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| | SZ-I | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| | SZ-E | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | S-I | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| | S-E | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| | I-E | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| DCC-átlag | SZ | 0,62 | 0,45 | 0,77 | 0,13 | 0,25 | 0,90 |
| | S | 0,64 | 0,34 | 0,87 | -0,12 | 0,49 | 0,90 |
| | I | 0,79 | 0,37 | 0,90 | 0,15 | 0,52 | 0,67 |
| | E | 0,45 | 0,25 | 0,81 | -0,06 | 0,35 | 0,94 |

Megjegyzés:

SZ – 2005. május 1. és 2007. július 31. között, monetáris szigorítás

S – 2007. augusztus 1. és 2010. január 31. között, általános gyengülés

I – 2010. február 1. és 2011. november 30., köztes intervallum

E – 2011. december 1-től 2013. december 31-ig, az euróválságra adott reakciók

Forrás: saját számítások

ban a korreláció mindhárom számítás mellett visszaesett. A vezető devizáknál a frank és a jen között találtunk érdekesen szoros együttmozgást, míg a vizsgálat teszteléseként is értelmezhető euró–frank együttmozgás szorossága pontosan a közbülső (a frank erősödése és az árfolyamplafon bevezetésével is jellemezhető) időszakban esett vissza.

KÖVETKEZTETÉSEK

Összességében elmondható, hogy bár logikusnak tűnne olyan, a saját devizánkkal historikusan szoros együttmozgást mutató devizában eladósodni, amely tartalékvalutaként alacsony kamatlábbal (továbbá likviditásbővítéssel és alacsony inflációval) rendelkezik, mint a svájci frank vagy az euró, ne tegyük. A gyenge stacionaritás, azaz az első két momentum stabilitása mellett még előfordulhat, hogy a harmadik és negyedik momentum időbeli változást mutat – ami a frankban mért árfolyamok kurtózisának növekedésén keresztül, szokatlan mértékű árfolyamváltozásokban csapódott le. A válság nyomán előtérbe kerülő túlzott kockázatérzékenység nyomán a forint a cseh koronához képest nagyobb számú extrém elmozdulást mutatott – ezen belül is az extrém gyengülés volt a meghatározó. A válságot megelőző szoros együttmozgás hullámzó gyengülését tapasztalhatjuk, miközben a vezető jegybankok mindent megtettek a piac devizás likviditással történő ellátása érdekében. Meg kell állapítanunk azonban, hogy a vezető jegybankok gigászi lazítási programjai a subprime és a köztes időszakokhoz képest csökkentették a devizák árazási bizonytalanságát – azonban

kérdéses, hogy mi fog történni eme lépések visszavonásakor. Munkánk érdekes színfoltját jelenti a svájci frank euróval szembeni hirtelen erősödése nyomán létrejövő sokk átmeneti jellege: az árfolyamplafon bejelentését követően a piaci együttmozgások jellemzően visszataláltak a korábbihoz hasonló szintjükre. A vizsgált európai devizák között mért historikusan erős korreláció miatt a válságokra adható logikus válasz egyébként is az együttmozgás csökkenése (azaz divergencia) kell, hogy legyen, amit igazoltunk. A forint fundamentális gyengesége mindazonáltal tapintható volt: a teljes időszakra jellemző gyengülésén, a magas csúcosságon, a nagyobb számú és gyakoribb előfordulású extrém elmozduláson és a divergencián keresztül. A koronánál ezek a jegyek jellemzően gyengébbek voltak, míg vezető devizák esetében a svájci frank és az euró története csupán epizodikus volt.

A forint mindhárom, devizaalapú hitelek-nél felmerülő devizával szemben a válság előtt nem megszokott gyakorisággal mutatott extrém ingadozást, miközben átmenetileg leépült az európai devizákkal szembeni historikusan szoros együttmozgása is. Tekintve, hogy a koronánál hasonló folyamatokat tapasztaltunk, célszerűnek tartunk egy olyan célzott, a devizaalapú hitelezést folytató kelet-közép-európai országokra szabott program megvalósítását, amely egyaránt kiterjedne a bankok eszköz-és forrásoldali konszolidációjára. Ennek menedzselése során kifejezetten praktikus volt a felügyelet jegybank alá rendelése, és célszerű elmélyíteni a közösségi szintű együttműködést – követve a vezető jegybankok között már fél évtizede működő árfolyamkilengés-csillapító devizacsere megállapodásainak mintáját.

JEGYZETEK

- ¹ Jelen kutatási eredmények megjelenését az Ágazati felkészítés a hazai ELI projekttel összefüggő képzési és K+F-feladatokra című, TÁMOP-4.1.1.C-12/1/KONV-2012-0005 azonosítószámú projekt támogatja. A projekt az Európai Unió támogatásával, az Európai Szociális Alap társfinanszírozásával valósul meg.
- ² <http://www.nbp.pl/homen.aspx?c=/ascx/archen.ascx>
- ³ <http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2010/html/pr101217.en.html>
- ⁴ Act No. 6/1993 Coll., on the Czech National Bank; Hungary: law 124 in 1999; Poland: Act on Financial Market Supervision of 2006, No. 157, item 1119)
- ⁵ <http://www.admin.ch/ch/e/rs/9/951.11.en.pdf>
- ⁶ http://www.japaneselawtranslation.go.jp/law/detail_main?id=92&vm=2&cre=
- ⁷ http://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2013/k130404a.pdf
- ⁸ Például az irányadó kamat emelése mögött az árszababilitás középtávon várható romlása áll.
- ⁹ http://www.federalreserve.gov/newsevents/reform_swaplines.htm; <http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2007/html/pr071212.en.html>
- ¹⁰ http://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2008/un0809a.pdf
- ¹¹ A jegybankok listája olykor kiegészült a norvég, ausztrál, mexikói, koreai, svéd és dán jegybankokkal.
- ¹² <http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2011/html/pr111130.en.html>
http://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2011/rel111221b.pdf
- ¹³ http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2008/html/pr081015_1.en.html
- ¹⁴ <http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2010/html/pr101217.en.html>
- ¹⁵ <http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2008/html/pr081016.en.html>
- ¹⁶ <http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2008/html/pr081027.en.html>
- ¹⁷ <http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2008/html/pr081121.en.html>
- ¹⁸ <http://www.imf.org/external/np/mfd/er/index.asp>
- ¹⁹ Aszimptotikusan elvárható lenne a tőkepiaci hozamok normális eloszlása a nagy számok törvénye miatt – feltételezve, hogy az árfolyam változására csak a véletlen hat. A vastagfarkú hozamok problémáját a Lévy-féle Pareto-eloszlás feltételezésével hidalhatjuk át, ekkor a rövidebb időszakokon mért Pareto-eloszlások összege is Pareto-eloszlás lesz és az időintervallum növelésével az eloszlások közelítenek a normálishoz (Molnár, 2005, 27. oldal). Hozzá kell tennünk azonban, hogy jelen munkánk 3035 elemből álló, 12 évet átfogó mintáján sem jelent meg a hozamok normális eloszlása.
- ²⁰ A skálafüggetlen hálózat hierarchikus felépítése nem változik sem az eltelt idő, sem a hálózat méretének függvényében.
- ²¹ A Világbank legszűkebb definícióját használtuk, lásd: <http://go.worldbank.org/JIBDRK3YC0>.
- ²² A három szerző nevének feltüntetése azért tűnt célszerűnek, mert Engle alapozta meg a GARCH-modellek létrejöttét, amiért 2002-ben Nobel-díjat kapott, majd ugyanebben az

évben publikálta a dinamikus feltételes korreláció modelljét is. A Matlab-programban végzett számításaink során pedig a Kevin Sheppard által fejlesztett UCSD és MFE „toolbox”-okat használtuk, amelyeket a <http://www.kevinsheppard.com> oldalon értük el.

²³ Generalized Autoregression Heteroscedasticity

²⁴ Az Ansari–Bradley-teszt során két eltérő hosszúságú független mintát hasonlítok össze, feltételezve, hogy ugyanabból a valószínűségi eloszlásból származnak, szemben az alternatív hipotézissel, amely szerint csupán hasonló mediánnal és formával, viszont eltérő varianciával rendelkező eloszlással rendelkeznek. $H=0$ esetén a két minta hasonló, míg $H=1$ esetén szignifikánsan különböznek.

IRODALOM

- ÁRVAI, ZS. – DRIESSEN, K. – ÖTKER-ROBE, Ý. (2009): Regional Financial Interlinkages and Financial Contagion Within Europe. *IMF Working Paper*
- BABETSKAIA-KUKHARCHUK, O. – BABETSKII, I. – PODPIERA, J. (2008): Convergence in exchange rates: market's view on CE-4 joining EMU. *Applied Economics Letters*. 15. pp 385–390
- BÁNFI T. – KÜRTHY G. – BÁNFI A. (2011): Szabályozás a pénzügyi válság(ok) után (között): kényszer és lehetőség. *Pénzügyi Szemle*. 56. 191–210. oldal
- BARABÁSI, A. L. – ALBERT, R. (1999): Emergence of Scaling in Random Networks. *Science*. 286. p 509
- BEARCE, D. H. (2002a): Monetary Divergence: Domestic Policy Autonomy in the Post-Bretton Woods Era. Ann Arbor. *University of Michigan Press*
- BEARCE, D. H. (2002b): Monetary Divergence Domestic Political Institutions and the Monetary Autonomy - Exchange Rate Stability Trade-Off. *Comparative Political Studies*. 35. pp 194–220
- BEKAERT, G. – HARVEY, C. R. – NG, A. (2005): Market Integration and Contagion. *Journal of Business*. 78. pp 39–69
- BENATI, L. – GOODHART, C. (2011): Monetary Policy Regimes and Economic Performance: The Historical Record, 1979–2008. Friedman, B., Woodford, M., (eds.): *Handbook of Monetary Economics*. 1D. North Holland. Elsevier
- BENEDEK G. – LUBLÓY Á. – SZENES M. (2007): A hálózatelmélet banki alkalmazása. *Közgazdasági Szemle*. 54. 682–702. oldal
- BERLINGER E. – WALTER Gy. (2013): Unortodox javaslat a deviza- és forintalapú jelzáloghitelek rendezésére. *Hitelintézési Szemle*. 12. 469–494. oldal
- BONANNO, G. – LILLO, F. – MANTEGNA, R. (2001): Levels of complexity in financial markets. *Physica A*. 299. pp 16–27
- BORIO, C. (2014): Monetary policy and financial stability: what role in prevention and recovery? *BIS Working Papers* 440.
- BUBÁK, V. – KOCENDA, E. – ZIKE, S. F. (2011): Volatility transmission in emerging European foreign exchange markets. *Journal of Banking & Finance*. 35. pp 2829–2841
- CAMPBELL, R. – KOEDIJ, K. – KOFMAN, P. (2002): Increased Correlation in Bear Markets. *Financial Analysts Journal*. 58. pp 87–94
- CAPPEIELLO, L. – ENGLE, R. F. – SHEPPARD, K. (2006): Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns. *Journal of Financial Econometrics*. 4. pp 537–572

- CLAUSET, A. – SHALIZI, C. R. – NEWMAN, M. E. J. (2009): Power-law distributions in empirical data. *SIAM Review*. 51. pp 661–703
- DARVAS, Zs. (2013): The Euro Crisis: Ten Roots but Fewer Solutions. In: Farkas, B. (ed.): *The Aftermath of the Global Crisis in the European Union*. Newcastle upon Tyne. Cambridge Scholars Publishing. pp 83–104
- DEUTSCH, H-P. (2002): *Derivatives and Internal Models*. Houndmills. Palgrave Macmillan
- ENGLE, R. F. (2002): Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*. 20. pp 377–389
- FAMA, E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 25. pp 383–417
- FARKAS, B. (2011): The Central and Eastern European model of capitalism. *Post-Communist Economies*. 23. pp 15–34
- FORBES, J. K. – RIGOBON, R. (2002): No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*. 57. pp 2223–2261
- FRANKEL, J. A. (2011): Monetary Policy in Emerging Markets. In: Friedman, B., Woodford, M., (eds.): *Handbook of Monetary Economics*. 1D. North Holland. Elsevier
- GABAIX, X. – GOPIKRISHNAN, P. – PLEROU, V. – STANLEY, H. E. (2003): A theory of power-law distributions in financial market fluctuations. *Nature*. 423. pp 267–270
- GYÖRFI D. (2013): Válságkezelés Európában, a gazdaságpolitika depolitizálásának kilátásai. *Pénzügyi Szemle*. 58. 123–135. oldal
- HUDE CZ A. (2012): Párhuzamos történetek – A lakossági devizahitelezés kialakulása és kezelése Lengyelországban, Romániában és Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*. 59. 349–411. oldal
- JENTSCH, V. – KANTZ, H. – ALBEVERIO, S. (2006): Extreme Events: Magic, Mysteries and Challenges. In: Albeverio, S. – Jentsch, V. – Kantz, H. (eds.): *Extreme Events in Nature and Society*. Heidelberg. Springer. pp 1–18
- JIAWEI H. – MICHELINE K. (2004): *Adatbányászat, koncepciók és technikák*. Panem, Elsevier. Budapest
- KANTZ, H. – ALTMAN, E. G. – HALLERBERG, S. – HOLSTEIN, D. – RIEGERT, A. (2006): Dynamical Interpretation of Extreme Events: Predictability and Predictions. In: Albeverio, S. – Jentsch, V. – Kantz, H. (eds.): *Extreme Events in Nature and Society*. Heidelberg. Springer. pp 69–93
- KISS, G. D. – KOSZTOPULOSZ, A. (2013): The Adequacy of Inflation-Targeting Monetary Policy and Euro Zone Participation for the Central-East European Countries. In: Farkas, B. (ed.): *The Aftermath of the Global Crisis in the European Union*. Newcastle upon Tyne. Cambridge Scholars Publishing. pp 178–210
- KOLOZSI P. P. (2013): Monetáris politika, érdekcsoportok, pénzügyi válság. *Pénzügyi Szemle*. 58. 35–52. oldal
- KOVÁCS, Gy. (2009): Financial Stability and the Banking System, or the Imbalance of the Intermediary System. *Public Finance Quarterly*. 54. pp 49–67
- LAWSON, C. – ZIMKOVÁ, E. (2009): The credit crisis: what lessons for Visegrad? *Prague Economic Papers*. 2. pp 99–113
- LÜTKEPOHL, H. – KRATZIG, M. (2004): *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press
- MOLNÁR M. A. (2005): A hatékony piacok elméletének történeti előzményei. *Hitelintézetek szemle*. 4. 17–36. oldal

- PELLE, A. (2006): Opportunities in the Hungarian Financial Services Sector as Part of the Single European Market of Financial Services. *Transition Studies Review*, Vol. 13, No. 3, pp. 497–510.
- PLÜMPER, T. – TROEGER, V. E. (2008): Fear of Floating and the External Effects of Currency Unions. *American Journal of Political Science*. 32. pp 656–676
- SARATH, P. A. (2001): Efficient Markets Hypothesis and the Emerging Capital Market in Sri Lanka: Evidence from the Colombo Stock Exchange – A Note. *Journal of Business Finance and Accounting*. 28. pp 249–261
- STAVÁREK, D. (2009): Assessment of the Exchange Rate Convergence in Euro-Candidate Countries. *Amfiteatru Economic Journal*. 11. pp 159–180
- SZEGEDI L. (2012): A pénzügyi piacok közvetlen európai felügyeletének kihívásai. *Pénzügyi Szemle*. 57. 368–379. oldal
- VITALI, S. – GLATTFELDER, J. B. – BATTISTON, S. (2011): The network of global corporate control. *PLoS ONE*. 6. e25995
- YESIN, P. (2013): Foreign Currency Loans and Systemic Risk in Europe. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 95. pp 219–35
- BIS (2011): Global liquidity – concept, measurement and policy implications. *BIS CGFS Publications*. 45
- EBF (2012): The new EBF Banking Sector Statistics Database 2012. European Banking Federation
- ECB (2011): The Monetary Policy of the ECB. European Central Bank, Frankfurt am Main
- MNB (2013): Az MNB pénzügyi felügyeleti funkciójának megerősítése – új szabályozói eszközök MNB-hez rendelése és a PSZÁF MNB-be integrálása. Magyar Nemzeti Bank. vitaanyag
- SNB (2012): Annual Report 2011. Swiss National Bank, Bern