

Kiss Gábor Dávid – Kosztopulosz Andreász

# A pénz- és tőkepiaci válság hatása a monetáris politika mozgásterére Kelet-Közép-Európában

**ÖSSZEFOGLALÓ:** Amennyiben egy ország engedélyezi a tőke szabad áramlását és a valutája szabadon lebeg, a monetáris trilemma nyomán a monetáris politika autonómiáját fogjuk tapasztalni, ami sérül, ha külső sokk hatására a piaci együttmozgás szignifikánsan csökken (divergencia) vagy nő (fertőzés). Munkánk célja megvizsgálni, mennyiben befolyásolják az eurózóna kötvénypiaci hozamainak és devizájának napi változásai, valamint az Európai Központi Bank (ECB) monetáris politikai lépései a cseh, magyar és lengyel kötvénypiaci hozamok és devizák napi változását 2002 és 2011 között. A vizsgált tőke- és pénzpiacok hatékonyságának elvetését követően az egyes piacpárokra dinamikus feltételes korrelációt illesztünk. Ezek szignifikáns különbözőségét az eurózóna indikátorainak extrém és normál mértékű napi elmozdulásai mentén vizsgáljuk. Adott elmozdulás extrémítását a tapasztalati elmozdulásnak a rá vetített elméleti normál eloszlás alól történő „kilógása” mentén értelmezzük. Bár a kelet-közép-európai országok monetáris politikájának célfüggvénye nagyrészt követi az Európai Központi Bankét, az eltérő fundamentális jellemzőik nyomán az extrém napokon fellépő kollektív cselekvések a kockázati felár növekedésével jártak. Mindez azt jelenti, hogy az eurózónában bekövetkező változások közül a kedvezőtlenek sokkal inkább sújtották a kelet-közép-európai piacokat, miközben az ECB likviditásbővítő lépései nem feltétlenül gyűrűztek be. Kérdéses azonban, hogy az euró bevezetése e kedvezőtlen jelenségek megszűnését eredményezné.\*

**KULCSSZAVAK:** fertőzés, divergencia, hozamgörbe, Kelet-Közép-Európa, monetáris politikai autonómia

**JEL-kód:** C32, G01, G12

**E** tanulmány célja bemutatni, hogy mennyiben beszélhetünk monetáris autonómiáról a kelet-közép-európai kötvény- és devizapiacokon. A monetáris politika autonómiájának tárgyalása során cikkünkben a jegybanki kamat- és likviditási döntések behatároltságát vizsgáljuk.

\* A tanulmány a TÁMOP-4.2.1/B-09/1/KONV-2010-0005 azonosító számú, „Kutatóegyetemi Kiválósági Központ létrehozása a Szegedi Tudományegyetemen” című project keretében készült, amely az Európai Unió támogatásával, az Európai Szociális Alap társfinanszírozásával valósul meg.

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

A külföldi jegybankok monetáris politikai döntései ugyanis befolyásolhatják a hozamgörbe meredekségét, illetve az egyes lejáratok változását, továbbá az egyes devizák együttmozgása is kialakulhat. Munkánk során az Európai Központi Bank (a továbbiakban: ECB) döntéseinek magyar, cseh és lengyel kötvény- és devizapiacra gyakorolt hatásait vizsgáljuk 2002. január 1. és 2011. július 31. közötti napi záró értékének logaritmikus első differenciáljának felhasználásával.

A kiválasztott visegrádi országok vizsgálatát támasztja alá a *Stávárek* (2009), illetve *Babetskaia – Kukharchuket et al.* (2008) által leírt devizaárfolyamok között megfigyelhető erős konvergencia, illetve *Farkas* (2011) azon

megállapítása, amely szerint eme országcsoporthoz önálló gazdasági modellt alkot az Európai Unióban hagyományosan meglévő angol-szász, északi, kontinentális és mediterrán mellett.

A hozamgörbe pozitív meredeksége a pénz időértékéből fakad, amelytől súlyos likviditáshiánynál, illetve az inflációs várakozások javulásakor (inverz-hozamgörbe, ami például felléphet pusztán a Balassa–Samuelson-hatás nyomán is, [lásd *García – Solanes et al.* (2007) és *Darvas – Szapáry* (2008) munkáját] térnek el jellemzően a piacok. Első lépésként tehát érdemesnek találjuk megvizsgálni azt, hogyan változott a minta országaiban a tízéves és a háromhónapos hozamok különbsége az ECB monetáris politikai döntéseinek függvényében. Ha a 2008-as év nyár végére és őszére datálható globális likviditáshiányt kísérő ECB-intézkedések a 3M és 10Y különbség növekedését okozták, akkor pozitív extern hatásról beszélhetünk.

A hozamgörbék és a devizaárfolyamok hullámzásában megmutatkozó együttmozgások időbeli stabilitása szintén kulcsfontosságú lehet mind a kockázatkezeléshez szükséges pénzügyi innovációk alkalmazása, mind a lejárat-transzformáció végrehajtása során (Marsili – Raffaelli, 2006; Eisenschmidt – Holthausen, 2010; Ondo – Ndong, 2010; Barrel et al., 2010). Miután a régió országainak bankjai – bár eltérő mértékben ugyan, de – külföldi forrásokra támaszkodva finanszírozták a kétezres évek hitelexpanzióját (ECB, 2008), ezért a devizapiaci együttmozgások változásait nem hagyhatjuk figyelmen kívül. *Chen és Zhang* (1997), *Goezmanet et al.* (2005), *Szegő* (2010), illetve *Obstfeld és Taylor* (2002) munkáinak tükrében elmondhatjuk, hogy a konvertibilitással globálisan integrált reálgazdaságok tőkepiacainak az együttmozgási hajlandósága empirikusan igazoltan nőtt a nyolcvanas évek óta. Az általunk vizsgált eszközöknél emellett számolni kell a jövőbeli euróbevezetés igényével,

ami egyfelől visszaköszön az intézményi harmonizációban (monetáris politikai célok, árfolyamrendszerek, definíciók és módszertanok ECB-konform jellege), másfelől a piaci várakozásokban. A hozamok és devizák együttmozgása kapcsán tehát meg lehet vizsgálni azok együttmozgásának dinamikus változásait a tízéves időtávon, továbbá érdemes összehasonlítani, hogy bekövetkezett-e szignifikáns változás a válság hatására. A „válság” jelenségét kétféle módon közelítettük meg: két időablak összehasonlításával, illetve az euró-zóna-indikátorok ingadozásainak extrémítása mentén. Az időablakos megközelítés során az ECB irányadó kamatlábjának változásait vettük alapul, kihasználva azt a tényt, hogy a 2005. december 6-tól 2008. október 13-ig tartó kamatemelési periódus megközelítőleg azonos hosszúságú a válságot kísérő 2008. október 14-től kezdődő kamatcsökkentési időszakokkal (745, illetve 738 kereskedési nap). Az euró-zóna-indikátorainak ingadozásánál a logaritmikus első differenciált napi értékeinek eloszlási függvényét választottuk szét „normál” és „extrém” állapotokra, majd a korrelációk szignifikáns változásainak nyomait kerestük – a kockázatkezelés szempontjából ugyanis épp az ilyen drámai ugrások hatásaival szemben kell védekezni. Legkényelmesebb a korreláció számottevő változásának hiánya lenne az ilyen extrém napokon, azonban mind a monetáris politikai döntéshozók, mind az egyéb piaci szereplők számára kihívást jelenthet akár az együttmozgások gyengülése, akár az erősödésük.

E téma elméleti hátterét a *Bonanno et al.* (2001) által a piacok komplexitásának három fő következményével kapcsolatos megállapításai mentén közelítjük meg. Eszerint a piaci hozamok és szórások csak megközelítőleg stacionerek (kovarianciastabilitás), miközben a hozamok autokorrelációja legalább húsz kereskedési napig elnyújtott monoton csökkenést mutat. Másfelől létezik iparágakon és idősoron belüli keresztkorreláció, lehetőséget

nyújtva az eseményalapú kereskedésre a létrejövő szinkronhatások miatt. Mindebből fakad a harmadik szabály, amely kimondja az extrém események idején megfigyelhető kollektív viselkedés jelenségét – a következő bekezdésekben ennek a három speciális változatát mutatjuk be: az interdependenciát, a fertőzést és a divergenciát.

A szakirodalom által kiemelt fertőzésekre (*contagion*) a Világbank<sup>1</sup> háromféle megközelítését vehetjük alapul; az általános definíció szerint az országok közötti sokkok vagy bármilyen más hatás terjedését érthetjük ide, nem téve különbséget a válságok és felívelő periódusok között. A korlátozott definíció értelmében a fertőzés nyomán létrejövő, szokásosnál magasabb korreláció mögött az országok között fennálló fundamentális (pénzügyi vagy finanszírozási, a termelési értéklánc határon átnyúlásából fakadó, illetve politikai) kapcsolatok húzódnak meg. A legszűkebb definíció szerint fertőzésről beszélhetünk akkor, ha a nyugodt időszakhoz képest a válságos periódusban a korreláció szignifikáns növekedését tapasztaljuk.

E megközelítés arra a tőkepiaci hozamok aszimmetrikus természetének megfigyelésére épül (Campbellet et al., 2002; Bekaert et al., 2005), amely szerint a piaci szereplők *homogénnek* tekintik a hasonló karakterisztikákkal (földrajzi elhelyezkedés, szektor, minősítők által adott besorolás stb.) leírható *egyed eszközöket és országokat*, így probléma esetén a teljes homogén kategória felszámolására törekednek. Ezzel ellentétes lehet azonban a *Bearce* (2002) által leírt *heterogenizálás*, ahol a piaci szereplők egy korábban homogénnek tekintett csoporton belül elkezdnek jobban odafigyelni *az egyedi sajátosságokra*, és ezt be is építik a kockázatok árazásába – a korábban homogénnek tekintett, tehát konvergáló csoport felbomlása az együttmozgás csökkenésével jár, így erre a jelenségre divergenciaként hivatkozunk a továbbiakban.

Szükséges tehát e hármas fogalomkör mélyebb definiálása.

**DEFINÍCIÓ 1:** Tőkepiaci fertőzés (1) alatt az  $m_k m_j$  piacok közötti  $\rho^{m_k m_j}$  korreláció  $r_{n/x}$  külső vagy belső sokk hatására bekövetkező szignifikáns növekedését értjük (Forbes – Rigobon, 2002; Campbellet et al., 2002; Bekaert et al., 2005):

$$r_{\frac{n}{x}}^{m_i} \neq 0 \rightarrow \rho_n^{m_k m_j} \leq \rho_x^{m_k m_j} \quad (1)$$

A keresleti és kínálati oldal között fennálló egyensúly megbomlásával *Wonget et al.* (2010) szerint fertőzéskor az azonos irányú tőkemozgások nemzetközi mértéket öltenek, ami a megemelkedő korrelációval karöltve keresztülhúz mindennemű védekező diverzifikációs törekvést (Campbellet et al., 2002). *Van Royen* (2002), illetve *Markwatet et al.* (2009) még ennél is tovább mennek: az 1997-es távol-keleti, az 1998-as orosz, valamint a 2001-es dot-com válság kapcsán megállapítják, hogy egy fertőzés terjedése nem függ az adott ország makrogazdasági fundamentumaitól, így a hirtelen sokkokkal szemben még a földrajzi alapú diverzifikáció is tehetetlen. Az orosz válság minden esetre felhívta a figyelmet a *magas tőkeáttételű finanszírozásra* – mint a fertőzés egy lehetséges okára – hiszen a piaci likviditás hiánya ekkor is finanszírozási problémákat okozott, és a magas tőkeáttételű alapok egyszerre vonultak ki látzólag semmilyen kapcsolatban nem álló földrajzi régiókból. A 2007-ben induló válság során fejlett pénzügyi piacok fertőződésében a strukturált termékek piaca, a bankközi piac és a tőkeáttétel leépítésén keresztül a likviditási csatorna volt a döntő.

A már említett divergencia jelenségét így szükségesnek tartom definiálni az alábbi módon. *Bearce* (2002) a jelenség monetáris politikai hátterét egyenesen a Brettonwoods-i rendszer 1973-as bukásától vezeti le könyvében, kiindulópontként hivatkozva a Mundell–Fleming-féle monetáris trilemmára – monetáris politikai autonómia, szabad tőkeáramlás és lebegő árfolyamok mellett a kamatlábak legfeljebb évtizednél rövidebb perióduson képesek konvergálni.

**DEFINÍCIÓ 2:** Tőkepiaci divergencia (2) alatt az  $m_k m_j$  piacok közötti  $\rho^{m_k m_j}$  korreláció  $r_{n/x}$  külső vagy belső sokk hatására bekövetkező szignifikáns csökkenését értjük:

$$\frac{r_n^{m_i} \neq 0}{x} \rightarrow \rho_n^{m_k m_j} > \rho_x^{m_k m_j} \quad (2)$$

A kamatkonvergencia feltételes jellege komoly kihívást jelenthet a mintában szereplő országok számára, hiszen könnyen lehet, hogy épp egy válság hatására nő meg a kockázati felár az egyes országok között.

Amennyiben külső sokk hatására mégsem következik be a korrelációk szignifikáns változása, *Forbes* és *Rigobon* (2002) nyomán definiálhatjuk az interdependenciát.

**DEFINÍCIÓ 3:** Tőkepiaci interdependenciáról (3) beszélünk abban az esetben, ha az  $m_k m_j$  piacok közötti  $\rho^{m_k m_j}$  korreláció  $r_{n/x}$  külső vagy belső sokk hatására nem változik szignifikáns mértékben (*Forbes* – *Rigobon*, 2002):

$$\frac{r_n^{m_i} \neq 0}{x} \rightarrow \rho_n^{m_k m_j} \approx \rho_x^{m_k m_j} \quad (3)$$

A korreláció változásának megállapításához azonban szükség van egy rendezőelvre, azaz a sokkok definiálására. Az események extrémítását *Jentsch et al.* (2006) definíciója alapján azok alacsony valószínűsége és nagy hatása alapján definiáljuk. Az extrémítás endogén megközelítése pedig az adott piacon adott időpontban lezajló extrém esemény más piacokra gyakorolt befolyásának vizsgálatát takarja – így a modellalkotás során nem foglalkozunk exogén tényezőkkel.<sup>2</sup> A piacok komplexitásának feltételezése szükséges ahhoz, hogy a vastagfarkúság (*heavytailness*) jelenségét (*Alderson*, 2008; *Albeverio* – *Piterbag*, 2006) endogén, piacok kölcsönhatásából fakadó folyamatként vizsgáljuk. Vastagfarkúság esetén a piacon mérhető napi árfolyamváltozásoknál egy tetszőlegesen nagy és az azt egy nagyságrenddel meghaladó elmozdulások valószínűsége között sokkal kisebbek a különbségek, mint az a normál eloszláskor elvárható lenne.

**HIPOTÉZIS 1.:** A monetáris politikai autonómia nyomán a kötvény- és devizapiacok divergenciáját (4) fogjuk tapasztalni:

$$\frac{r_n^{m_i} \neq 0}{x} \rightarrow \rho_n^{m_k m_j} > \rho_x^{m_k m_j} \quad (4)$$

Munkánk célja tehát a monetáris politikát érintő kollektív cselekvések (fertőzés, divergencia, interdependencia) különböző formáinak értékelése, hipotézisünk tehát a *Bearce* (2002) által bemutatott divergencia jelenségére vonatkozik.

## AZ ECB MONETÁRIS POLITIKAI LÉPÉSEI

A vizsgált, 2002. január 1-jétől 2011 júliusáig tartó időszakban az ECB monetáris politikáját tekintve nyolc fő szakaszt lehet elkülöníteni (*lásd 1. ábra*). A dot-com lufi 2001 tavaszi kipukkanását követő válságra az ECB az irányadó refinanszírozási kamatcsökkentésével reagált, ennek során 25 hónap alatt az irányadó kamatláb a 4,75 százalékos induló értékről 25 hónap alatt 275 bázisponttal csökkent. Ez az A jelű időszak, amelynek első harmadába esik a vizsgált időszak kezdőpontja. A kamatcsökkentési periódus végére kialakult 2,00 százalékos irányadó refinanszírozási kamatláb, amely ezt követően 30 hónapon keresztül változatlan maradt (ez lesz a B időszak) a monetáris élénkítés eszközeül szolgált.

A C jelű időszak során az ECB kilenc lépésben 200 bázisponttal 4,00 százalékra emelte az irányadó refinanszírozási kamatlábat: ez a 18 hónap már a növekvő nyersanyagárakról és a magára találó növekedésről (illetve az ingatlan-szektor túlzott felfutásáról) szólt. Az ECB a D periódusban 13 hónapon keresztül magasan, 4,00 százalékos szinten tartotta az irányadó refinanszírozási kamatlábat, reflektálva a bankok elégtelen likviditására, a dollár leértékelődésével és az inflációval kapcsolatos félelmekre, majd 2008. július 3-i hatállyal 25 bázisponttal 4,25 százalékra emelte (miközben a FED már 2007 szeptembere óta folyamatosan csökken-

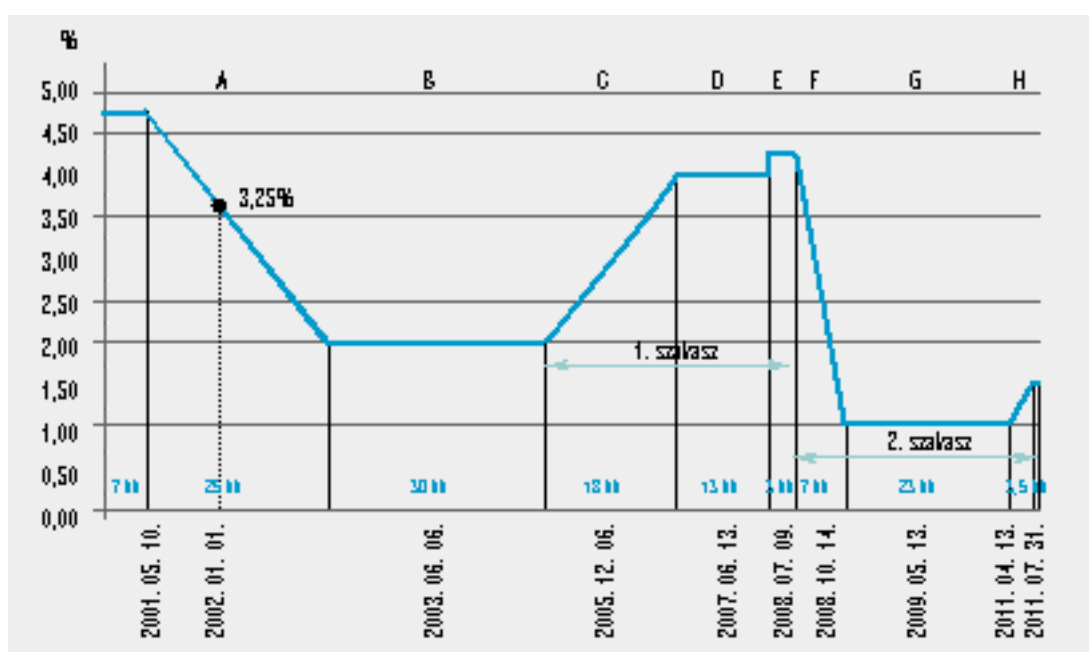
tette a kamatlábat). Ezt a háromhónapos intervallumot *E* jelű intervallumként célszerű külön kezelni a Lehman Brothers csődjét övező bizonytalanságok miatt.

A csődöt követő válság időszaka során az ECB rendkívül gyors kamatsökkentést hajtott végre: a periódus eleji magas 4,25 százalékos irányadó refinanszírozási kamatlábat mindössze 7 hónap alatt 8 lépésben egy történelmi mélypontot képviselő 1 százalékos szintre csökkentette. A válságra adott monetáris politikai intézkedések a kamatsökkentésen túl további eszközökkel is kiegészültek. Ilyen volt egyrészt a magas kamatvolatilitás csökkentését célzó kamatfolyosó-szűkítés lépése, amelynek során 200 bázisponttól 100 bázispontra szűkítette a központi banki rendelkezésre állásnak az irányadó refinanszírozási művelet körüli kamatfolyosóját (és ezt néhány hónapon keresztül 2009. január végéig fenn is tartotta), másrészt az eurórendszer hitelműveletei céljára elfogadható fedezeti eszközök körének ki-

terjesztése szintén a likviditásbővítést szolgálta. Ugyanakkor a hosszabb lejáratú refinanszírozás nyújtásának megkönnyítése érdekében USA dollárban denominált likviditást biztosított devizaswap-megállapodásokon keresztül. Az *E* periódus egyértelműen a bankmentésről és az eurózóna országok államadósságának növekedéséről szólt. 2009. május 13-át követően már nem csökkent tovább az irányadó eszköz kamata: a vizsgált időszak végéig tartó és *G*-vel jelölt 23 hónapos periódusban 1 százalék szinten tartotta az ECB a kamatlábat, emellett likviditást nyújtó, egyéves futamidejű, hosszabb lejáratú refinanszírozó műveletek végzését jelentette be. A monetáris élénkítés sajátos formájaként 2009. július 8-tól az Európai Beruházási Bankot (EBB) elfogadható partnerként deklarálta az eurórendszer monetáris politikai műveleteiben. Ezt követően az EBB ugyanolyan feltételekkel juthat refinanszírozási forráshoz, mint bármely más szerződő fél. Ez a többletfinanszírozás az EBB becslései szerint

1. ábra

### AZ ECB IRÁNYADÓ KAMATLÁBÁNAK VÁLTOZÁSA



Forrás: saját szerkesztés, ECB

akár 40 milliárd euró többletberuházást eredményezhetett. Ebben az időszakban mind élelsebbé vált az euróválság.

A monetáris politika terén 2010-ben is folytatta az EKB a rögzített kamatú, mennyiségi korlátozás nélküli tendereztetés gyakorlatát. 2010 májusában aztán a pénzügyi piacokon uralkodó feszültségekre válaszul az ECB beavatkozott az euróövezetben kibocsátott államkötvények és egyéb hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok másodpiacán. Az időszak végén (*H* periódus) a 2011. április 13-tól kezdődő időszakban az euróval kapcsolatos bizonytalanság következtében két lépésben 1,5 százalékra növekedett az irányadó kamat (a kép teljessége érdekében megjegyezve azonban, hogy 2011. december 14-e óta ismét az 1 százalékos szinten áll).

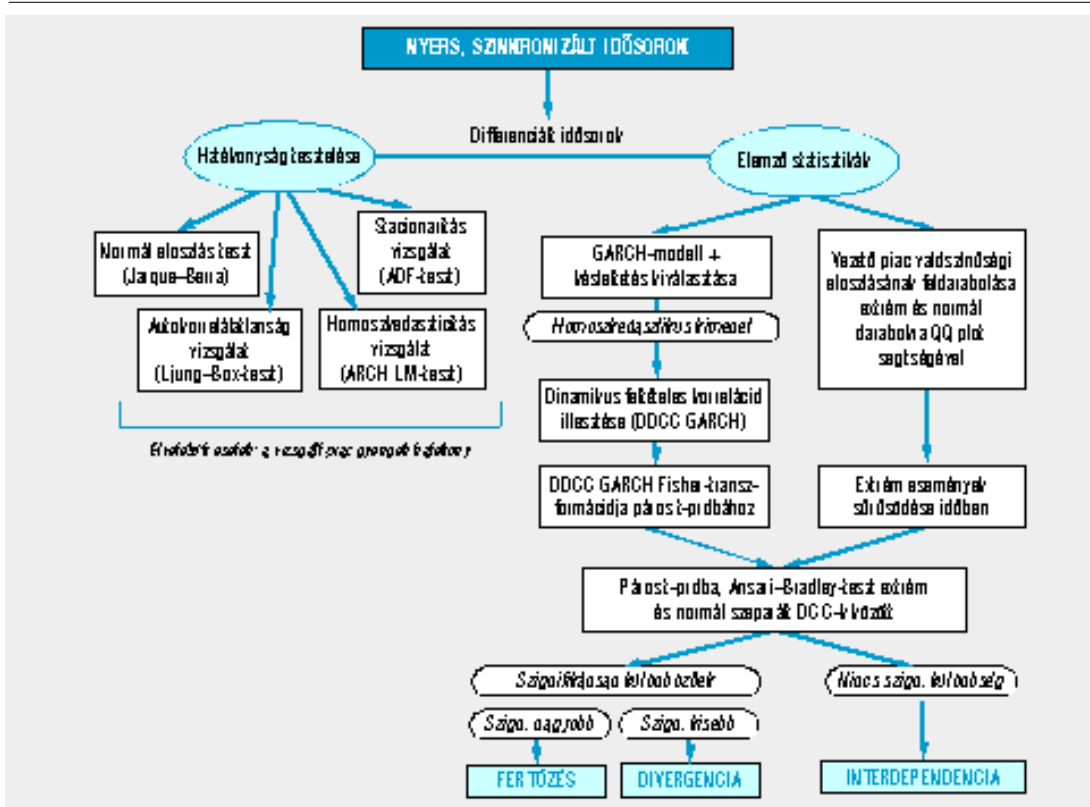
Az ECB monetáris politikájának hatását tesztelendő a tárgyalt nyolc periódus közül két, nagyjából egyforma hosszúságú időszakaszt választottunk ki. Az első a 2005. december 6-tól 2008. október 14-ig tartó 34 hónapos időszak (amely tehát a *C*, a *D* és az *E* periódusokat foglalja magában): erre egyértelműen a likviditásszűkítés jellemző. A második kiválasztott szakasz a 2008-as pénzügyi válsághoz kötődik és 2008. október 14-től 2011 júliusáig tartó 36 hónapot öleli fel, amely a monetáris lazítás időszaka volt.

### MÓDSZERTAN – A FERTŐZÉSEK STATISZTIKAI IGAZOLHATÓSÁGA

Az extrém események statisztikai és dinamikus tulajdonságaival kapcsolatos tapasztalatok levo-

2. ábra

#### A MINTÁBAN SZEREPLŐ PIACOK KÖZÖTT VIZSGÁLT KAPCSOLATOK FELÉPÍTÉSE



Forrás: saját szerkesztés

nására az  $r_{n/x}$  és a fertőzések előfordulását megengedő alternatív piacmodell bevezetését követően kerül sor a vizsgált piacokon fellépő fertőzések statisztikai igazolására, illetve elvetésére. Az  $m_v$  vezető piacot a német (eurózóna-beli) ( $m_v$ ) minta jelöli minden esetben, a követő piacok pedig a kiválasztott kelet-közép-európaiak.

A számolás menetét a 2. ábra foglalja össze. A leíró statisztikák elvégzése során a minta alapján rávilágítunk a piacok gyenge hatékonyságából, a korlátozott racionalitásból és a skálafüggetlen hálózatokból fakadó problémákra. Az elemző statisztikák első részét jelentő GARCH-illesztések során a leíró statisztikák által feltárt torzulásokat (autokorreláció és heteroszkedaszticitás) szűrjük ki, majd végrehajtjuk a dinamikus feltételes korreláció kiszámítását követően az extrém és normál események különválasztását és megválaszoljuk a hipotézist.

A munka során a Matlab-szoftvert használtuk, amelyhez a Dr. Kevin Sheppard (Oxford) által fejlesztett „UCSD GARCH” és az „Oxford MFE” csomagokat<sup>3</sup> használtuk fel az idő-sorelemzés során.

## A piaci hatékonyság tesztelése

A piacok egymásra hatásának vizsgálata során először ellenőrizzük vizsgált piacaink hatékonyságát Fama (1970) definíciója nyomán. Ha a hatékonyságnak csupán a gyenge formáját tapasztalnánk, a múltbeli árfolyamváltozásokból nem következtethetnénk a jövőbeli változásokra. Statisztikai szempontból tehát a jövőbeli árak legjobban a mai ár alapján lennének megbecsülhetők, amit bolyongásnak (5) (*random walk*) nevezünk:

$$r_t = r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

ahol  $\varepsilon_t$  jelöli az új információk hatását (információs sokk) és  $r_t$  jelöli az eszköz árazását  $t$  időpontban. Mindez pedig feltételezi a hozamok normál eloszlását, stacionaritását, autokorrelálatlanságát és homoszkedaszticitását.

A normál eloszlás tesztelését Jarque–Berra-teszttel végeztük, a stacionaritást „kibővített” (*augmented*) Dickey–Fuller- (ADF-) teszttel vizsgáltuk, míg az autokorreláció és heteroszkedaszticitás kimutatására Ljung–Boksz-, illetve ARCH–LM-tesztet alkalmaztunk Jentsch et al. (2006), Alexander (2008) és Lütkepohl (2004) nyomán.

## Dinamikus feltételes korreláció illesztése a heteroszkedaszticitás kiszűrését követően

Forbes és Rigobon (2002) szerint a valamely időablakon értelmezett, illetve gördülő korrelációkat torzíthatja a heteroszkedaszticitás; ennek kiszűrésére Bollerslev (1990) és Tsay (2005) alapján alkalmazhatók az egy vagy többváltozós GARCH-modellek, amelyek standardizált hibatagjaiból már számolhatunk torzulásmentes, időben állandó és feltétlen korrelációt (Chan, 2002).

Az általánosított ARCH- (GARCH-) modellben (6)  $\rho$  jelöli a késleltetés hosszát,  $\sigma^2$  és  $q$  az ARCH-folyamatot  $\varepsilon^2$ ,  $\alpha_i$  a jelenbeli hírek feltételes varianciára gyakorolt hatását, míg  $\beta_i$  a volatilitás fennmaradását – azaz az új hírek régi információkra gyakorolt sokkját (Davidson – MacKinnon, 2003):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (6)$$

Megkülönböztethetünk szimmetrikus és aszimmetrikus modelleket, valamint beépíthetünk nemlineáris reakciókat.<sup>4</sup> Munkánk során az APARCH–GJRGARCH–TARCH–GARCH-modellek egymásra épülését használtuk fel annak érdekében, hogy többféle paraméterezéssel illesszük azokat a vizsgált idősorokra, majd a legjobb illeszkedést mutató, a hibatagokból az autokorrelációt és heteroszkedaszticitást kiszűrésére alkalmas modellt választhatjuk ki. Az egyes modellek bemutatását és alkalmazásuk

menetét cikkünk mellékletében mutatjuk be alaposabban. A heteroszkedaszticitás kiszűrését követően már mód nyílik az Engle (2002) által létrehozott DCC–GARCH-modell alkalmazására.

A DCC-modell (7,8)  $k$  eszköz hozamára ( $r_t$ ) támaszkodik, amelyek nulla várható értékűek és normál eloszlásúak, valamint kovarianciamátrixukat  $H_t$ -vel jelöljük.

$$r_t \mid \Phi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (7)$$

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \quad (8)$$

ahol  $r_t$  egy  $K \times 1$  vektor;  $H_t$  egy feltételes kovariancia mátrix;  $R_t$  egy  $k \times k$  időben változó korrelációs mátrix; és valamennyi  $t-1$  időpontban elérhető információt a  $\Phi_{t-1}$  tartalmazza, míg a  $D_t$  egy egyváltozós GARCH-modell időben változó szórásait tartalmazó  $k \times k$  diagonális mátrixot jelenti (Kuper–Lestano, 2007; Wong–Li, 2010).

A normál és extrém időszakokban mért korrelációk összehasonlítására a varianciatesztek egyikét, az Ansari–Bradley-tesztet alkalmaztuk. Ennek elvégezhetőségének biztosítására Lukács (1999) alapján a korrelációkon Fischer-transzformációt (9) hajtottunk végre:

$$z_i = 0,5 \times \frac{\ln(1 + r_{ho_i})}{1 - r_{ho_i}} \quad (9)$$

Az Ansari–Bradley-teszt során két eltérő hosszúságú független mintát hasonlítunk 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.

### Extrém-normál elválasztás bemutatása

Az extrém értékek statisztikája kapcsán Jentsch et al. (2006) vetik fel annak kérdését, miként húzható meg az a határ, amely valószínűségtől adott esemény már extrémnek szá-

mít? Hipotézisünk megválaszolásához szükségünk van valamilyen rendező elvre ahhoz, hogy a mintánkban szereplő korrelációkat szétválaszthassuk (10) „normál” és „extrém” csoportokra a kapcsolódó hozamok extrémítása, mint átlendülési határ mentén:

$$\rho_{j \ k}^{m \ m} = \begin{cases} \rho_x^{m_j m_k} & r > r_{x+}, r < r_{x-} \\ \rho_n^{m_j m_k} & r_{x-} < r < r_{x+} \end{cases}, \quad (10)$$

ahol  $\rho$  a napi záró hozamokra illeszthető korreláció értéke,  $r_{x+}$  a legalacsonyabb extrém hozam (pozitív átlendülési pont),  $r_{x-}$  a legmagasabb extrém hozam (negatív átlendülési pont),  $\rho_x$  és  $\rho_n$  pedig az extrém és normál hozamok mentén csoportosított korrelációt jelöli.

Ehhez először értékelnünk kell az eddig ismerttetett, általánosan elfogadott és használt módszerek a vizsgálat szempontjából történő felhasználhatóságát, majd ismertetjük a fentiek nyomán a létrehozott rendezőelvet (lásd 1. táblázat).

Az általunk keresett  $r_x^+$  és  $r_x^-$  hozamokra való „átlendülési pontok” definiálhatóságának eléréséhez célszerűnek tűnik tehát visszanyúlni a kevert eloszlások alapötletéhez, a mögöttes eloszlási modell feldarabolásához. A tapasztalati eloszlások valamilyen szintű vastagfarkúságának ténye bizonyítást nyert – legfeljebb nem rendelkezünk minden esetben olyan általános formával, amelyet bármelyik tőkepiacra jól illeszthetnénk. Mindazonáltal a tőkepiac egyensúly közeli állapotát továbbra is le lehet írni az átlagos orientált modellekkel – a normál eloszlás feltételezése abban az esetben nem jár olyan messze a valóságtól. Az  $r_x$  extrém események leválasztása tehát végső soron a farkak definiálását jelenti, amit az átlagos orientált modellek nézőpontjából úgy tehetünk meg, ha egy elméleti normál eloszlás illesztését követően a farkakat az elméleti és gyakorlati eloszlás metszéspontjaitól lefelé, illetve felfelé vágjuk le. Vastagfarkú eloszlásnál a „normalitástól” elváló outlier elemekből álló farkak jellemzők, amelyekre munkánk során mint „extrém eseményekre” hivatkozunk.



Aszimptotikus stacionaritás esetén eltérő karakterisztikával bíró időszakokkal találkozhatunk, azaz a volatilitás tömörülhet; a hatványeloszlás megléte is megerősíti eme „nem várható” időszakok meglétét. Mindezek alapján már érdemes feltenni a kérdést: hat-e a csomóponti, avagy  $m_V$  vezető piac

$$r_{\frac{n}{x}}^{m_v}$$

állapota a többi piac együttmozgására?

A kutatási kérdés végső soron arra irányul, hogy megállapítsuk: mely piac normál és extrém ( $n/x$ ) állapota alkalmas a definíció szerinti fertőzés megállapítására az  $E1$ ,  $E2$  és  $E3$ -vel jelölt nevezetes esetek definiálásán keresztül. Továbbá  $\rho_t^{m_k, m_j}$  jelentse az  $1 \dots, j, k, \dots, n$  számmal jelölt piacok összes lehetséges kombinációját tartalmazó mátrixából a főátló fölött található kombinációk halmazát, amelyet  $\rho_n^{m_k, m_j}$  és  $\rho_x^{m_k, m_j}$  esetében már szétválasztottunk a normál és extrém hozamok mentén. Első lépésként tételezzük fel, hogy a ki-

menetek kizárólag a szignifikánsan különböző korrelációk [fertőzés és divergencia –  $E1(11)$ ], illetve a nem szignifikánsan különböző korrelációk [interdependencia –  $E2(12)$ ], mint szélsőségek között helyezkedhetnek el:

$$E1: r_{\frac{n}{x}}^{m_i} \neq 0 \rightarrow \text{ahol rendre } \rho_n^{m_k, m_j} \neq \rho_x^{m_k, m_j}, (11)$$

$$E2: r_{\frac{n}{x}}^{m_i} \neq 0 \rightarrow \text{ahol rendre } \rho_n^{m_k, m_j} \approx \rho_x^{m_k, m_j}, (12)$$

ahol  $r^{m_i}$  az  $i$ -edik piac elmozdulása,  $\rho^{m_k, m_j}$  az  $k$ -edik és  $j$ -edik piac korrelációja az normál és extrém csoportok mentén. Tehát vagy fertőzés/divergencia vagy interdependencia kialakulásának lehetünk tanúi a kiválasztott vezető piac normál és extrém állapotának függvényében.

Mindezekből következik, hogy a rendelkezésünkre álló véges számú, diszkrét korrelációk (*piacpárok együttmozgásának*) szétválasztható-

1. táblázat

### AZ EXTRÉM ESEMÉNYEK LEÍRÁSÁRA ÁLTALÁNOSAN HASZNÁLT ÉS HASZNÁLHATÓ ELOSZLÁSOK ILLETVE MÓDSZEREK

| Eloszlás/módszer megnevezése           | Eloszlás/módszer leírása   | Korlátok az extrém események meghatározása során   |
|--|--|--|
| Normál eloszlás                        | Gyors lecsengés, komplex=véletlen  | Gyors lecsengés  |
| Hatvány és stabil eloszlások családjai | Alkalmas a vastagfarkúság és az extrém események megragadására   | Nem fogalmaz meg rendezőelvet arra vonatkozóan, mely ponttól beszélhetünk extrém eseményről  |
| EVT, GEV, Fisher–Tippet                | Sorba rendezett sokaságon csoportok képzése, majd azokon belül minimális és maximális értékek kiválasztása   | A csoportok számának és terjedelmének kiválasztása önkényes  |
| VaR                                    | Valószínűség alapú megközelítés, a tőkepiaci szereplők, illetve a Bazel II-es szabályozás által elfogadott és általánosan használt eljárás   | A potenciális veszteség minimalizálása és nem az extrém események definiálása a cél, így a valószínűségi korlát önkényesen lett definiálva |
| POT–GPD                                | A hozamoknak egy $u$ -val jelölt korlát fölé/alá kell esnie ahhoz, hogy extrémnek minősüljön   | A paraméterezés nem egyértelmű   |
| Q–Q plot                               | A tapasztalati eloszlásra illesztett normál eloszlás jóságát mutatja be grafikus úton – azonosíthatóvá válik, hogy mely ponton túl „lógna le” a piacon mért elmozdulások a normál eloszlás esetén elvárhatótól | Extrém események kijelölésére nem alkalmazott módszer  |

Forrás: saját szerkesztés Tsay (2005), Kotz és Nadarjah (2000), valamint Jajuga és Papla (2005) alapján

ságát a mintában szereplő piacok összes variációjának arányában kell meghatározni az E1 és E2 közötti besorolást. Érdekes ehhez bevezetni a szélsőség között fél úton elhelyezkedő harmadik, nem eldönthető esetet [E3 (13)]. Ebben a „nem eldönthetőség” miatt 50 százalékos arányban kapnak helyet a szignifikánsan különböző korrelációk (amennyiben a vezető piac normál/extrém állapotával  $i=1\dots k\dots l\dots n$  piac korrelációit hasonlítjuk össze a vezető piac  $n/x$  állapotának függvényében:  $\rho_n^{m_i m_k}, \rho_x^{m_i m_k}$ ) és az interdependenciára utaló, szignifikánsan nem különböző korrelációk ( $\rho^{m_i m_k}$ ).

E3:  $r_{\frac{n}{x}}^{m_i} \neq 0 \rightarrow$  *abol a kombinációk egyik felére*

*érvényes a  $\rho_n^{m_k m_j} \neq \rho_x^{m_k m_j}$ , míg másik felére*

*a  $\rho_n^{m_k m_j} \approx \rho_x^{m_k m_j}$*

(13)

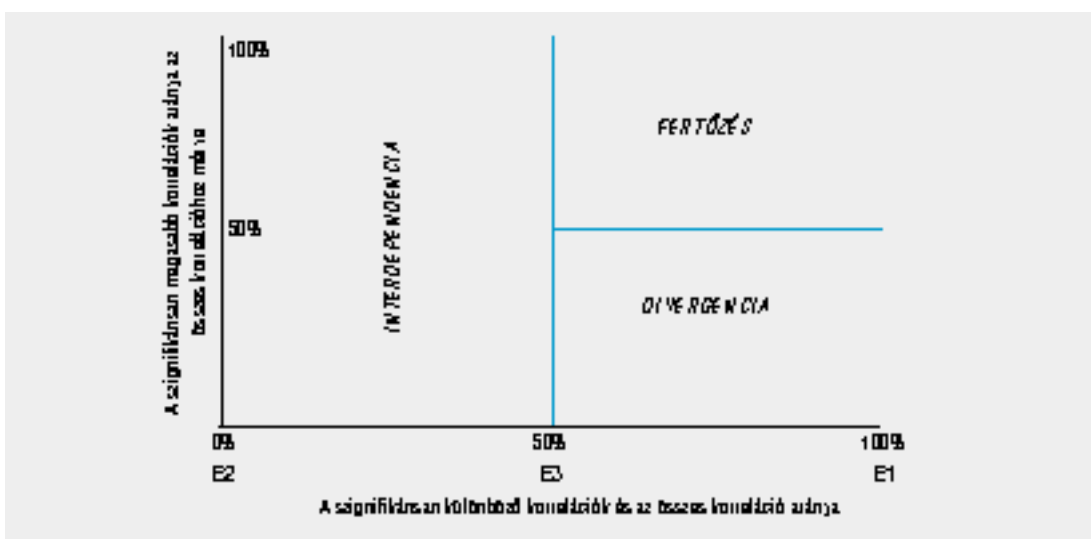
Fontos kiemelni, hogy a gyakorlatban az extrém események faroktulajdonsága<sup>5</sup> miatt lesznek „negatív extrém és normál”, valamint „pozitív extrém és normál” korrelációs párjaink.

A gyakorlati alkalmazhatóság ugyancsak megköveteli, hogy a vezető piac által szétválasztott korrelációk összehasonlítását követően ne ragaszkodjunk a fertőzés vagy interdependencia szélsőséges [E1 és E2 szerint történő] meghatározásához, hanem a besorolást ennél általánosabban kell végrehajtani (lásd 3. ábra): a fertőzések és divergenciák ezáltal az [E3, E1], míg az interdependencia a [E2, E3] intervallumon válnak értelmezhetővé. Ezáltal lehetőség nyílik a vezető és egyéb piacok  $n/x$  állapota által végrehajtott korrelációsztésválasztások kiemeteinek rangsorolására.

Legutolsó lépésként ezt követően még szükséges a szignifikánsan különböző korrelációkkal jellemezhető [E3, E1] intervallum további bontása, a fertőzések és divergenciák elkülönítése érdekében. A fertőzések definíciójából kiindulva a szignifikánsan magasabb korreláció arányának az összes korrelációhoz viszonyítva legalább 50 százalékos szintet kell elérnie. Az 50 százalék alatti eseteket divergenciának tekintjük.

3. ábra

**EGY PIAC NORMÁL ÉS EXTRÉM ESEMÉNYEI ÁLTAL SZÉTVÁLASZTOTT KORRELÁCIÓS PÁROK SZIGNIFIKÁNS ELTÉRÉSE ALAPJÁN AZ ADOTT PIAC BESOROLHATÓSÁGA A „FERTŐZÉS”, „DIVERGENCIA” ÉS „INTERDEPENDENCIA” KATEGÓRIÁKBA**



Forrás: saját szerkesztés

## A MODELL TESZTELÉSE A VIZSGÁLT PIACOKON

Ebben a fejezetben célunk a kollektív viselkedés nyomán létrejövő szinkronhatások monetáris politikai környezetre gyakorolt hatásával kapcsolatos eredményeinek bemutatása az egyes piactípusok esetében, valamint a piactípuson belül a homogenitás vagy heterogenitás kimondása; annak eldöntése, hogy léteznek-e vezető, illetve követő piacok. A leíró statisztikák bemutatását követően az egyes GARCH-modellek illeszthetőségét mutatjuk be. Ezután kerül sor a piacok közötti dinamikus feltételes korrelációk (DCC) kiszámítására, majd értékeljük az egyes piacok extrém ingadozásra való hajlandóságát, hogy az általunk korábban bemutatott módszer mentén azonosítsuk és jellemezzük a vizsgált időtávokon fellépő tőkepiaci fertőzéseket és divergenciákat. A fejezet munkánk hipotézisének értékelésével zárul.

*Liuet et al.* (1998), *Chen – Zhang* (1997) és *Heathcote – Perri* (2004) egyaránt rámutattak a tőkepiacok reálgazdaság esetében már *Viturka et al.* (2009), valamint *Lengyel* (2006) által is leírthoz hasonló regionális tagozódására. A tőkepiacok fertőzéseinek vizsgálata során ezért a nemzetközi súlypontok meghatározó szerepén alapuló hierarchikus logika mentén állítottuk össze a vizsgált piacok körét. A valutaárfolyamok USA dollárban történő kifejezését *Babetskaia – Kukharchuket et al.* (2008), valamint *Stavárek* (2009) javasolják a piacok közötti interakciók vizsgálatakor.

### A piaci hatékonyság elvetése

A vizsgált piacok hatékonyságát elvethetjük, miután nem mutatják *A piaci hatékonyság tesztelése* című fejezetben megfogalmazott statisztikai tulajdonságokat – normál eloszlás, autokorrelálatlanság, homoszkedaszticitás (lásd 2. táblázat). Látható, hogy a logaritmusos hozamok valószínűségi eloszlása nem követ normál eloszlást egy

esetben sem, míg a csúcosság messze áll az elvárható 3-as értéktől – ami vastagfarkúságra és extrém mértékű elmozdulások sokaságára utal. Az aszimmetria (ferdeség) negatív értéke a valószínűségi eloszlás balra ferdülését jelenti, ami a devizapiacokon a deviza erősödésének, míg kötvénypiacon a hozamok csökkenésén keresztül a monetáris enyhülésének magasabb arányát jelenti. A kötvénypiacokon a háromhónapos hozamok zömében a monetáris enyhülésnek van nagyobb tere, kivéve a magyar piacot. A tízéves piacon ellenben már nullához közeli, de pozitív értékeket találhatunk, ami monetáris szigorodásra utal. A devizapiacokon mindenütt erősödést tapasztalhatunk – mindez elsősorban a 2008 előtti trendek lenyomataként értelmezhető.

A logaritmusos hozamok stacionaritásának az ADF-teszt szerint, a vizsgált idősorok többsége azonban egyszerre mutatja heteroszkedaszticitást és autokorreláció jeleit, ami megalapozza a GARCH-modellek alkalmazásának szükségességét. A heteroszkedaszticitás jelenléte a piaci volatilitás klaszteresedésére<sup>6</sup> utal, aláhúzza az extrém hozamok előfordulásából fakadó jelenségek fontosságát.

### Dinamikus feltételes korreláció illesztése

A piacok gyenge hatékonyságának igazolását követően ki kell térni arra, hogy mely GARCH-modellek illesztésével sikerült kiszűrni legalább a heteroszkedaszticitást a vizsgált idősorokból. A módszertani fejezetben négyféle modell 21-féle kompozíciója került bemutatásra.

Mint a 3. táblázatban is látszik, elsősorban a kötvénypiacok igényelték a komolyabb aszimmetrikus modellek alkalmazását, a devizapiacoknál az egyszerűbb, kevesebb késleltetést alkalmazó modellek is elegendők voltak a megfelelő jóságot mutató illesztés és a heteroszkedaszticitás kiszűrésére. Sajátos eredmény még a  $\beta$  által szimbolizált múltbeli

2. táblázat

**A VIZSGÁLT PIACOKON MÉRT LOGARITMIKUS HOZAMOK  
LEÍRÓ STATISZTIKÁI**

| Vizsgált piacok | Aszimmetria | Csúcsosság | Normál eloszlás (Jarque–Berra) | Stacionaritás-vizsgálat (ADF-teszt) |           | Heteroszked- (ARCH-LM) 1 lag | Autokor (Ljung–Box) 1 lag |
|-----------------|-------------|------------|--------------------------------|-------------------------------------|-----------|------------------------------|---------------------------|
|                 |             |            |                                | $p$                                 | $t$ érték |                              |                           |
| EURO 3M         | -0,0200     | 42,0711    | 0,001                          | -51,223*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,2245***                 |
| HU 3M           | 1,3047      | 85,5834    | 0,001                          | -50,208*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,8346***                 |
| CZ 3M           | -3,9396     | 63,4792    | 0,001                          | -46,990*                            | -1,9416   | 0,8460**                     | 0,0033                    |
| PL 3M           | -0,7997     | 37,5076    | 0,001                          | -44,166*                            | -1,9416   | 0,0334                       | 0,0000                    |
| EURO 10Y        | 0,0321      | 4,9600     | 0,001                          | -46,933*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0016                    |
| HU 10Y          | 0,3541      | 14,6869    | 0,001                          | -47,682*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0171                    |
| CZ 10Y          | -1,6999     | 63,9912    | 0,001                          | -49,120*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,3756***                 |
| PL 10Y          | 0,6234      | 16,2843    | 0,001                          | -42,228*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0000                    |
| DAX             | 0,1070      | 8,2694     | 0,001                          | -52,259*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0276                    |
| BUX             | -0,0930     | 9,9225     | 0,001                          | -47,662*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0178                    |
| PX              | -0,5618     | 17,8663    | 0,001                          | -46,496*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0003                    |
| WIG             | -0,2971     | 6,2382     | 0,001                          | -46,363*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0002                    |
| EUR/USD         | -0,1148     | 5,2043     | 0,001                          | -49,713*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,8173***                 |
| HUF/USD         | -0,4760     | 7,2750     | 0,001                          | -50,685*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,4640***                 |
| CZK/USD         | -0,2709     | 5,5867     | 0,001                          | -48,062*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,0573***                 |
| PLN/USD         | -0,1601     | 8,5734     | 0,001                          | -50,046*                            | -1,9416   | 0,0000                       | 0,9433***                 |

\*: stacioner idősor; \*\*: homoszkedaszticitás; \*\*\*: autokorrelálatlanság  
Forrás: saját szerkesztés

3. táblázat

**GARCH-MODELLEK ILLESZTHETŐSÉGE  
A VIZSGÁLT IDŐSOROKRA**

| Vizsgált eszköz | AIC    | GARCH-modell | Paraméterek     |                    |                     |                    |                     |                   | ARCH-LM           |                 |    |
|-----------------|--------|--------------|-----------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|-------------------|-------------------|-----------------|----|
| EUR 3M          | 1,6261 | aparch112    | 0,0210 $\omega$ | 0,1985 $\alpha(1)$ | -0,2413 $\gamma(1)$ | 0,2612 $\beta(1)$  | 0,5401 $\beta(2)$   | 2,1090 $\delta$   | 1*                |                 |    |
| HU 3M           | 1,3282 | aparch222    | 0,2087 $\omega$ | 0,2031 $\alpha(1)$ | 0,2864 $\alpha(2)$  | 0,3180 $\gamma(1)$ | -0,3249 $\gamma(2)$ | 0,0000 $\beta(1)$ | 0,5103 $\beta(2)$ | 0,7890 $\delta$ | 1* |
| CZ 3M           | 1,2870 | aparch111    | 0,0547 $\omega$ | 0,0157 $\alpha(1)$ | -0,9995 $\gamma(1)$ | 0,9371 $\beta(1)$  | 0,4887 $\delta$     |                   |                   | 1*              |    |
| PL 3M           | 0,7049 | aparch112    | 0,1502 $\omega$ | 0,3115 $\alpha(1)$ | -0,2915 $\gamma(1)$ | 0,1940 $\beta(1)$  | 0,3894 $\beta(2)$   | 0,6995 $\delta$   |                   | 1*              |    |
| EUR 10Y         | 1,5155 | gjr111       | 0,0036 $\omega$ | 0,0115 $\alpha(1)$ | 0,0403 $\gamma(1)$  | 0,9666 $\beta(1)$  |                     |                   |                   | 1*              |    |
| HU 10Y          | 1,5723 | aparch112    | 0,0836 $\omega$ | 0,2116 $\alpha(1)$ | 0,2014 $\gamma(1)$  | 0,2997 $\beta(1)$  | 0,4807 $\beta(2)$   | 1,4632 $\delta$   |                   | 1*              |    |
| CZ 10Y          | 1,4797 | aparch112    | 0,5358 $\omega$ | 0,0056 $\alpha(1)$ | 0,9994 $\gamma(1)$  | 0,0502 $\beta(1)$  | 0,4051 $\beta(2)$   | 3,9999 $\delta$   |                   | 1*              |    |
| PL 10Y          | 0,9395 | garch23      | 0,0001 $\omega$ | 0,2796 $\alpha(1)$ | 0,0000 $\alpha(2)$  | 0,2645 $\beta(1)$  | 0,0807 $\beta(2)$   | 0,3750 $\beta(3)$ |                   | 1*              |    |
| EUR/USD         | 0,9431 | garch11      | 0,0023 $\omega$ | 0,0468 $\alpha(1)$ | 0,9490 $\beta(1)$   |                    |                     |                   |                   | 1*              |    |
| HUF/USD         | 1,3254 | gjr112       | 0,0449 $\omega$ | 0,0548 $\alpha(1)$ | 0,1098 $\gamma(1)$  | 0,1467 $\beta(1)$  | 0,6939 $\beta(2)$   |                   |                   | 1*              |    |
| CZK/USD         | 1,1220 | garch11      | 0,0036 $\omega$ | 0,0436 $\alpha(1)$ | 0,9512 $\gamma(1)$  |                    |                     |                   |                   | 1*              |    |
| PLN/USD         | 1,2732 | aparch112    | 0,0240 $\omega$ | 0,1140 $\alpha(1)$ | -0,3081 $\gamma(1)$ | 0,3790 $\beta(1)$  | 0,4950 $\beta(2)$   | 1,462 $\delta$    |                   | 1*              |    |

\*: a standardizált hibálag homoszkedasztikus

Forrás: saját szerkesztés

volatilitás fennmaradásának (*volatility persistence*) komoly szerepe – a minta nagy hányadában sokkal több múltbeli tagot, határozottan komolyabb súllyal kellett bevonni, mint az  $\alpha$ -val szimbolizált újdonságok esetében. A monetáris politikának tehát egy olyan piacon kell boldogulnia, ahol a mutatók ingadozásával mérhető bizonytalanság önmagát erősíti a válságos időszakokban.

A korreláció dinamikája eltérő az egyes piactípusoknál (lásd 4. ábra), míg a 3M-piacok a korrelálatlanság körül ingadoznak, addig a 10Y-piacoknál már eltérő mértékű együttmozgásokat tapasztalhatunk a piacpároknál. A devizapiacok kapcsán tetten érhetjük a Stavárek (2009) és Babetskaia – Kukharchuk et al. (2008) által mélyebben vizsgált árfolyam-konvergenciát, ami a 2008-as válság után sem esett szét. A háromhónapos hozamoknál egy nullához közeli várható érték körül ingadozik a korreláció, miközben a kilengések sem lépnek át az erősebb együtt-, illetve az ellentétes mozgás tartományába. Mindez azt jelenti, hogy a hozamgörbék itt meglehetősen autonóm módon viselkednek és eredményesen tudunk diverzifikált portfóliót létrehozni. Másfelől viszont nyomát se látni bármiféle konvergenciának a kelet-közép-európai országok részéről (igaz, ezt a maastrichti kritériumok is a tízéves lejáratnál várják el).

A tízéves hozamoknál már tapasztalhatunk bizonyos fajta ingadozást a korrelálatlanság és a gyenge együttmozgás között a teljes mintát tekintve. Ebből kilóg a magyar minta, amelynek az eurózónával mutatott korábbi halovány együttmozgása a válság hatására ellentétes mozgásba csapott át. A cseh és lengyel piacok korábban a gyenge, illetve erős együttmozgás valamilyen formáját mutatták a Lehman Brothers (mint a válság kezdőpontja) bukása előtt, azonban a globális likviditáshiány ezt kioltotta. A három kelet-közép-európai piac együttmozgása a 0,1–0,2-es érték körül ingadozik. Összességében tehát elmondható, hogy a tízéves lejáraton valóban megfigyelhetjük a be-

vezetésben említett, válság hatására fellépő divergenciát; azaz a korábban valamilyes homogénnek kezelt EU-ban a fundamentális különbségek a piaci árazás heterogenizálódását vonták maguk után. Ez természetesen azt is jelenti, hogy a kelet-közép-európai országok kötvénypiacain nem érvényesültek a fejlett országok likviditásélnkítő lépései: a 3M-piacon eleve nincs együttmozgás, a 10Y-piacon pedig pont ekkor lazult fel.

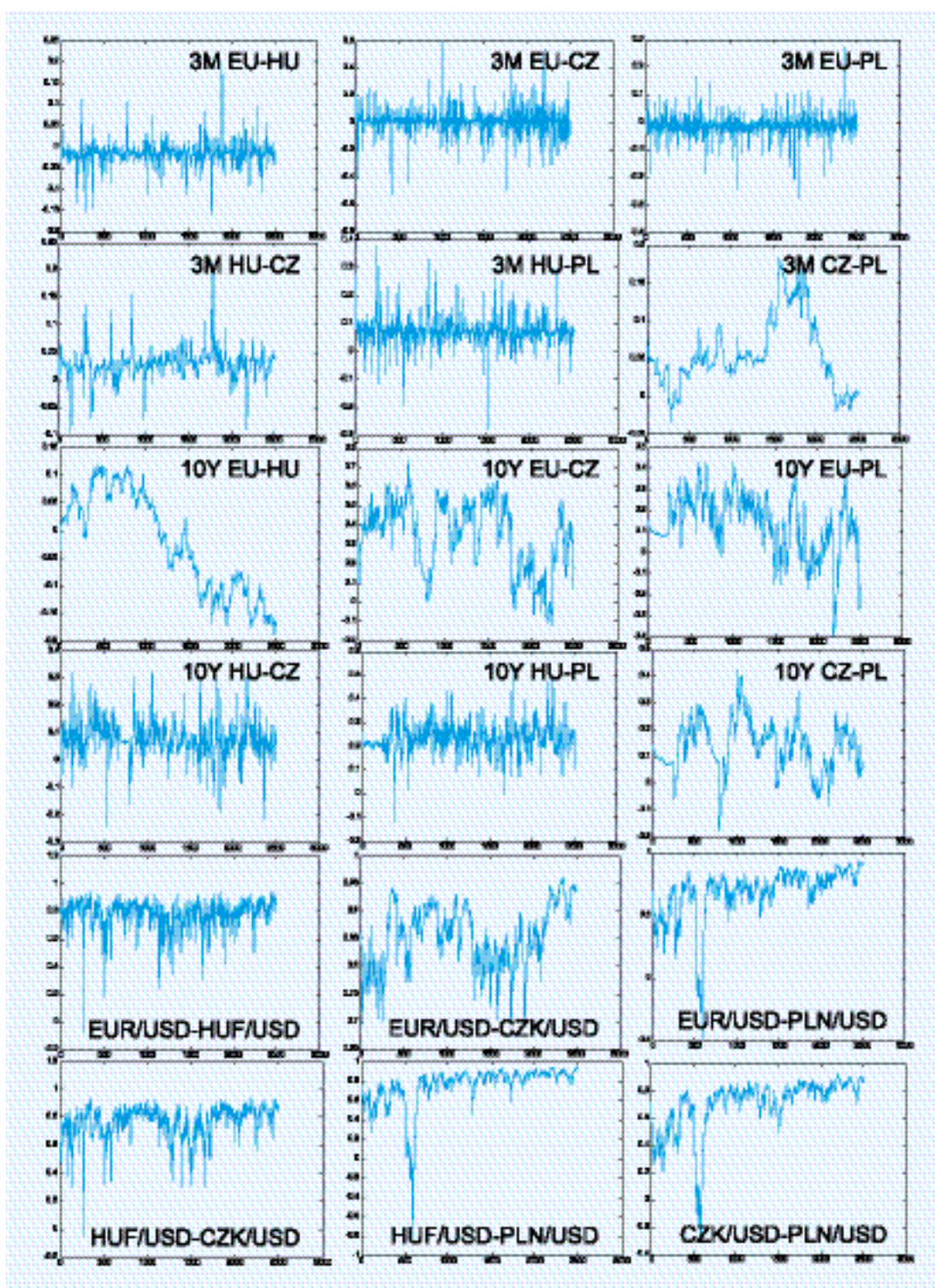
A jövőbeli euróbevezetés hitelességét a hosszú lejáraton tapasztalható hozamkonvergencia mellett a devizák szorosabb együttmozgása is alátámasztja; mindezt oly módon, hogy 2008 márciusa óta egyik kelet-közép-európai ország sem rendelkezik ERM 2 jellegű árfolyamrendszerrel. Ennek ellenére meglepő a forint euróval, cseh koronával és zlotyival szemben mutatott stabil együttmozgása.

Megállapítható tehát, hogy a piacok együttmozgása jól látható módon valamilyen kitüntetett érték körüli ingadozást mutat, azonban az outlier értékek sokasága megerősíti annak kérdését: mi történik extrém piaci ingadozások esetén?

Az extrém események statisztikai tulajdonságainak bemutatását tárgyaló fejezetben kiemeltük azok teljes mintanagysághoz vett elemnyező számát és időbeli csoportosulását. A 4. táblázat alapján látható, hogy a valószínűségi eloszlás farkain általunk extrémként azonosított hozamok súlya egyik piacon sem haladja meg az 5 százalékot.

A háromhónapos (3M-) hozamoknál a monetáris lazulással járó pozitív oldali extrém események fordultak elő nagyobb tömegben. E piactípuson belül a magyar piac volt a legérzékenyebb, mert itt fordult elő a legmagasabb arányban is extrém mértékű szűkülés, amit az eurózóna és Lengyelország követ. Az amerikai adat ez esetben félrevezető lehet, miután itt elég extrém mértékű ingadozásokat is tapasztalhatunk. Az eurózóna-beli és a lengyel adatokat azért érdemes elkülöníteni, mert a lengyel

**A FELTÉTELES DINAMIKUS KORRELÁCIÓ (DCC) ALAKULÁSA A VIZSGÁLT IDŐSOROKON**



Forrás: saját szerkesztés

**A NORMÁL ÉS EXTRÉM ESEMÉNYEK JELLEMZŐI**

| Vizsgált piac | EUR 3M | HU 3M  | CZ 3M  | PL 3M  | EUR 10Y | HU 10Y | CZ 10Y | PL 10Y | EUR/USD | HUF/USD | CZK/USD | PLN/USD |
|---------------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|
| db            | 60     | 73     | 23     | 60     | 103     | 91     | 33     | 85     | 29      | 34      | 29      | 39      |
| extrém „+” %  | 2,40   | 2,92   | 0,92   | 2,40   | 4,12    | 3,64   | 1,32   | 3,40   | 1,16    | 1,36    | 1,16    | 1,56    |
| r             | 6,201  | 3,054  | 2,278  | 1,192  | 2,144   | 2,559  | 2,628  | 1,57   | 1,555   | 2,309   | 1,966   | 2,227   |
| normál        | 2395   | 2399   | 2457   | 2356   | 2334    | 2357   | 2439   | 2344   | 2395    | 2353    | 2367    | 2359    |
| db            | 48     | 31     | 23     | 87     | 66      | 55     | 31     | 74     | 77      | 114     | 105     | 103     |
| extrém „-” %  | 1,92   | 1,24   | 0,92   | 3,48   | 2,64    | 2,20   | 1,24   | 2,96   | 3,08    | 4,56    | 4,20    | 4,12    |
| r             | -6,694 | -3,164 | -2,028 | -1,143 | -2,433  | -2,895 | -2,647 | -1,616 | -1,239  | -1,738  | -1,401  | -1,748  |

Megjegyzés: db: hozamok száma; % hozamok aránya az összes hozamhoz mérten; r: az extrémítás küszöbéként értelmezhető hozam

Forrás: saját szerkesztés

piac hatod akkora ingadozása tekinthető már extrémnek, miközben az eurózónában csak a hat százalék fölötti ugrás minősül extrémnek. A magyar sérülékenységet tovább árnyalja mindez, miután a lengyel piacon mért háromszorosát és a cseh kétszeresét elérő ingadozástól számíthatunk valamit extrémnek – azaz eleve sokkal ingatagabb piacról van szó, ami ráadásul nagyobb tömegű extrém hozamokkal bíró farkakkal is rendelkezik.

A tízéves (10Y-) hozamok piacain már kevésbé vannak kitéve a monetáris politika, illetve a rövid távú likviditás áramlásának, azonban a magyar piacon itt is a vezető piacokéhoz hasonló súllyal találhatunk extrém elmozdulásokat, a háromhónapos hozamokhoz hasonló aszimmetria miatt itt is elsősorban a monetáris szigorodás formájában. A 3M-piachoz hasonlóan az extrém kilengés küszöbe az amerikai piacon a legmagasabb, 3,2 százalék – bár az eltérések itt már alacsonyabbak, a cseh piacon is 1,57 százaléktól kezdődik, míg a magyar és lengyel piacon az eurózónánál magasabb értéket találunk a pozitív oldalon.

A devizapiacokon mind a négy pár kapcsán az extrém erősödés dominál, ami betudható a dollárnak a 2000-es években mutatott mélyrepülésének is. A 2008-as eseményeket megelőző időkben ráadásul a kelet-közép-európai országok devizái erősödtek az euróval szemben is, míg a válság során a gyengülésük meglehetősen

rövid idő alatt zajlott le – azaz kevesebb számú csökkenő hozamot találhatunk. További sajátosság, hogy a kelet-közép-európai országok átlendülési küszöbei rendre egybeesnek – a pozitív oldalon 1 százalék körül szóródnak, míg a negatív oldalon 4 százalék körül.

Az 5. táblázatban látható az extrém-normál szétválasztás diagnosztikája, amelyben *Pukthuanthong és Roll (2011)* munkája nyomán a teljes minta és a normálisnak tekintett sokaság csúcosságát hasonlítottuk össze. Miután „normális” alatt a normál eloszlásra illeszkedő ingadozásokat értettük, nem meglepő, hogy ezen alminta csúcossága az ideálisnak tekintett hármas értékhez közelít.

**Különbség a piacok válság előtt és a válság során mutatott jellegzetességeiben**

Két időablakot alapul véve egy emelkedő és egy csökkenő irányadó kamatokkal jellemezhető időszak bázisán hasonlítottuk össze a mintában szereplő piacok változásait a 6. táblázatban. A rövid lejáratú hozamok szintje a válságkezelés során csak az eurózónában és a cseh piacon mutatott érdemi csökkenést, míg a magyar és lengyel piacon magasabb szórás mellett sem. A hosszabb lejáratokon már egyik kelet-közép-európai országban sem csökkentek a hozamok – ez esetben már nem voltak képesek az orszá-

5. táblázat

**A NORMÁL ÉS EXTRÉM ESEMÉNYEK CSÚCROSSÁGA**

|                   | EUR3M   | HU3M    | CZ3M    | PL3M    | EUR10Y | HU10Y   | CZ10Y   | PL10Y   | EUR/<br>USD | HUF/<br>USD | CZK/<br>USD | PLN/<br>USD |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| teljes<br>minta   | 42,0711 | 85,5834 | 63,4792 | 37,5076 | 4,9600 | 14,6869 | 63,9912 | 16,2843 | 5,2043      | 7,2750      | 5,5867      | 8,5734      |
| normál<br>állapot | 7,7186  | 6,4723  | 6,1227  | 4,7224  | 2,6747 | 3,7812  | 4,3682  | 3,4725  | 2,7427      | 2,8684      | 2,7738      | 2,8646      |

Forrás: saját szerkesztés

6. táblázat

**ÁTLAGOS HOZAMOK ÉS DEVIZAPIACI INGADOZÁSOK  
AZ A-VAL JELZETT VÁLSÁG ELŐTTI ÉS B-VEL JELÖLT VÁLSÁG IDŐSZAKÁBAN**

|                    |                     | EUR    | HU      | CZ     | PL     |
|--------------------|---------------------|--------|---------|--------|--------|
| Háromhónapos hozam | átlag A időszakban  | 3,5003 | 7,5218  | 3,0487 | 4,8834 |
|                    | szórás A időszakban | -0,361 | 0,7361  | 0,5813 | 0,8121 |
|                    | átlag B időszakban  | 0,7093 | 6,9252  | 1,8194 | 4,2992 |
|                    | szórás B időszakban | 0,2983 | 3,5459  | 0,7010 | 0,5364 |
| Tízéves hozam      | átlag A időszakban  | 4,0302 | 7,2212  | 4,2229 | 5,5631 |
|                    | szórás A időszakban | 0,0954 | 0,3768  | 0,2221 | 0,1818 |
|                    | átlag B időszakban  | 3,0693 | 8,0788  | 4,2510 | 6,0088 |
|                    | szórás B időszakban | 0,1264 | 1,6655  | 0,2821 | 0,0931 |
| 10Y–3M spread      | átlag A időszakban  | 0,5298 | -0,3007 | 1,1743 | 0,6798 |
|                    | szórás A időszakban | 0,1770 | 0,4704  | 0,1673 | 0,3369 |
|                    | átlag B időszakban  | 2,3600 | 1,1537  | 2,4316 | 1,7095 |
|                    | szórás B időszakban | 0,2867 | 0,9540  | 0,5249 | 0,5545 |
| Deviza             | átlag A időszakban  | 1,3660 | 0,0054  | 0,0506 | 0,3692 |
|                    | szórás A időszakban | 0,0138 | 0,0000  | 0,0001 | 0,0028 |
|                    | átlag B időszakban  | 1,3664 | 0,0050  | 0,0537 | 0,3352 |
|                    | szórás B időszakban | 0,0052 | 0,0000  | 0,0000 | 0,0006 |

Forrás: saját szerkesztés

gok élni az eurózónában megvalósuló monetáris könnyítéssel. A piaci likviditás mértékére és a lejárat transzformáció fenntarthatóságára indirekt módon következtethetünk a pénz időértékét jól kifejező 10Y–3M spreaden keresztül. Ennek keretén belül árnyalhatjuk a korábbi képet, a kelet-közép-európai országok hozamgörbéjének meredeksége nőtt (és a spread szórása csökkent) az ECB monetáris lazítása során. Elmondhatjuk tehát, hogy bár a kamatok szintjére nincs konkrét ráhatása az ECB mone-

táris politikájának, a likviditásjavító szerepe valamelyest érvényesül.

A B időszakban az euró átlagosan még mindig erősödött, szemben a forint és zloty gyengülésével – meglepő módon a válság időszakában a devizák szórása csökkent. Hozzá kell tenni, hogy a válság előtt a régió valutái erősödtek az euróval szemben, míg a válság során olykor heveny leértékelődést mutattak, ami azonban az adatok e formájában nem tükröződik.



A hozamok együttmozgása nem feltétlenül változott meg szignifikáns mértékben a válság hatására, ami megkönnyítheti az érintett jegybankok és piaci szereplők munkáját, ahogyan az a 7. táblázatban is látható. Jellemző módon ez az érzéketlenség inkább csak a kevésbé likvid tízéves lejáraton és a régióon belül alakult ki, az eurózóna hozamaival szemben egy kivétellel mindig szignifikáns eltérést tapasztalunk. A 3M-piac korrelálatlansága javarészt fennmaradt, azonban mindez magasabb varianciával társult; azaz rövid távon könnyedén előfordulhattak 0,4-es pozitív vagy negatív együttmozgások, mint ahogyan azt már láthattuk a dinamikus feltételes korreláció kapcsán. A tízéves hozamoknál jól látható, hogy a piac nem minden euróaspiránsnál árazta be a kamatkonvergenciát – sőt a válság hatására még a biztonságos menedéknek (*safe heaven*) számító cseh piac korábban mérsékelt együttmozgása is fel-

lazult. A divergencia megjelenésével tehát inkább a 10Y-lejáraton érdemes számolni.

Még drámaibb képet kapunk a devizapiacok együttmozgásáról, ahol a korábban is erős korreláció fokozódásának lehetünk tanúi. Összességében tehát a válság a régiós kötvénypiacainak dezintegrálódását, míg devizapiacainak integrálódását eredményezte. A szuverén kockázatok esetében tehát a helyi fundamentális sajátosságokban fennálló különbségekre helyeződött át a hangsúly a korábbi felzárkózásról és konvergenciáról.

### Különbség a piacok válság előtt és a válság során mutatott jellegzetességeiben

Az extrém események definiálását és a piacok közötti korreláció kiszámítását követően érdemes tehát kitérni a kollektív cselekvések (fertő-

7. táblázat

#### A PIACOK KÖZÖTTI KORRELÁCIÓK ÁTRENDZŐDÉSE AZ A-VAL JELZETT VÁLSÁG ELŐTTI ÉS B-VEL JELÖLT VÁLSÁG IDŐSZAKÁBAN

|  | EU-HU  | EU-CZ  | EU-PL  | HU-CZ  | HU-PL  | CZ-PL  |
|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <b>Háromhónapos hozam</b>                  |        |        |        |        |        |        |
| Ansari–Bradley-teszt A és B időszak között | 0      | 1      | 1      | 1      | 0      | 1      |
| átlag A időszakban                         | -0,017 | 0,0110 | -0,014 | 0,0357 | 0,0757 | 0,0875 |
| szórás A időszakban                        | 0,0005 | 0,0029 | 0,0005 | 0,0003 | 0,0016 | 0,0019 |
| átlag B időszakban                         | -0,015 | 0,0171 | -0,010 | 0,0305 | 0,0702 | 0,0520 |
| szórás B időszakban                        | 0,0006 | 0,0060 | 0,0007 | 0,0009 | 0,0014 | 0,0033 |
| <b>Tízéves hozam</b>                       |        |        |        |        |        |        |
| Ansari–Bradley-teszt A és B időszak között | 1      | 1      | 1      | 0      | 0      | 0      |
| átlag A időszakban                         | -0,044 | 0,4480 | 0,1575 | 0,0757 | 0,2271 | 0,1826 |
| szórás A időszakban                        | 0,0026 | 0,0107 | 0,0143 | 0,0037 | 0,0032 | 0,0073 |
| átlag B időszakban                         | -0,129 | 0,1697 | 0,0197 |        | 0,2441 | 0,0991 |
| szórás B időszakban                        | 0,0009 | 0,0229 | 0,0220 | 0,0047 | 0,0038 | 0,0072 |
| <b>Deviza</b>                              |        |        |        |        |        |        |
| Ansari–Bradley-teszt A és B időszak között | 0      | 0      | 0      | 1      | 0      | 0      |
| átlag A időszakban                         | 0,7444 | 0,8305 | 0,7537 | 0,7168 | 0,8326 | 0,7642 |
| szórás A időszakban                        | 0,0105 | 0,0026 | 0,0066 | 0,0141 | 0,0049 | 0,0059 |
| átlag B időszakban                         | 0,8102 | 0,8800 | 0,7996 | 0,8292 | 0,8718 | 0,8356 |
| szórás B időszakban                        | 0,0060 | 0,0039 | 0,0068 | 0,0046 | 0,0028 | 0,0030 |

Forrás: saját szerkesztés

zések és divergenciák) kimutathatóságára (lásd 5. ábra). Ha az eurózóna-beli eszközök ingadozásának extrémításából indulunk ki, akkor hozamemelkedés és devizagyengülés esetén divergenciát tapasztalhatunk a teljes mintán. A korábban bemutatott almintákon (A és B időszakok) esetében az euró extrém gyengülésének napjain egyenesen az egyébként is szoros korreláció szignifikáns erősödését tapasztaltuk – a bizalomvesztés tehát egyszerre érintette az eurózónát és holdudvarát.

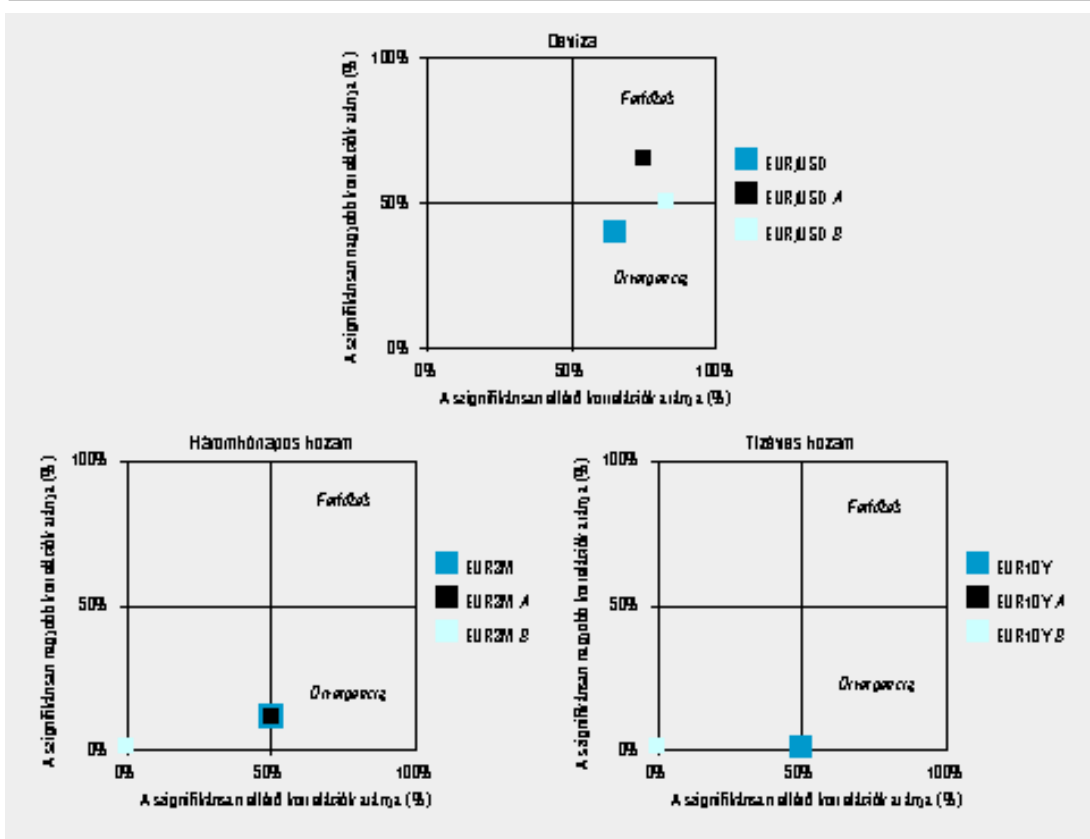
A hozamoknál a piacok kiszáradása a korreláció szignifikáns csökkenésével társult mindkét lejáraton. Más kérdés, hogy a 3M-nél a válság előtt nem volt kimutatható ez a divergen-

cia, míg a válság során igen. A 10Y-nál viszont sem a válság előtt, sem az alatt nem mutathatunk ki extrém monetáris szigorodással társuló szignifikáns korrelációváltozást. Tehát hiába alapítottuk meg korábban, hogy a tízéves hozamok között komolyabb együttmozgást tapasztalhatunk, napi szinten az extrém ugrások nem eredményeznek szinkronhatásokat.

Az euró extrém erősödésének napjain a teljes időszakot tekintve csak interdependenciát tapasztaltunk, a két almintában azonban már divergencia figyelhető meg. Az euró hirtelen erősödése tehát nem rántotta magával a többi valutát – a pozitív irányú sokk nem terjedt tovább (lásd 6. ábra). Monetáris lazuláskor csak a teljes mintán

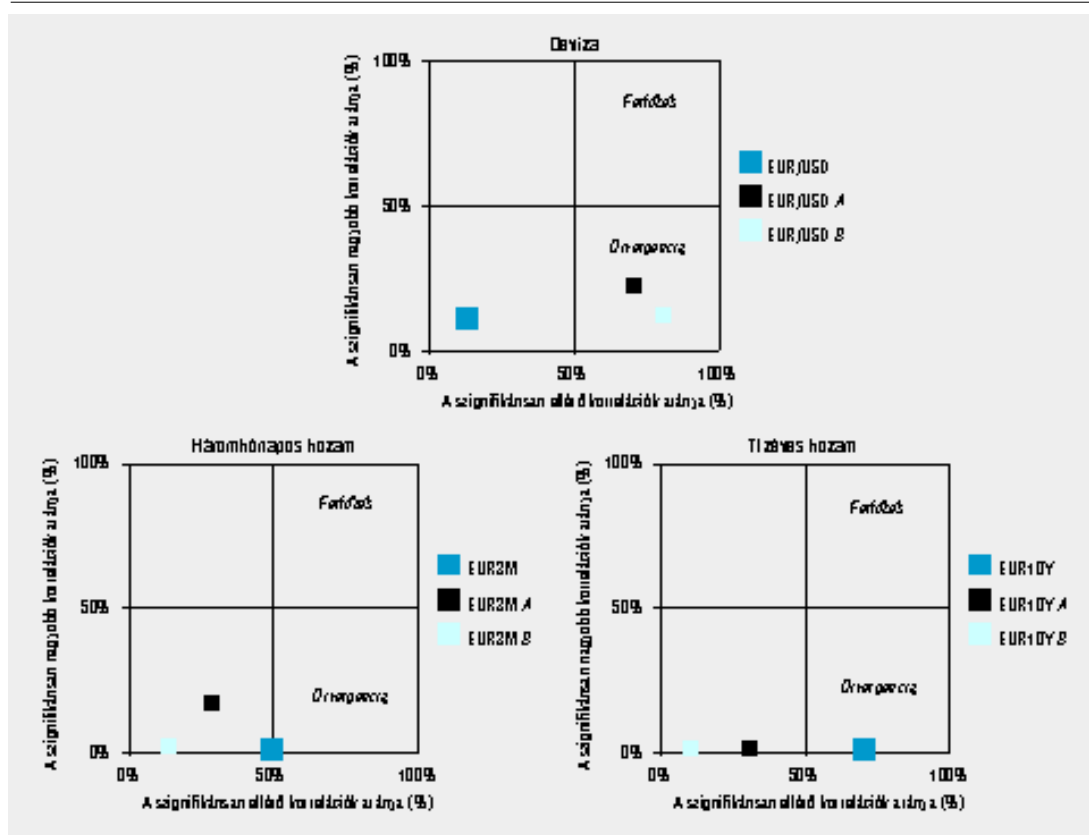
5. ábra

**FERTŐZÉSEK, DIVERGENCIÁK ÉS INTERDEPENDENCIA KIMUTATHATÓSÁGA A VIZSGÁLT PIACOK NORMÁL ÉS EXTRÉM ÁLLAPOTA ESETÉN – AZ EXTRÉMÍTÁST CSAK A VALÓSZÍNŰSÉGI ELOSZLÁS POZITÍV TARTOMÁNYÁBAN ÉRTELMEZVE**



Forrás: saját szerkesztés

**FERTŐZÉSEK, DIVERGENCIÁK ÉS INTERDEPENDENCIA KIMUTATHATÓSÁGA  
A VIZSGÁLT PIACOK NORMÁL ÉS EXTRÉM ÁLLAPOTA ESETÉN – AZ EXTRÉMÍTÁST  
CSAK A VALÓSZÍNŰSÉGI ELOSZLÁS NEGATÍV TARTOMÁNYÁBAN ÉRTELMEZVE**



Forrás: saját szerkesztés

tapasztalunk divergenciát, az almintáknál már nem jelentkezett ilyen hatás. Tehát hiába valósult meg hirtelen likviditásbővülés az eurózona kötvénypiacain, aznap nem mozogtak együtt a kelet-közép-európai piacok.

**ÖSSZEGZÉS**

*A monetáris politika szabadságának, tehát az autonómiának a beszükülését tapasztalhatjuk akkor, ha a piacokon kialakuló kollektív cselekvés eredményeképpen szignifikánsan eltérő mértékű együttmozgást tapasztalunk. Erre a feladatra egy diagnosztikus modellt építettünk, amelynek első lé-*

péseként elvetjük a piacok hatékonyságának, véletlen bolyongásának elvét a piaci elmozdulások normál eloszlásának, autokorrelátlanságának és homoszkedaszticitásának tesztelésén keresztül. Második lépésként a piaci elmozdulások különböző általános autoregresszív heteroszkedaszticitás (*Generalized Autoregression Heteroscedasticity – GARCH*) modellekből származtatott és Fischer-transzformált dinamikus feltételes korrelációit hasonlítottuk össze a vezető piac extrém és normál állapotában. Két fő csoportja létezik a pénzügyi idősorok elemzésének: míg az átlagorientált modellek a valószínűségi eloszlás várható értékét és varianciáját vizsgálják, addig az

extrém értékmodellek az eloszlás farkait (*fat tailness* vagy *heavy tailness*)<sup>7</sup>, a maximális és minimális értékeit vizsgálják – tanulmányunkban ez utóbbiak diagnosztikus elemzésére törekedtünk.

A kötvénypiac összevetve akár a deviza-, akár a részvénytőzsdével, az intézményi szereplők túlsúlya és a monetáris politika ténykedése folytán sokkal inkább tekinthető egy oligopolisztikus és szabályozott piacnak (ezt megerősítik a csúcosságban mutatkozó különbségek is). Mindazonáltal a piacok egymásra gyakorolt hatása nagyban változik a vizsgált időszak kiválasztásától, illetve a napi elmozdulás extrémításától. Érdekes tehát összefoglalni a főbb eredményeket.

A teljes időszoron a 3M-piacok korrelálatlanok, míg az extrém elmozdulások szimmetrikusnak bizonyultak. A tízéves hozamok a gyenge korreláció és a korrelálatlanság között ingadoztak, miközben az extrém elmozdulások inkább a hozamnövekedés (likviditásszűkülés) oldalán váltak jellemzővé. A devizapiacok erősen korrelálnak tekinthetők, és az euró extrém erősödésének napjain sokkal inkább nőtt a devizák együttmozgása, mint extrém gyengülés idején. A cseh piacokról általánosan elmondható, hogy jóval kevesebb extrém elmozdulást tapasztalhattunk, mint a minta többi tagjánál.

A válság előtti emelkedő ECB irányadó kamatlábbal (*A*) és a válságkezelés során csökkentő kamatlábbal (*B*) jellemzett almintáknál a háromhónapos hozamoknál csak a cseh piacoknál lépett fel hozamcsökkenés az Európai Központi Bank lépései nyomán. Eközben a piacok együttmozgása szignifikánsan változott, bár átlagosan továbbra is korrelálatlanságot mutat (igaz, magasabb szórás mellett). A tízéves lejáraton már egyöntetű hozamnövekedést tapasztaltunk a kelet-közép-európai mintán, miközben a korrelációk szignifikáns mértékben csökkentek az eurózóna és a régió országai között. A hosszú és rövid lejáratú hozamok közötti külön-

ség azonban mindenütt megnőtt, ami a lejárat transzformáció általános javulására utal. A devizapiacokon kitapintható a kelet-közép-európai devizák válság során mért gyengülése – miközben a piacok közötti korábban erős korreláció is megmaradt.

Ha az eurózóna indikátorainak napi változásának extrémításából indulunk ki, akkor divergenciát jobbra csak a teljes időszakon állapíthatunk meg a kötvénypiacokon – a válság előtti és utáni almintánál a piacok közötti korreláció nem változott szignifikánsan az extrém mértékű euróhozam-elmozdulások nyomán. Az euró dollárral szembeni extrém erősödése alkalmas volt a teljes mintán szignifikáns korrelációcsökkenés kimutatására, miközben a válság hatására már fertőzést tapasztaltunk. Az euró extrém gyengülése a válság során és azt megelőzően szintén divergenciát jelzett.

A teljes időszak, valamint a válság előtti és a válság során vett alminták összehasonlítása nyomán két következtetést fogalmazhatunk meg: egyfelől nincs érdemi különbség az ECB kamatemelési és kamatcsökkentő periódusa esetében tapasztalt kollektív viselkedések között, miközben az alminták eredményei eltérnek a teljes mintán tapasztaltaktól.

A kelet-közép-európai országok monetáris politika autonómiája a válság hatására a következő módon rendeződött át: az intézményi keretek piac által a konvergencia formájában támogatott önkéntes harmonizációját a piaci bizalom elapadása nyomán felváltották az eltérő fundamentumokhoz igazodó egyéni stratégiák. Az ECB döntései egyedül a cseh kötvénypiacra gyűrűztek be, míg a többi országban csak a hozamgörbe meredekségére voltak ráhatással. A kelet-közép-európai jegybankok a válság kezelése során tehát magukra maradtak a piacon, ami paradox módon a monetáris politikai autonómia nem kívánt megerősödésével járt – hipotézisünk tehát elfogadásra került.

## FÜGGELÉK

### DINAMIKUS FELTÉTELES KORRELÁCIÓ ILLESZTÉSE A HETEROSZKEDASZTICITÁS KISZŰRÉSÉT KÖVETŐEN

Az általánosított ARCH- (GARCH-) modellben (6)  $p$  jelöli a késleltetés hosszát,  $\sigma^2$  és  $q$  az ARCH-folyamatot  $\varepsilon^2$ ,  $\alpha_i$  a jelenbeli hírek feltételes varianciára gyakorolt hatását, míg  $\beta_i$  a volatilitás fennmaradását – azaz az új hírek régi információkra gyakorolt sokkját (Davidson – MacKinnon, 2003):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (6)$$

Az *aszimmetrikus GARCH-ok* családját a *Ding, Granger és Engle* (1993) közös cikkében leírt *APARCH*( $p, o, q$ ) – *Asymmetric Power ARCH* – modell (7) írja le a legátfogóbban:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (7)$$

ahol  $\delta > 0$  és  $-1 < \gamma_i < 1$  továbbá a vastagfarkúságot bevonó  $e_t \sim N(0,1)$  a hibtag és a szórás hányadosaként jön létre. Az APARCH-modellből a következő módon és megkötésekkel fejezhetünk ki egyéb GARCH-modelleket, mint például a *Glosten, Jarannathan és Runkle* (1993) által létrehozott *GJR GARCH-* és *threshold ARCH-* (*TARCH-*) modelleket is. Utóbbiaknál az egyszerűbb szimmetrikus (ARCH, GARCH) megközelítések és az aszimmetrikus megközelítésen belül az innovációknál négyzetekkel (GJR) (15) és abszolút értékekkel (TARCH) (16) operáló megoldások összehasonlítására nyílik mód. Az aszimmetrikus reakciókat egy  $S$  indikatív dummy (bináris) változó (14) segítségével ragadja meg:

$$\begin{cases} S_{t-i}^- = 1, & \text{amennyiben } \varepsilon_{t-i} < 0 \\ S_{t-i}^- = 0, & \text{amennyiben } \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases} \quad (14)$$

$$\text{GJR GARCH: } \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^o \gamma_i S_{t-i}^- \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2, \quad (15)$$

$$\text{TARCH: } \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{i=1}^o \gamma_i S_{t-i}^- |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (16)$$

ahol  $\alpha_i > 0 (i=1, \dots, p)$ ,  $\gamma_i + \alpha_i > 0 (i=1, \dots, o)$ ,  $\beta_i \geq 0 (i=1, \dots, q)$ ,  $\alpha_i + 0,5\gamma_j + \beta_k < 1 (i=1, \dots, p, j=1, \dots, o, k=1, \dots, q)$ .

Négyzetes innovációk és  $o=0$  esetén redukálhatjuk a modellt szimmetrikus GARCH-ra (majd azt  $q=0$ -val ARCH-ra). Ha  $o > 0$ , a négyzetes innovációk alkalmazásával GJR, míg abszolút értéket felvevő innovációk alkalmazásával TARCH-modellt nyerünk. Az aszimmetria jelentősége a negatív hírekre adott erősebb reakció megragadásában rejlik, a negatív újdonságok ezen preferen-

ciáját az  $\alpha_i$  és  $\gamma_i$  együttes alkalmazása jelenti, szemben a pozitív hírekkel, ahol egyedül az  $\alpha_i$  vehető figyelembe.

A megfelelő GARCH-modell kiválasztását a leírtak figyelembevételével a következő módon végeztük:

1 TARCH/GJR- GARCH- és APARCH-modellek megfelelő paraméterezésével többféle késleltetés mellett a következő modelleket versenyeztettük:

- GARCH(p,q) (1,1)(2,1)(1,2)(2,2)(3,2)(2,3),
- GJR GARCH(p,o,q) (1,0,1)(1,1,1)(2,1,1)(1,2,1)(1,1,2),
- TARCH(p,o,q) (1,1,1)(2,1,1)(1,2,1)(1,1,2)(2,2,2),
- APARCH(p,o,q) (1,1,1)(2,1,1)(2,2,1)(1,1,2) (2,2,2);

2 Kiszámoltuk a modellekhez kapcsolódó standardizált hibatagokat:

$$\varepsilon_{it}^{\#} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_{it}^2}.$$

3 A standardizált hibatagokon egyes késleltetés mellett a homoszkedaszticitás vizsgálatára ARCH-LM-tesztet futtattuk.

4 A versengő modellek közül kiválasztottuk azt, amelynek a standardizált hibatagja homoszkedasztikus.

5 A 4. lépésnél tovább szűkített mintából kiválasztjuk a legalacsonyabb Akaike Információs Kritérium<sup>8</sup> értékkel rendelkező modellt.

A DCC-modell (17,18)  $k$  eszköz hozamára ( $r_t$ ) támaszkodik, amelyek nulla várható értékűek és normál eloszlásúak, valamint kovarianciamátrixukat  $H_t$ -vel jelöljük.

$$r_t \mid \Phi_{t-1} \sim N(0, H_t), \tag{17}$$

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \tag{18}$$

ahol  $r_t$  egy  $K \times 1$  vektor;  $H_t$  egy feltételes kovariancia mátrix;  $R_t$  egy  $k \times k$  időben változó korrelációs mátrix; és valamennyi  $t-1$  időpontban elérhető információt a  $\Phi_{t-1}$  tartalmaz. A hozamok természetesen lehetnek egy idősor hibatagjai is.  $D_t$  egy egyváltozós GARCH-modell időben változó szórásait tartalmazó  $k \times k$  diagonális mátrix  $\sqrt{h_{it}}$ -vel, amely a főátló  $i$ -edik eleme. GARCH alakba visszaírva kifejezhetjük tehát (19) (Kuper – Lestano 2007; Wong–Li, 2010):

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{p=1}^{p_i} \alpha_{ip} r_{i-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{i-q}^2 \tag{19}$$

## JEGYZETEK

- <sup>1</sup> Ez a definíció a Világbank fertőzésdefiníciói közül a legszűkebb, lásd: <http://go.worldbank.org/JIB-DRK3YC0>
- <sup>2</sup> A fertőzések legszűkebb definíciójából fakadóan a hozamgörbe esetében legfeljebb csak az ECB irányadó kamatlábának változását és a többi ország hozamgörbéjének változását vizsgáljuk, további makrogazdasági változókat – mint például az egy főre eső GDP vagy a nemzetközi tartalékok, illetve a költségvetési politika változásait – nem vesszük figyelembe.
- <sup>3</sup> UCSD GARCH: [http://www.kevinsheppard.com/wiki/UCSD\\_GARCH](http://www.kevinsheppard.com/wiki/UCSD_GARCH); Oxford MFE: [http://www.kevinsheppard.com/wiki/MFE\\_Toolbox](http://www.kevinsheppard.com/wiki/MFE_Toolbox)
- <sup>4</sup> Az aszimmetrikus GARCH-modellekhez kapcsolódó képletek leírását a könnyebb áttekinthetőség kedvéért az egyes késleltetésű, azaz (1,1) illetve (1,1,1) esetekre értelmezve végeztük el.
- <sup>5</sup> Az extrém események a valószínűségi eloszlás farkain találhatóak, tehát egy idősnál mindig lesz egy pozitív és egy negatív extrém sokaságunk a normálisnak tekintett halmaz mellett.
- <sup>6</sup> Bizonyos időszakokban a volatilitás magas, míg más időszakokban alacsonyabb.
- <sup>7</sup> Munkánk során a „fattailness”, illetve „heavytailness” fogalmakra a vastagfarkúság megnevezést alkalmaztuk Király et. al (2008) és Feller (1978) nyomán.
- <sup>8</sup> Az Akaike Információs Kritérium (AIC) egy modell eltérését vizsgálja egy adott eloszláshoz képest, ami az MLE-módszereknél az LL felülbecsültségét adja meg – minél kisebb az AIC értéke, annál kisebb a különbség a becslés és a „valós modell” között.
- $$AIC = -\frac{2}{\text{adatok száma}} \{ \ln(LL) + \text{paraméterek száma} \}$$
- (Lovric, 2009)

## IRODALOM

- ALBEVERIO, S. – PITERBARG, V. (2006): exchange rates: market’s view on CE-4 joining EMU. *Applied Economics Letters*, vol. 15, issue 5, pp. 385–390
- ALBEVERIO S. – JENTSCH V. – KANTZ H. (eds.): *Extreme Events in Nature and Society*. Springer, Berlin, Heidelberg, pp. 47–68
- ALDERSON, D. L. (2008): Catching the “Network Science” Bug: Insight and Opportunity for the Operations Researcher. *Operations Research*, vol. 56, issue 5, pp. 1047–1065
- ALEXANDER, C. (2008): *Market Risk Analysis: Practical Financial Econometrics*, John Wiley & Sons, Chichester
- BABETSKAIA-KUKHARCHUK, O. – BABETSKII, I. – PODPIERA, J. (2008): Convergence in exchange rates: market’s view on CE-4 joining EMU. *Applied Economics Letters*, vol. 15, issue 5, pp. 385–390
- BEARCE, D. (2002): Monetary Divergence: Domestic Policy Autonomy in the Post-Bretton Woods Era. *University of Michigan Press*, Ann Arbor
- BARREL, R. – DAVIS E, P. – KARIM, D. – LIADZE, I. (2010): Calibrating Macroprudential Policy. *Euroframe Network*, London
- BEKAERT, G. – HARVEY, C. R. – NG, A. (2005): Market Integration and Contagion. *Journal of Business*, vol. 78, issue: 1, pp. 39–69

- BOLLERSLEV, T. (1986): Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, vol. 31, issue 3, pp. 307–327
- BONANNO, G. – LILLO, F. – MANTEGNA, R. (2001): Levels of complexity in financial markets. *Physica A*, vol. 299, issue 1–2, pp. 16–27
- CAMPBELL, R. – KOEDIJ, K. – KOFMAN, P. (2002): Increased Correlation in Bear Markets. *Financial Analysts Journal*, vol. 58, issue 1, pp. 87–94
- CHAN, N. H. (2002): *Time Series Applications to Finance*. John Wiley & Sons, Inc., New York
- CHEN, N. – ZHANG, F. (1997): Correlations, trades and stock returns of the Pacific-Basin Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 5, issue 5, pp. 559–577
- DARVAS ZS. – SZAPÁRY GY. (2008): Az euróövezet bővítése és euróbevezetési stratégiák. *MT-DP – 2008/19*, MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest
- DAVIDSON, R. – MACKINNON, J. G. (2003): *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press, New York
- DING, Z. – GRANGER, C. W. J. – ENGLE, R. F. (1993): A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*, vol. 1, issue 1, pp. 83–106
- EISENSCHMIDT, J. – HOLTHAUSEN, C. (2010): *The minimum liquidity deficit and thematurity-structure of central bank's open market operations: lessons from the financial crisis*, Euroframe, Frankfurt
- ENGLE, R. F. (2002): Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, issue 3, pp. 377–389
- FARKAS, B. (2011): The Central and Eastern European model of capitalism. *Post-Communist Economies*, vol. 23, issue 1, pp. 15–34
- FAMA, E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, vol. 25, issue 5, pp. 383–417
- FELLER, W. (1978): *Bevezetés a valószínűség-számításba és alkalmazásába*, Műszaki könyvkiadó, Budapest
- FORBES, J. K. – RIGOBON, R. (2002): No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, vol. 57, issue 6, pp. 2223–2261
- GARCÍA-SOLANES, J. – SANCHO-PORTERO, F. – TORREJÓN-FLORES, F. (2007): Beyond the Balassa-Samuelson Effect in some New Member States of the European Union. *CESifo Working Paper*, No. 1886, Munich
- GLOSTEN, L. – JARANNATHAN, R. – RUNKLE, D. (1993): Relationship between the expected value and volatility of the nominal excess returns on stocks. *Journal of Finance*, vol. 48, issue 5, pp. 1779–802
- GOETZMANN, W. N. – LI, L. – ROUWENHORST, K. G. (2005): Long-Term Global Market Correlations. *Journal of Business*, vol. 78, issue: 1, pp. 1–28
- HEATHCOTE, J. – PERRI, F. (2004): Financial globalization and real regionalization. *Journal of Financial Theory*, vol. 119, issue 1, pp. 207–243
- JAJUGA, K. – PAPLA, D. (2005): Extreme Value Analysis and Copulas. In: Cí ek P. – Härdle, W. – Weron, R. (eds.): *Statistical Tools for Finance and Insurance*. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, pp. 45–64
- JENTSCH, V. – KANTZ, H. – ALBEVERIO, S. (2006): Extereme Events: Magic, Mysteries and Challenges. In: Albeverio, S. – Jentsch, V. – Kantz, H. (eds.):



- Extreme Events in Nature and Society. Springer, pp. 1–18
- KIRÁLY J. – NAGY M. – SZABÓ E. V. (2008): Egy különleges eseménysorozat elemzése – a másodrendű jelzőloghitel-piaci válság és (hazai) következményei. *Közgazdasági Szemle*, vol. 55, issue 4, pp. 573–621
- KOTZ, S. – NADARAJAH, S. (2000): Extreme value distributions – Theory and applications. *Imperial College Press*, London
- KUPER, G. H. – LESTANO, L. (2007): Dynamic Conditional Correlation Analysis of Financial Market Interdependence: An Application to Thailand and Indonesia. *Journal of Asian Economics*, vol. 18, issue 4, pp. 670–684
- LENGYEL I. (2006): A regionális versenyképesség értelmezése és piramismodellje. *Területi Statisztika*, vol. 9 (46), issue 2, pp. 131–147
- LIU, Y. A. – PAN, M-S. – SHIEH, C. P. (1998): International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the U.S. and Five Asian-Pacific Markets. *Journal of Economics and Finance*, vol. 22, issue 1, pp. 59–69
- LOVRIC, M. (2009): *International Encyclopedia of Statistical Science*, Springer, Berlin
- LUKÁCS O. (1999): *Matematikai Statisztika*, Műszaki Könyvkiadó, Budapest
- LÜTKEPOHL, H. – KRATZIG, M. (2004): Applied Time Series Econometrics. *Cambridge University Press*, Cambridge
- MARKWAT, T. – KOLE, E. – DIJK, D. (2009): Contagion and Domino Effect in Global Stock Markets. *Journal of Banking and Finance*, vol. 33, issue 11, pp. 1996–2012
- MARSILI, M. – RAFFAELLI, G. (2006): Risk Bubbles and Market Instability. *Physica A*, vol. 370, issue 1, pp. 18–22
- OBSTFELD, M. – TAYLOR, A. M. (2002): *Globalization and Capital Markets*. Massachusetts, National Bureau of Economic Research, Working Paper 8846
- ONDO-NDONG, S. (2010): *Is there a case for maturity mismatch and capital ratios as complementary measures to identify risky banks and trigger for supervisory intervention?* Euroframe, Paris
- PUKTHUANHONG, K. – ROLL, R. (2011): Gold and the Dollar (and the Euro, Pound, and Yen). *Journal of Banking and Finance*, vol. 35, issue 8, pp. 2070–2083
- STAVÁREK, D. (2009): Assessment of the Exchange Rate Convergence in Euro-Candidate Countries. *Amfiteatru Economic Journal*, vol. 11, issue 25, pp. 159–180
- SZEGŐ SZ. (2010): Visegrádi valutakígyót! *HVG*, 2010. augusztus 11.
- TSAY, R. S. (2005): *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey
- VAN ROYEN, A-S. (2002): Financial Contagion and International Portfolio Flows. *Financial Analysts Journal*, vol. 58, issue 1, pp. 35–49
- VITURKA, M. – ZÍTEK, V. – KLÍMOVÁ, V. – TONEV, P. (2009): Regional Analysis of New EU Member States in the Context of Cohesion Policy. *Review of Economic Perspectives*, vol. 9, issue 2, pp. 71–90
- WONG, D. K. T. – LI, K-W. (2010): Comparing the Performance of Relative Stock Return Differential and Real Exchange Rate in Two Financial Crises. *Applied Financial Economics*, vol. 20, issue 1–2, pp. 137–150
- ECB (2008): *EU Banking Structures – 2008. October*. European Central Bank, Frankfurt