

A pénz- és tőkepiaci válság hatása a kelet-közép-európai monetáris politika mozgásterére

KISS GÁBOR DÁVID

Munkám célja megvizsgálni, mennyiben befolyásolják az eurózóna kötvénypiaci hozamainak és devizájának napi változásai, valamint az Európai Központi Bank (EKB) 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 piacpárookra 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 rávetített 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 euró-zónában bekövetkező változások közül a kedvezőtlenek sokkal inkább sújtották a kelet-közép-európai piacokat, miközben az EKB likviditásbővítő lépései nem feltétlenül gyűrűztek be.

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

JEL kódok: C32, G01, G12

The monetary autonomy of East-Central European countries

GÁBOR DÁVID KISS

This study aims to analyze the euro-zone's daily bond and currency benchmark's impact on their Czech, Hungarian and Polish counterparts between 2002 and 2010 as well as the impact of monetary policy changes by the European Central Bank.

The analyzed capital markets are not fit to the rules of efficient market hypothesis, but we were able to fit a dynamic conditional correlation on them. The analyzed market's daily changes were extreme, when they laid out of the fitted theoretical distribution. Contagion and divergence was defined according to the set of extreme-normal days by searching for significant differences between market correlations.

Despite the East-Central European countries follow an EKB-compatible monetary policy, their fundamental differences resulted increased risk premium under extreme days.

This means larger losses under unfavorable events, while EKB's monetary expansion has poor impact on them.

Keywords: contagion, divergence, yield-curve, East-Central Europe, monetary policy autonomy

JEL: C32, G01, G12

1. Bevezetés

Napjainkban, amikor az európai jegybankok monetáris politikájának elsődleges célját az árstabilitás elérése és fenntartása jelenti, érdemes megvizsgálni, milyen tőkepiaci környezetben kell helytállniuk a kelet-közép-európai kis nyitott, tőkeimportőr gazdaságok jegybankjainak az inflációs célkövetésre történő átállás után és az euro-bevezetés előtt. *Hamori–Hamori* (2010) szerint egy ilyen monetáris politika bevezetéséhez négy feltételnek kell megfelelnie a jegybankoknak: (1) az árstabilitás, mint elsődleges cél deklarálása, (2) adott időhorizonton deklarált inflációs szint vagy sorozat deklarálása, (3) inflációs előrejelzés, (4) magas szintű transzparencia és megbízhatóság. Utóbbi tulajdonság feltétele az adott jegybank intézményi függetlensége, amit az Európai Unióról szóló szerződés 130. paragrafusa rögzít. Munkám során azonban a jegybankok tőkepiaci mozgásterét jellemző monetáris politikai autonómiát vizsgálom, amely az előbbi intézményi megközelítéssel szemben a monetáris politika és a rövid távú kamatlábak kulcsvalutákétól független, a belföldi makroökonomiai feltételeknek megfelelő alakítását jelenti (*Plümper–Troeger* 2008, *Obstfeld et al.* 2005).

A fenti definícióból azonban nem következik automatikusan az, hogy az intézményi függetlenség megteremtését követően egy jegybank autonóm is lesz – abban ráadásul mindkét előbbi szerző egyet ért abban, hogy a monetáris trilemma alapján a lebegtetett devizaárfolyam és a tőkeáramlások szabadságának megteremtése nem tesz egy jegybankot sem autonómmá. Összességében tehát elmondható, hogy az *Obstfeld et al.* (2005) által az autonómia fennállása esetén a rövid lejáratú kamatlábak változtatásán keresztül elérhető „belföldi célok” kimerülhetnek az inflációs célkövetés megvalósításában. Kérdéses azonban, hogy amennyiben az autonómia adott szintje megengedi az inflációs célkövetés teljesülését (márpedig *O’Sullivan–Tomljanovich* (2012) pont azt emelte ki, hogy ez a cél eddig mindegyik feltörekvő országban elérhetőnek bizonyult) attól a pénzügyi stabilitás is megőrizhető lesz-e? Sikeres inflációs célkövetés esetén is számíthat egy jegybank a pénzügyi stabilitás terén a kamatpolitika mozgásterének beszűkülésére - ilyen kényszerpálya állhat elő a globális likviditás áramlása folytán a *BIS* (2011) szerint, amikor a magán finanszírozási és piaci likviditás átmeneti beszűkülése miatt a monetáris likviditás bővítésére van szükség, a hagyományos rendelkezésre állás mellett akár külföldi devizában a jegybanki tartalék terhére, továbbá bilaterális swap-megállapodásokon keresztül, illetve IMF programokon keresztül. Egy adott ország külső sebezhetősége *Árvai et al.* (2009) szerint ugyanis nem csupán a makrogazdasági fundamentumoktól, illetve a bankrendszer állapotának függvénye, hanem ide tartozik a külföldi devizában fennálló követelések lejáratú szerkezete továbbá a nyugat európai anyabankok és régióban lévő leánybankok viszonya is.

Az inflációs célkövetés regionális hatásainak értékelése során *O’Sullivan–Tomljanovich* (2012) munkájából indulok ki, amely szerint az adott ország inflációs szintjének és a gazdasági teljesítmény ingadozásának csökkenésével számolhatunk, továbbá csökken a bankválságok valószínűsége és a kötvénypiacok ingadozása is a feltörekvő országokban. Mindez javarészt a FED és az EKB válság előtti monetáris politikának kereteit leíró „Jackson Hole konszenzusból” eredeztethető, amely feltételezi a tőke- és hitelpiacok hatékonyságát illetve az árstabilitás és a pénzügyi stabilitás közötti konfliktus hiányát. Ebben az esetben egy hiteles és független jegybank képes a hosszú távú inflációs várakozások lehorgonyzására és a rövid lejáratú kamatlábak változtatásán keresztül befolyásolni a hozamgörbe szintjét és meredekségét – ebben az esetben beszélhetünk hatékony transzmissziós mechanizmusról (*Bean et al.* 2010).

A fenti okfejtés alapján egyet kell értenem *Svensson* (2011) azon megállapításával, amely szerint nem áll fenn konfliktus az árstabilitás és a pénzügyi stabilitás között – miután teljesen eltérő eszköztárral és a tőkepiac pillanatnyi állapota mentén meghatározott autonómia mentén képes a jegybank az elérésükre és fenntartásukra. Munkám további részében ráadásul

arra világítok rá, hogy adott esetben akár kifejezetten káros is lehet a jegybank számára saját autonómiájának növekedése.

E tanulmány célja tehát 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 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 EKB) döntéseinek magyar, cseh és lengyel kötvény- és devizapiacra gyakorolt hatásait vizsgáljuk 2002. január 1. és 2011. július 31. közötti napi záró értékek logaritmikus első differenciáljának felhasználásával.

A kiválasztott visegrádi országok vizsgálatát támasztja alá az esetükben a *Stavárek* (2009) illetve *Babetskaia-Kukharchuk et al.* (2008) által leírt devizaárfolyamok között megfigyelhető erős konvergencia, illetve *Farkas* (2011) azon megállapítása, mely szerint eme ország csoport önálló gazdasági modellt alkot az Európai Unióban hagyományosan meglévő angolszász, északi, kontinentális és mediterrán mellett.

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

A hozamgörbék és a devizaárfolyamok hullámozásában 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). Míután a régió országainak bankjai bár eltérő mértékben ugyan, de külföldi forrásokra támaszkodva finanszírozták a kétezres évek hitelexpanzióját (EKB 2008), ezért a devizapiaci együttmozgások változásait nem hagyhatjuk figyelmen kívül. *Chen és Zhang* (1997), *Goetzmann 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 eszközök esetében emellett számolni kell a jövőbeli euró bevezetés igényével, ami egyfelől visszaköszön az intézményi harmonizációban (monetáris politikai célok, árfolyamrendszerek, definíciók és módszertanok EKB konform jellege), másfelől a piaci várakozásokban. A hozamok és devizák együttmozgása kapcsán tehát meg lehet vizsgálni azok együttmozgásának dinamikus változásait a tíz éves időtávon, továbbá érdemes összehasonlítani, hogy bekövetkezett-e szignifikáns változás a válság hatására. A „válság” jelenségét kétféle módon közelítettük meg: két időablak összehasonlításával, illetve az eurózóna indikátorok ingadozásainak extrémítása mentén. Az időablakos megközelítés során az EKB 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 eurózóna indikátorainak ingadozása esetében a logaritmikus első differenciált napi értékek 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 kérdés 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 (kovariancia-stabilitás), miközben a hozamok autokorrelációja legalább húsz kereskedési napig elnyújtott monoton csökkenést mutat. Másfelől létezik iparágakon és idősoron belüli keresztkorreláció, lehetőséget nyújtva az esemény-alapú 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 *fertőzések (contagion)* esetében a Világbank¹ háromféle megközelítést 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 abban az esetben, ha a nyugodt időszakhoz képest a válságos periódusban a korreláció szignifikáns növekedését tapasztaljuk.

E megközelítés arra a tőkepiaci hozamok aszimmetrikus természetének megfigyelésére épül (*Campbell et al. 2002, Bekaert et al. 2005*), hogy a piaci szereplők *homogénnek* tekintik a hasonló karakterisztikákkal (földrajzi elhelyezkedés, szektor, minősítők által adott besorolás stb.) leírható egyes *eszközöket és országokat*, így probléma esetén a teljes homogén kategória felszámolására törekednek. Ezzel ellentétes lehet azonban a *Bearce (2002)* által leírt *heterogenizálás* esete, amikor 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 a 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, Campbell et al. 2002, Bekaert et al. 2005*):

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

A keresleti és kínálati oldal között fennálló egyensúly megbomlásával *Wong–Li (2010)* szerint fertőzés esetén az azonos irányú tőkemozgások nemzetközi mértéket öltenek, ami a megemelkedő korrelációval karöltve keresztülhúz mindennemű védekező diverzifikációs törekvést (*Campbell et al. 2002*). *Van Royen (2002)* illetve *Markwat et al. (2009)* még ennél is tovább mennek: az 1997-es távol-keleti, 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

¹ Ez a definíció a Világbank fertőzés-definíciói közül a legszűkebb, lásd: <http://go.worldbank.org/JIBDRK3YC0>.

látszólag 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 Bretton Woods-i rendszer 1971-es 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 a $m_k m_j$ piacok közötti $\rho^{m_k m_j}$ korreláció $r_{n/x}$ külső vagy belső sokk hatására bekövetkező szignifikáns csökkenését értjük:

$$r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow \rho_n^{m_k m_j} > \rho_x^{m_k m_j} . \quad (2)$$

A kamat konvergencia 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 a $m_k m_j$ piacok közötti $\rho^{m_k m_j}$ korreláció $r_{n/x}$ külső vagy belső sokk hatására nem változik szignifikáns mértékben (*Forbes–Rigobon* 2002):

$$r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow \rho_n^{m_k m_j} \approx \rho_x^{m_k m_j} . \quad (3)$$

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 adott piacon adott időpontban lezajló extrém esemény más piacokra gyakorolt befolyásának vizsgálatát takarja – így a modellalkotás során nem foglalkozunk exogén tényezőkkel.² A piacok komplexitásának feltételezése szükséges ahhoz, hogy a vastagfarkúság (heavytailness) jelenségét (*Alderson* 2008, *Albeverio–Piterbarg* 2006) endogén, piacok kölcsönhatásából fakadó folyamatként vizsgáljuk. Vastagfarkúság esetén, a piacon mérhető napi árfolyam változások esetében egy tetszőlegesen nagy és az azt egy nagyságrenddel meghaladó elmozdulások valószínűsége között sokkal kisebbek a különbségek, mint az a normál eloszlás esetében elvárható lenne.

Hipotézis: A monetáris politikai autonómia nyomán a kötvény- és devizapiacok divergenciáját (7) fogjuk tapasztalni: $r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow \rho_n^{m_k m_j} > \rho_x^{m_k m_j}$. (4)

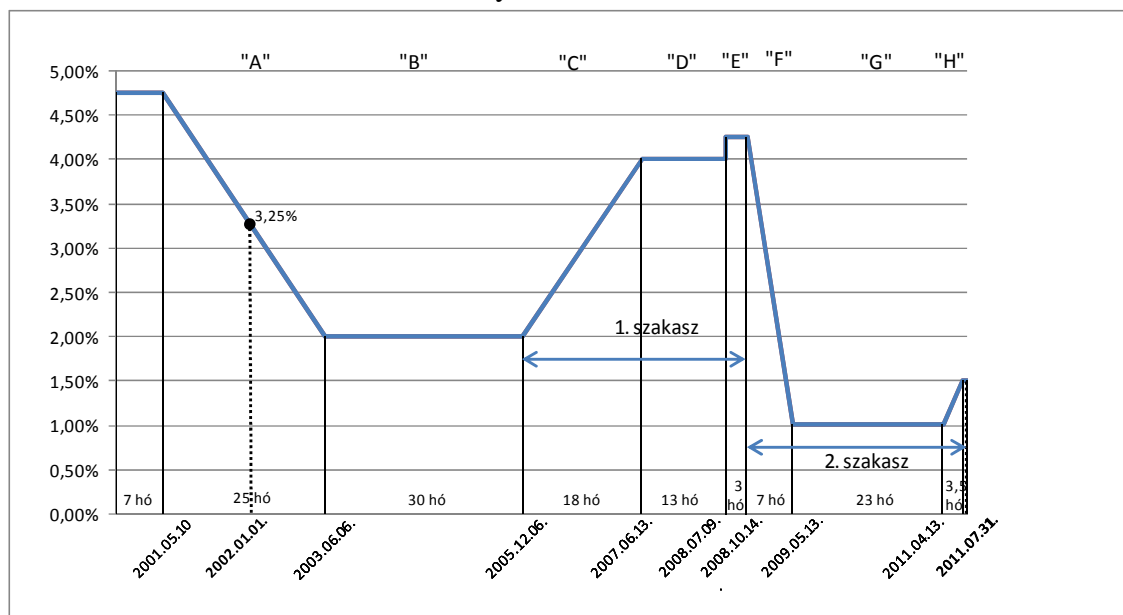
Munkánk célja tehát a monetáris politikát érintő kollektív cselekvések (fertőzés, divergencia, interdependencia) különböző formáinak értékelése, hipotézisünk tehát a *Bearce* (2002) által bemutatott divergencia jelenségére vonatkozik.

² A fertőzések legszűkebb definíciójából fakadóan a hozamgörbe esetében legfeljebb csak az EKB irányadó kamatlábjának 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.

2. Az EKB monetáris politikájának keretei

A vizsgált 2002. január 1-től 2011 júliusáig tartó időszakban az EKB monetáris politikáját tekintve négy fő szakaszt lehet elkülöníteni: a dot-com válságot követő kamatsökkentési periódus 2003. július 6-ig tartott, amit 2005. december 6-ig az alacsony (2 százalékos) irányadó kamatláb időszaka követett. Ez után az EKB 2008. október 14-ig kamatemelésekbe kezdett, majd a Lehman Brothers összeomlását követő tőkepiaci zűrzavarban 2009. május 13-ra 1 százalékra csökkentette az irányadó kamatlábat, ami úgy is maradt egészen 2011. április 13-ig.

1. ábra Az EKB irányadó kamatlábának változása



Forrás: saját szerkesztés, EKB (2008)

Az EKB monetáris politikájának hatását tesztelendő a tárgyalt nyolc periódus közül két, nagyjából egyforma hosszúságú időszakot választottunk ki (1. ábra). Az első a 2005. december 6-tól 2008. október 14-ig tartó 34 hónapos időszak (mely 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, mely a monetáris lazítás időszaka volt.

A hozamgörbe egyes látjóratai és a devizák együttmozgásában megfigyelhető eseti eltérések drámai hatást gyakorolhatnak a bankrendszer működésére a lejárat transzformáció,³ mint alapvető funkció ellátása során (Kállai–Kőszeghy 2009). Így érdemes a bankszektorra gyakorolt hatások elemzése előtt magát a bankszektort alaposabban körüljárni: ennek gazdaságon belüli kivételes helyzetét ugyanis elsősorban a bizalmi jellege adja – amely a betétesek által elhelyezett vagyont bank általi kezelésén nyugszik (Botos 2003). A prudens működés elvárása hivatott megalapozni ezt a bizalmat, tehát a hitelintézeteknek a rájuk bízott idegen és saját forrásokkal a vonatkozó előírások betartása mellett úgy kötelesek gazdálkodni, hogy folyamatosan fenntartsák azonnali fizetőképességüket (likviditás) és a mindenkori fizetőképességüket (szolvencia) a vonatkozó szabályozás (esetünkben a Hitelintézetekről és pénzügyi vállalkozásokról szóló – továbbiakban HiTv – 1996. évi CXII. törvény) alapján. Az univerzális bankok korában a hagyományos kereskedelmi és befektetési banki specializálódás mind inkább megszűnt, amelynek háttérében az információs és telekommunikációs fejlődés,

³ A bankok működésük során rövid lejáratú forrásokból (pl. betétgyűjtés, bankközi piaci források) finanszíroznak hosszabb lejáratú eszközöket (pl. hitelezés), ezt nevezzük lejárat transzformációnak.

illetve a piaci alapú kockázatkezelés előtérbe kerülése állt (*Haenlein et al. 2007, Goddard et al. 2007*). Az univerzális bankolás – a diverzifikáltabb termékpaletta – elterjedése egyaránt nyomás alá helyezte mind a front, mind a back office működését. Míg az előbbit MiFID (*Markets in Financial Instruments Directive - 2004/39/EK, Magyarországon a 2007. évi CXXXVIII. törvény*), addig az utóbbit a Bázel II. majd III. standardjai hivatottak szabályozni. A Bázel II-es szabályozás elsősorban a szolvencia fenntartására, azaz a szavatolótőkére, valamint a hitelezési és működési kockázat (kitettségi mérték meghatározásának sztenderd és belső minősítésen alapuló megközelítésére illetve a külső hitelminősítő szervezetek minősítéseinek figyelembe vételére, a hitelezési kockázat mérséklésére, a kockázatvállalás szabályozása) kézben tartására fókuszált. Ezzel szemben a Bázel III-as szabályozás már a rövid és hosszú távú likviditás fenntartását is célul tűzte ki a szavatoló tőke és a partnerkockázat korábbinál szorosabb szabályozását (*Somogyi–Trinh 2010*). A tőkeáttétel és a likviditás menedzselésének mélyebb szabályozása a bankrendszer forrásgyűjtésében beállt változásokból (*Kállai–Kőszeghy 2009*) fakad: míg 2003 és 2007 között a betétek átlagos súlya a forrásoldalon 42 százalékról 39 százalékra csökkent, addig a bankközi, pénzüpiaci forrásgyűjtés jelentősége 12-ről 16 százalékra nőtt, míg a tőkepiac változatlanul, 27 százalékos súllyal bírt (*Ondo–Ndong 2010*). Az univerzális bankok hálózataik révén, határon átnyúló üzleteikkel és szabad tőkekiszáramlási lehetőségükkel a likviditás optimális elosztását tették lehetővé, ami minimálisra szorította a likviditási puffereket. Az ilyen optimalizálás időkritikussá teszi a likviditáskezelést, és a legkisebb áramlási akadály is komoly tovagyűrűző likviditási problémákat okozhat (*Kállai–Kőszeghy 2009*).

A pénz- és tőkepiaci forrásgyűjtés előtérbe kerülésével a lejárat transzformáció végrehajtása során a bankok sokkal kiszolgáltatottabbá váltak a tőkepiaci fertőzésekkel szemben, miután a betétlekötésekkel fékezett reakcióidejű, atomizált struktúrájú betétesek mellett a hálózatba kötött ultrarövid reakcióidejű pénz- és tőkepiacok kerültek előtérbe. Egy-egy parciális likviditásszűkülés más piacokra való áttérése megnehezíti a forrásoldal megújítását stresszes piaci környezet esetén – akadályozva nemhogy az új hitelek kibocsátását, de a már korábban kibocsátott hitelek mögötti forrásállomány megújítását is.

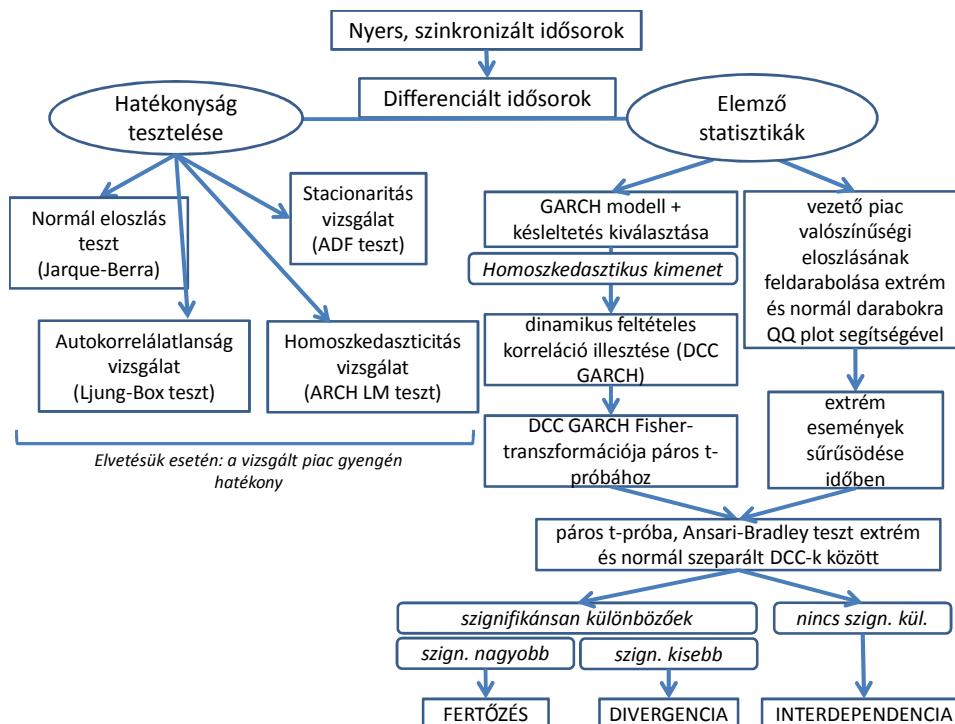
Miután mind Magyarországon, mind Európában a nyújtott hitelek értéke 2005 óta meghaladja a gyűjtött betétek összegét (*EKB 2008*), a bankközi piacról beszerezhető likviditás menedzselése a jövőben is kulcsfontosságú lehet a prudencia működés fenntartása szempontjából (*Kovács 2009*).

A szakirodalomban a likviditási kockázat definiálásához érdemes azt kétféle vetületben, a piaci likviditási kockázat, illetve a finanszírozási kockázat (funding liquidity risk) formájában tárgyalni *Balázs–Móré (2007)* szerint. A bankok szemszögéből a piaci likviditási kockázat alatt az illikviddé válás kockázatát értjük, tehát a bank csak számottevő árveszteséggel tudja értékesíteni pénzügyi eszközeit a piac nem megfelelő mélysége vagy piaci zavarok miatt. A finanszírozási kockázat alatt annak a kockázatát értjük, hogy egyedi problémák, pénzüpiaci likviditás szűke, váratlan forráskivonás vagy hitelkeret-lehívás miatt a bank nem képes teljesíteni vagy csak számottevő jövedelmezőségi veszteségek árán tudja teljesíteni fizetési kötelezettségét. A bankok likviditási pozíciójának hirtelen és nagymértékű változásának lehetősége miatt a banki likviditási kockázat fontos jellegzetessége a magas fokú nemlinearitás – ami kevésbé szofisztikált elemzési eszköztárak alkalmazását engedi meg, mint például a banki mérlegek likviditási szempontú elemzését, a „cash capital” megközelítést, a lejárat összhang elemzését és a kockázatos likviditás (liquidity-at-risk, LaR) VaR-hoz hasonlóan sztochasztikus megközelítését. A kockázatos likviditás meghatározása lényegében arra keresi a választ, hogy mennyi lehet a bank finanszírozási igénye egy „rossz napon”. Más szavakkal, a kockázatos likviditás (a VaR-hoz hasonlóan) azt mutatja, mekkora lehet a bank maximális likviditási kockázati kitettsége egy előre meghatározott időtávon, egy előre meghatározott konfidenciaszint mellett.

3. Módszertan – a fertőzések statisztikai igazolhatósága

Az extrém események statisztikai és dinamikus tulajdonságaival kapcsolatos tapasztalatok levonására az $r_{n/x}$ és a fertőzések előfordulását megengedő alternatív piacmodell bevezetését követően kerül sor a vizsgált piacokon fellépő fertőzések statisztikai igazolására illetve elvetésére. A m_v vezető piacot a német (eurózónabeli) (m_v) minta jelöli minden esetben, a követő piacok pedig a kiválasztott kelet-közép-európaiak.

2. ábra: A mintában szereplő piacok között vizsgált kapcsolatok felépítése



Forrás: saját szerkesztés

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 munkám során a Matlab szoftvert használtuk, amelyhez a Kevin Sheppard (Oxford) által fejlesztett „UCSD GARCH” és az „Oxford MFE” csomagokat⁴ használtuk fel az idősorelemzés során.

3.1. A piaci hatékonyság tesztelése

A piacok egymásra hatásának vizsgálata során először ellenőrizzük vizsgált piacaink hatékonyságát *Fama* (1970) definíciója nyomán. Amennyiben 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 megbecsülhetőek, amit bolyongásnak (5) (*random walk*) nevezünk:

⁴ UCSD GARCH: http://www.kevinsheppard.com/wiki/UCSD_GARCH; Oxford MFE: http://www.kevinsheppard.com/wiki/MFE_Toolbox.

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

ahol ε_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-Bera teszttel végeztük, a stacionaritást „kibővített” (augmented) Dickey–Fuller (ADF) teszttel vizsgáltuk, míg az autokorreláció és heteroszkedaszticitás kimutatására Ljung-Box illetve ARCH-LM teszteket alkalmaztunk Jentsch et al. (2006), Alexander (2008) és Lütkepohl–Kratzig (2004) nyomán.

3.2. Dinamikus feltételes korreláció illesztése a heteroszkedaszticitás kiszűrését követően

A Forbes és Rigobon (2002) szerint a valamely időablakon értelmezett, illetve gördülő korrelációkat torzíthatja a heteroszkedaszticitás – ennek kiszűrésére Bollerslev (1986) és Tsay (2005) alapján alkalmazhatóak 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) p jelöli a késleltetés hosszát, σ^2 és q az ARCH folyamatot ε^2 , α_i a jelenbeli hírek feltételes varianciára gyakorolt hatását, míg β_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.⁵ 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 választhassuk ki. Az egyes modellek bemutatását és a 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 kovariancia mátrixukat H_t -vel jelöljük.

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

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

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 Φ_{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 variancia-tesztek egyikét, az Ansari–Bradley tesztet alkalmaztuk. Ennek elvégezhetőségének biztosítására Lukács (1999) alapján a korrelációkon Fischer-transzformációt (9) hajtottunk végre:

$$z_1 = 0,5 * \ln \frac{1+\rho_{01}}{1-\rho_{01}}. \quad (9)$$

Az Ansari–Bradley teszt során két eltérő hosszúságú független mintát hasonlítottunk össze, feltételezve, hogy ugyanabból a valószínűségi eloszlásból származnak, szemben az

⁵Az aszimmetrikus GARCH modellekhez kapcsolódó képletek leírását a könnyebb áttekinthetőség kedvéért az egyes késleltetésű, azaz (1,1) illetve (1,1,1) esetekre értelmezve végzem el.

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 különbözőek.

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

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

ahol ρ 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*), ρ_x és ρ_n pedig az extrém és normál hozamok mentén csoportosított korrelációt jelöli.

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

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 Bázeli 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 fölél/álá 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 „lőgnak 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

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 vastag

farkúságának 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 átlag-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 átlag-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. Vastag farkú eloszlás esetén a „normalitástól” elváló kiugró (outlier) elemekből álló farkak, amelyekre munkám során mint „extrém eseményekre” hivatkozunk.

Aszimptotikus stacionaritás esetén eltérő karakterisztikákkal 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 $r_{n/x}^{m_V}$ 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 kimenetek kizárólag a szignifikánsan különböző korrelációk (fertőzés és divergencia – E1(11)) illetve a nem szignifikánsan különböző korrelációk (interdependencia – E2(12)), mint szélsőségek között helyezkedhetnek el:

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

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

ahol r^{m_i} az i -edik piac elmozdulása, ρ^{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.

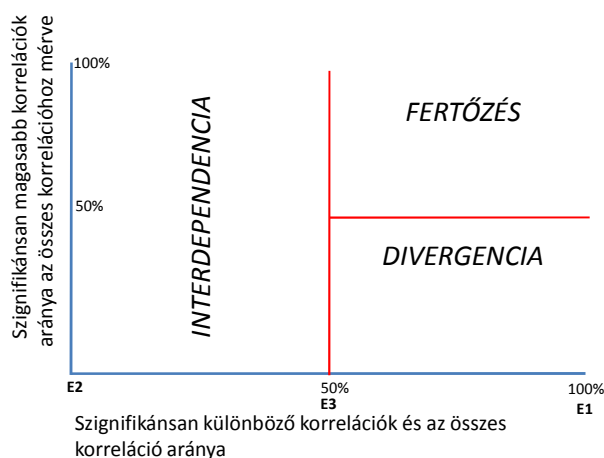
A fentiekből következik, hogy a rendelkezésünkre álló véges számú, diszkrét korrelációk (piacpárok együttmozgásának) szétválaszthatóságát a mintában szereplő piacok összes variációjának arányában kell meghatározni az E1 és E2 közötti besorolást. Érdemes ehhez bevezetni a szélsőség között fél úton elhelyezkedő 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: $\rho_n^{m_1 m_k}, \rho_x^{m_1 m_k}$) és az interdependenciára utaló, szignifikánsan nem különböző korrelációk ($\rho^{m_1 m_k}$).

$$E3: r_{n/x}^{m_i} \neq 0 \rightarrow \text{ahol a kombinációk egyik felére érvényes a } \rho_n^{m_k m_j} \neq \rho_x^{m_k m_j}, \text{ míg másik felére a } \rho_n^{m_k m_j} \approx \rho_x^{m_k m_j} \quad (13)$$

Fontos kiemelni, hogy a gyakorlatban az extrém események fark-tulajdonsága⁶ miatt lesznek „negatív extrém és normál”, valamint „pozitív extrém és normál” korrelációs párijaink.

⁶ Az extrém események a valószínűségi eloszlás farkain találhatóak, tehát egy idősor esetében mindig lesz egy pozitív és egy negatív extrém sokaságunk a normálisnak tekintett halmaz mellett.

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 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 (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 korreláció-szétválasztások kimeneteinek 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.

4. 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.

Liu et al. (1998), Chen–Zhang (1997) és Heathcote–Perri (2004) egyaránt rámutatott 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 USD-ben történő kifejezését Babetskaia-Kukharchuk et al. (2008) valamint Stavárek (2009) javasolják a piacok közötti interakciók vizsgálata esetén.

4.1. A piaci hatékonyság elvetése

A vizsgált piacok hatékonyságát elvethetjük, miután nem mutatják a 3.1-es fejezetben megfogalmazott statisztikai tulajdonságokat – normál eloszlás, autokorrelálatlanság, homoszkedaszticitás (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 fordulását jelenti, ami a devizapiacokon a deviza erősödésének, míg kötvénypiacon a hozamok csökkenésén keresztül a monetáris enyhülésének magasabb arányát jelenti. A kötvénypiacon a 3 hónapos hozamok esetében zömében a monetáris enyhülésének van nagyobb tere, kivéve a magyar piacot. A 10 éves 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.

2. táblázat: A vizsgált piacokon mért logaritmusos hozamok leíró statisztikái

vizsgált piacok	aszimmetria	csúcosság	Normál eloszlás	Stacionaritás-vizsgálat		Heteroszkedaszticitás		Autokorreláció	
			(Jarque-Bera)	(ADF-teszt) 1 lag		(ARCH-LM) 1 lag		(Ljung-Box) 1 lag	
			p	t érték	kritikus érték	p	p		
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

A logaritmusos hozamok stacionerek az ADF teszt szerint, azonban a vizsgált idősorok többsége egyszerre mutatja heteroszkedaszticitás és autokorreláció jeleit, ami megalapozza a GARCH modellek alkalmazásának szükségességét. A heteroszkedaszticitás jelenléte a piaci volatilitás klaszteresedésére⁷ utal, aláhúzva az extrém hozamok előfordulásából fakadó jelenségek fontosságát.

4.2. 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

⁷ Bizonyos időszakokban a volatilitás magas, míg más időszakokban alacsonyabb.

idősorokból. A módszertani fejezetben négyféle modell 21-féle kompozíciója került bemutatásra.

3. táblázat: GARCH modellek illeszthetősége a vizsgált idősorokra

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

Megjegyzés: *: a standardizált hibatag homoszkedasztikus

Forrás: saját szerkesztés

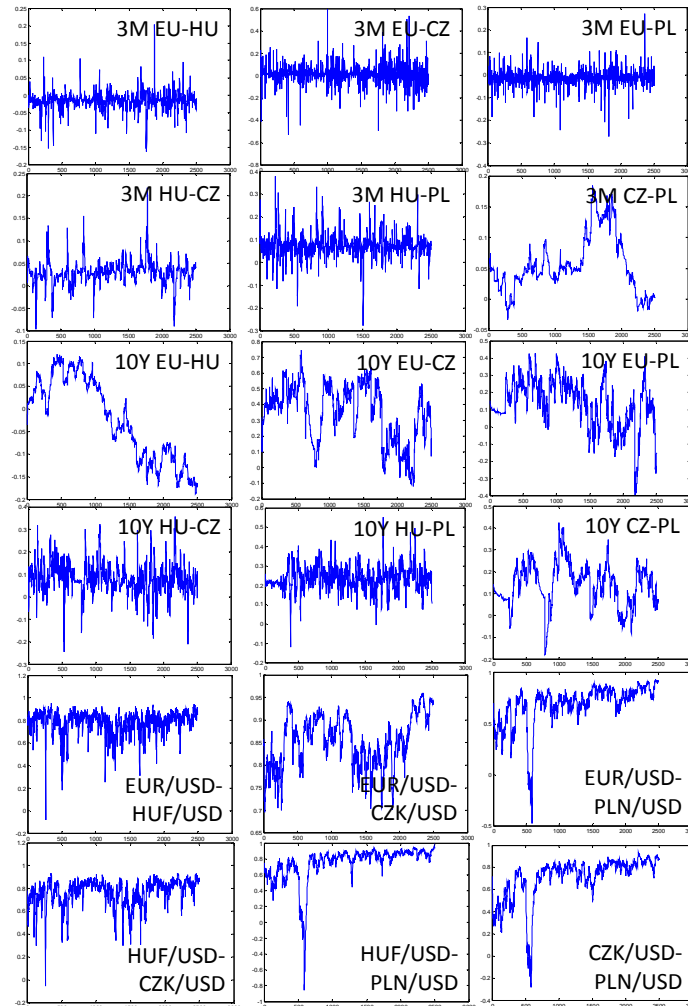
Mint a 3. táblázaton is látszik, elsősorban a kötvénypiacok igényelték az komolyabb aszimmetrikus modellek alkalmazását, a devizapiacok esetében az egyszerűbb, kevesebb késleltetést alkalmazó modellek is elegendőek voltak a megfelelően illeszkedő és a heteroszkedaszticitás kiszűrésére. Sajátos eredmény még a β által szimbolizált múltbeli volatilitás fennmaradásának (*volatility persistence*) komoly szerepe – ez esetben a minta nagy hányadában sokkal több múltbeli tagot, határozottan komolyabb súllyal kellett bevonni, mint az α -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 piactípusok esetében (4. ábra): míg a 3M piacok a korrelálatlanság körül ingadoznak, addig a 10Y piacok esetében már eltérő mértékű együttmozgásokat tapasztalhatunk a piacpárok esetében. 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 három hónapos hozamok esetében egy nullához közeli várható érték körül ingadozik a korreláció, miközben a kilengések sem érik lépnek át az erősebb együtt-, illetve ellentétes mozgás tartományába. Mindez azt jelenti, hogy a hozamgörbék ez esetben meglehetősen autonóm módon viselkednek, és eredményesen tudunk diverzifikált portfoliót létrehozni. Másfelől viszont nyomát se látni bármiféle konvergenciának a kelet-közép-európai országok részéről (igaz, ezt a maastrichti kritériumok is a 10 éves lejáratnál várják el).

A 10 éves hozamok esetében már tapasztalhatunk bizonyosfajta ingadozást a korrelálatlanság és a gyenge együttmozgás között a teljes mintát tekintve. Ebből kilóg a magyar minta, amelynek az euró-zónával 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 10 éves lejáraton valóban megfigyelhetjük a bevezetésben említett, válság hatására fellépő divergenciát – azaz a korábban valamilyen homogénnek kezelt EU esetében 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 likviditásélénkítő lépései: a 3M piacon eleve nincs együttmozgás, a 10Y piacon pedig pont ekkor lazult fel.

4. ábra: A feltételes dinamikus korreláció (DCC) alakulása a vizsgált idősorokon



Forrás: saját szerkesztés

A jövőbeli euróbevezetés hitelességét a hosszú lejáraton tapasztalható hozam konvergencia mellett a devizák szorosabb együttmozgása is alátámasztja – mindezt oly módon, hogy 2008 márciusa óta egyik kelet-közép-európai ország sem rendelkezik ERM 2 jellegű árfolyamrezsimmel. 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 a kiugró értékek sokasága megerősíti annak kérdését: mi történik extrém piaci ingadozások esetén?

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

4. táblázat: 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
extrém "+"	db	60	73	23	60	103	91	33	85	29	34	29	39
	%	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
extrém "-"	db	48	31	23	87	66	55	31	74	77	114	105	103
	%	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

Forrás: saját szerkesztés

A három hónapos (3M) hozamok esetében 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 eurózónabeli és a lengyel adatokat azért érdemes elkülöníteni, mert a lengyel piac hatod akkora ingadozása tekinthető már extrémnek, miközben az euró-zónában csak a 6 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 tíz éves (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 három hónapos 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 euró-zónánál magasabb értéket találunk a pozitív oldalon.

A devizapiacokon mind a négy pár kapcsán mind az extrém erősödés dominál, ami betudható a dollár kétezres 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.

5. táblázat: A normál és extrém események csúcossága

	EUR3M	HU3M	CZ3M	PL3M	EUR10Y	HU10Y	CZ10Y	PL10Y	EUR/USD	HUF/USD	CZK/USD	PLN/USD
teljes 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 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

4.3. 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 euró-zónában 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 országok élni az euró-zónában 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 kamatkülönbözetek (spread) szórása csökkent) az EKB monetáris lazítása során. Elmondhatjuk tehát, hogy bár a kamatok szintjére nincs konkrét ráhatása az EKB monetáris politikájának, a likviditásjavító szerepe valamelyest érvényesül.

6. táblázat: Átlagos hozamok és devizapiaci ingadozások az „A”-val jelzett válság előtti és „B”-vel jelölt válság időszakában

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

Forrás: saját szerkesztés

A devizák esetében a B időszakban az euró átlagosan még mindig erősödött, szemben a forint és zlotyi 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 10 éves lejáraton és a régió 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 10 éves hozamok esetében jól látható, hogy a piac nem minden euróaspiráns esetében árazta be a kamatkonvergenciát – sőt, a válság hatására még a biztonságos menedéknek („safe heaven”) számító cseh piac korábban mérsékelt együttmozgása is fellazult. A divergencia megjelenésével tehát inkább a 10Y lejáraton érdemes számolni.

7. táblázat: A piacok közötti korrelációk átrendeződése az „A”-val jelzett válság előtti és „B”-vel jelölt válság időszakában

		EU-HU	EU-CZ	EU-PL	HU-CZ	HU-PL	CZ-PL
3 hónapos hozam	Ansari-Bradley teszt "A" és "B" időszak között	0	1	1	1	0	1
	átag "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
	átag "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
10 éves hozam	Ansari-Bradley teszt "A" és "B" időszak között	1	1	1	0	0	0
	átag "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
	átag "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
deviza	Ansari-Bradley teszt "A" és "B" időszak között	0	0	0	1	0	0
	átag "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
	átag "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

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.

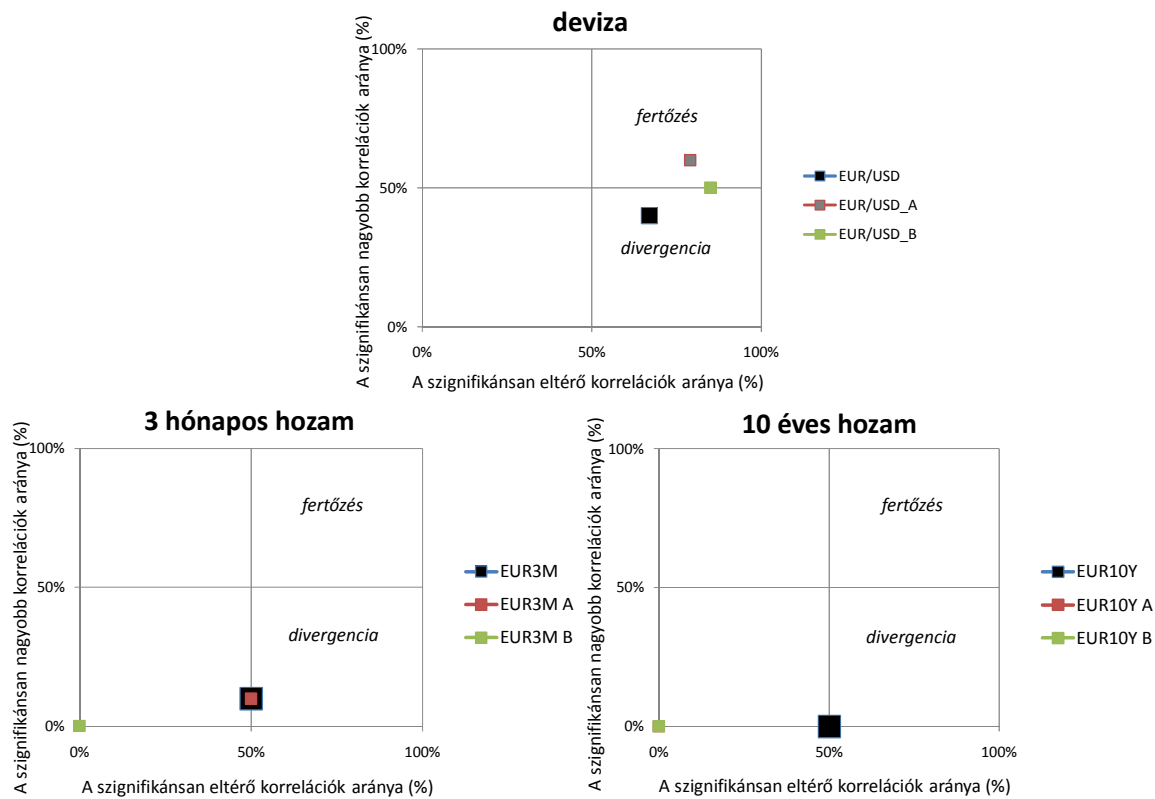
4.4. Különbség a piacok válság előtt és a válság során mutatott jellegzetességeiben

Az extrém események definiálását és a piacok közötti korreláció kiszámítását követően érdemes tehát kitérni a kollektív cselekvések (fertőzések és divergenciák) kimutathatóságára (5. ábra). Amennyiben az eurózónabeli 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 hozamok esetében a piacok kiszáradása a korreláció szignifikáns csökkenésével társult mindkét lejáraton. Más kérdés, hogy a 3M esetében a válság előtt nem volt kimutatható

ez a divergencia, míg a válság során igen. A 10Y esetében viszont sem a válság előtt, sem az alatt nem mutathatunk ki extrém monetáris szigorodással társuló szignifikáns korrelációváltozást. Tehát hiába állapítottuk meg korábban, hogy a tíz éves hozamok között komolyabb együttmozgást tapasztalhatunk, napi szinten az extrém ugrások nem eredményeznek szinkronhatásokat.

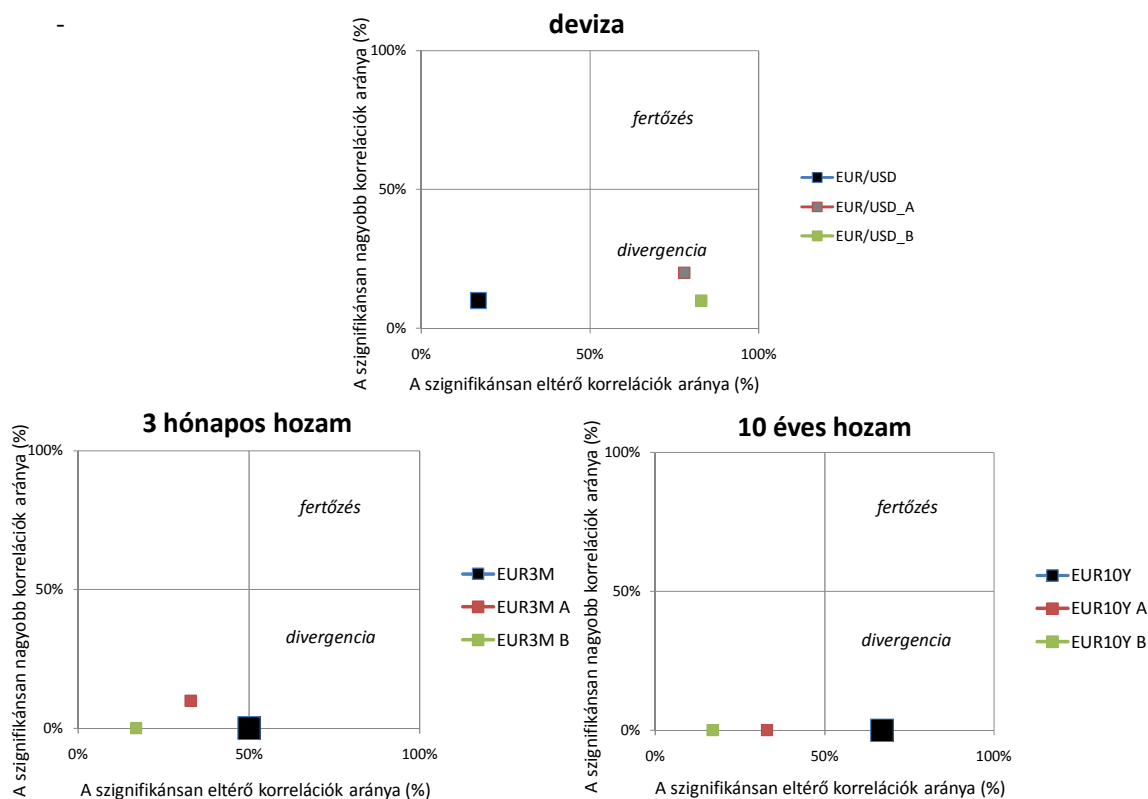
5. ábra: Fertőzések, divergenciák és interdependencia kimutathatósága a vizsgált piacok normál és extrém állapota esetén – az extrémítást csak a valószínűségi eloszlás pozitív tartományában értelmezve



Forrás: saját szerkesztés

Az euró extrém erősödésének napjain a teljes időszakot tekintve csak interdependenciát tapasztaltunk, azonban a két almintában már divergencia figyelhető meg. Az euró hirtelen erősödése tehát nem rántotta magával a többi valutát – a pozitív irányú sokk nem terjedt tovább (6. ábra). Monetáris lazulás esetén csak a teljes mintán tapasztalunk divergenciát, az alminták esetében már nem jelentkezett ilyen hatás. Tehát hiába valósult meg hirtelen likviditásbővülés az eurózóna kötvénypiacain, aznap nem mozogtak együtt a kelet-közép-európai piacok.

6. ábra: 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

5. Összegzés

A monetáris politika szabadságának, tehát az autonómiának a megnövekedését tapasztalhatjuk abban az esetben, amennyiben a piacokon kialakuló kollektív cselekvés eredményeképpen szignifikánsan eltérő mértékű együttmozgást tapasztalunk. Erre a feladatra egy diagnosztikus modellt építettünk, melynek első lépéseként elvetjük a piacok hatékonyságának, véletlen bolyongásának elvét a piaci elmozdulások normál eloszlásának, autokorrelálatlanságának 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 átlag-orientált modellek a valószínűségi eloszlás várható értékét és varianciáját vizsgálják, addig az extrém érték modellek az eloszlás farkait (*fat tailness* vagy *heavy tailness*),⁸ a maximális és minimális értékeit vizsgálják – tanulmányunkban ez utóbbiak diagnosztikus elemzésére törekedtünk.

A kötvénypiac, összevetve akár a deviza, akár a részvénypiacokkal, az intézményi szereplők túlsúlya és a monetáris politika ténykedése folytán sokkal inkább tekinthető egy oligopolisztikus és szabályozott piacnak (ezt megerősítik a csúcosságban mutatkozó

⁸ Munkánk során a „fattailness” illetve „heavytailness” fogalmakra a vastagfarkúság megnevezést alkalmaztuk Király et. al. (2008) és Feller (1978) nyomán.

különbségek is). Mindazonáltal a piacok egymásra gyakorolt hatása nagyban változik a vizsgált időszak kiválasztásától, illetve a napi elmozdulás extrémításától. Érdeemes tehát összefoglalni a főbb eredményeket.

A teljes időszoron a 3M piacok korrelálatlanok, míg az extrém elmozdulások szimmetrikusnak bizonyultak. A 10 éves hozamok a gyenge korreláció és a korrelálatlanság között ingadoztak, miközben az extrém elmozdulások inkább a hozamnövekedés (likviditásszűkülés) oldalán váltak jellemzővé. A devizapiacok erősen korrelálnak tekinthetőek, 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 esetükben, mint a minta többi tagjánál.

A válság előtti emelkedő EKB irányadó kamatlábbal („A”) és válságkezelés során csökkenő kamatlábbal („B”) jellemzett alminták esetében a 3 hónapos 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 10 éves 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 különbség azonban mindenütt megnőtt, ami a lejárat transzformáció általános javulására utal. A deviza piacokon kitapintható a kelet-közép-európai devizák válság során mért gyengülése – miközben a piacok közötti korábban erős korreláció is megmaradt.

Amennyiben 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 korrelációs csökkenés 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 EKB 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 az alábbi 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 EKB döntései egyedül a cseh kötvénypiacra gyűrűztek be, míg a többi ország esetében 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.

Paradox helyzetről beszélhetünk tehát ebben az esetben, mivel a monetáris politikai autonómia – a definíció szerint a kulcsvaluta-övezet monetáris politikájától való függetlenség – épp abban a pillanatban nőtt meg, amikor a regionális jegybankok nagyon is számítottak volna arra, hogy ez továbbra is olyan szűk marad, mint az azt megelőző időszakban. Ez az eredmény épp ellentétes a monetáris likviditás válság alatti bővítését előíró *BIS* (2011) dokumentummal – miután a z érintett jegybankok önerejükből pont, hogy képtelenek lesznek az általuk is éppoly kívánatos, azonban hirtelen még drámaibbá váló helyzet kezelésére.

Amennyiben abból indulunk ki, hogy a kelet-közép-európai jegybankok a válságot megelőzően mindössze az inflációs célkövetés teljesüléséhez elegendő függetlenséggel bírtak,

miközben a pénzügyi stabilitás fokozatos romlására nem volt érdemi ráhatásuk, addig a válság során az ECB monetáris politikai aktivizmusa – amely a pénzügyi stabilitást hivatott helyreállítani, vagy legalább átmenetileg kezelni – nem gyűrűződött be épp a hirtelen autonómianövekedés miatt. A monetáris trilemma, illetve a „Jackson Hole konszenzus” keretein belül a fenti folyamat nem értelmezhető – épp a tőkepiacok hatékonyságának feltételezése miatt. Bár *Bean et al.* (2010) erre a feltételre csupán működő közelítésként hivatkoznak, elgondolkodtató, hogy a tőkepiacok többnyire valóban eleget is tesznek ennek a feltételzésnek – és csak az extrém hozamokkal jellemezhető kereskedési napokon figyelhetünk meg eltéréseket, de akkor a különböző kollektív viselkedési formáknak köszönhetően fejtetőre állnak az addig biztos szabályok és stratégiák. A monetáris trilemma két ágát jelentő lebegő devizaárfolyam és a szabad tőkeáramlás egyfelől szükségessé teszi a volatilitás kockázatának kezelésére alkalmas pénzügyi innovációk alkalmazását, másfelől teret nyit a határon átnyúló banki finanszírozás előtt, ami az Európai Unión belül még anyabanki-leánybanki kapcsolatok megjelenésével is társul. E feltételrendszeren belül tehát a jegybanki autonómia vagy a közös valuta bevezetésével szűnik meg, vagy a fenti jelenségek és a kollektív viselkedések megjelenése miatt eleve olyan szűk, hogy a jegybank kizárólag az infláció alacsonyan tartására képes fókuszálni, miközben nincs érdemi ráhatása a pénzügyi stabilitás alakulására.

Függelék: Dinamikus feltételes korreláció illesztése a heteroszkedaszticitás kiszűrését követően

Az általánosított ARCH (GARCH) modellben (6) p jelöli a késleltetés hosszát, σ^2 és q az ARCH folyamatot ε^2 , α_i a jelenbeli hírek feltételes varianciára gyakorolt hatását, míg β_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:

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

ahol $\delta > 0$ és $-1 < \gamma_i < 1$ továbbá a vastagfarkúságot bevonó $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ a hibatag és a szórás hányadosaként jön létre. Az APARCH modellből az alábbi módon és megkötésekkel fejezhetünk ki egyéb GARCH modelleket, mint például a *Glosten et al.* (1993) által létrehozott *GJR GARCH* és *threshold ARCH (TARCH)* modelleket is. Utóbbiak esetében 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:

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

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

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

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 $\omega=0$ esetén redukálhatjuk a modellt szimmetrikus GARCH-ra (majd azt $q=0$ -val ARCH-ra). Amennyiben $\omega>0$, a négyzetes innovációk alkalmazásával GJR, míg abszolút értéket felvevő innovációk alkalmazásával TARARCH modellt nyerünk. Az aszimmetria jelentősége a negatív hírekre adott erősebb reakció megragadásában rejlik, a negatív újdonságok ezen preferenciáját az α_i és γ_i együttes alkalmazása jelenti, szemben a pozitív hírekkel, ahol egyedül az α_i vehető figyelembe.

A megfelelő GARCH modell kiválasztását a fent leírtak figyelembe vételével az alábbi módon végeztük:

1. TARARCH/GJR GARCH és APARCH modellek megfelelő paraméterezésével többféle késleltetés mellett az alábbi 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),
 - TARARCH(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: $\varepsilon_{it}^* = \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_{it}^*}$,
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 Kritérium⁹ értékkel rendelkező modellt.

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

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

$$H_t \equiv D_t R_t D_t, \quad (18)$$

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 Φ_{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):

$$h_{it} = \omega_t + \sum_{p=1}^{P_t} \alpha_{tp} r_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_t} \beta_{tq} h_{it-q}^2. \quad (19)$$

Irodalomjegyzék

- Albeverio, S. – Piterbarg, V. 2006: Mathematical Methods and Concepts for the Analysis of Extreme Events. In: Albeverio S. – Jentsch V. – Kantz H. (eds.): *Extreme Events in Nature and Society*. Springer, Berlin, Heidelberg, 47–68. o.
- Alderson, D. L. 2008: Catching the “Network Science” Bug: Insight and Opportunity for the Operations Researcher. *Operations Research*, 56, 5, 1047–1065. o.

⁹ Az Akaike Információs Kritérium (AIC) egy modell eltérését vizsgálja egy adott eloszláshoz képest, ami a MLE módszerek esetében a LL felülbecsültségét adja meg – minél kisebb az AIC értéke, annál kisebb a különbség a becslés és a „valós modell” között. $AIC = -\frac{2}{\text{adatokszáma}} \{\ln(LL) + \text{paraméterekszáma}\}$ (Lovric 2009).

- Alexander, C. 2008: *Market Risk Analysis: Practical Financial Econometrics*. John Wiley & Sons, Chichester.
- Árvai Zs. – Driessen, K. – Ötker-Robe, I. 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, 5, 385–390. o.
- Balázs T. – Móri Cs. 2007: Milyen a hazai bankok likviditási sokktűrő képessége? *MNB-Szemle*, 2007. Június.
- Barrel, R. – Davis, E. P. – Karim, D. – Liadze I. 2010: *Calibrating Macroprudential Policy*. Euroframe Network, London.
- Bean, C. – Paustian, A. – Taylor, T. 2010: *Monetary policy after the Fall*. Federal Reserve Bank of Kansas City Annual Conference, Jackson Hole, Wyoming.
- Bearce, D. 2002: *Monetary Divergence: Domestic Policy Autonomy in the Post-Bretton Woods Era*. University of Michigan Press, Ann Arbor.
- Bekaert, G. – Harvey, C. R. – Ng, A. 2005: Market Integration and Contagion. *Journal of Business*, 78, 1, 39–69. o.
- BIS 2011: *Global liquidity - concept, measurement and policy implications*. BIS CGFS Publications, No 45, November.
- Bollerslev, T. 1986: Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 3, 307–327. o.
- Bonanno, G. – Lillo, F. – Mantegna, R. 2001: Levels of complexity in financial markets. *Physica A*, 299, 1–2, 16–27. o.
- Botos K. 2003: Likviditás, Szolvencia, Prudencia. In Botos Katalin (ed.): *Pénz-ügypolitika az ezredfordulón*. JATE Press, Szeged, 156–168. o.
- Campbell, R. – Koedij, K. – Kofman, P. 2002: Increased Correlation in Bear Markets. *Financial Analysts Journal*, 58, 1, 87–94. o.
- 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*, 5, 5, 559–577. o.
- 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*, 1, 1, 83–106. o.
- EKB 2008: *EU Banking Structures – 2008*. October. European Central Bank, Frankfurt.
- Eisenschmidt, J. – Holthausen, C. 2010: *The minimum liquidity deficit and thematuritystructure 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*, 20, 3, 377–389. o.
- Fama, E. F. 1970: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25, 5, 383–417. o.
- Farkas B. 2011: The Central and Eastern European model of capitalism. *Post-Communist Economies*, 23, 1, 15–34. o.
- Feller, W. 1978: *Bevezetés a valószínűségszámításba és alkalmazásába*. Műszaki könyvkiadó, Budapest.
- Forbes, J. K. – Rigobon, R. 2002: No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57, 6, 2223–2261. o.

- 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*, 48, 5, 1779–802. o.
- Goddard, J. – Molyneux, P. – Wilson, J. O. S. – Tavakoli, M. 2007: European Banking: An Overview. *Journal of Banking & Finance*, 31, 1911–1935. o.
- Goetzmann, W. N. – Li, L. – Rouwenhorst, K. G. 2005: Long-Term Global Market Correlations. *Journal of Business*, 78, 1, 1–28. o.
- Haenlein, M. – Kaplan, A. M. – Beeser, A. J. 2007: A Model to Determine Customer Lifetime Value in a Retail Banking Context. *European Management Journal*, 25, 3, 221–234. o.
- Hamori, S. – Hamori, N. 2010: *Introduction of the Euro and the Monetary Policy of the European Central Bank*. World Scientific, Singapore.
- Heathcote, J. – Perri, F. 2004: Financial globalization and real regionalization. *Journal of Financial Theory*, 119, 1, 207–243. o.
- Jajuga, K. – Papla, D. 2005: Extreme Value Analysis and Copulas. In Cížek P. – Härdle, W. – Weron, R. (eds.): *Statistical Tools for Finance and Insurance*. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, 45–64. o.
- 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*. Springer, 1–18. o.
- Kállai Z. – Kőszeghy T. 2009: Válságkezelés vagy mindennapi gyakorlat? Kereskedelmi banki tapasztalatok a likviditási válságban. *Hitelintézeti Szemle*, 8, 3, 173–197. o.
- Király J. – Nagy M. – Szabó E. V. 2008: Egy különleges eseménysorozat elemzése – a másodrendű jelzáloghitel-piaci válság és (hazai) következményei. *Közgazdasági Szemle*, 55, 4, 573–621. o.
- Kotz, S. – Nadarajah, S. 2000: *Extreme value distributions – Theory and applications*. Imperial College Press, London.
- Kovács Gy. 2009: Financial Stability and the Banking System, or the Imbalance of the Intermediary System. *Public Finances*, 54, 1, 49–67. o.
- Kuper, G. H. – Lestano, L. 2007: Dynamic Conditional Correlation Analysis of Financial Market Interdependence: An Application to Thailand and Indonesia. *Journal of Asian Economics*, 18, 4, 670–684. o.
- Lengyel I. 2006: A regionális versenyképesség értelmezése és piramismodellje. *Területi Statisztika*, 9 (46), 2, 131–147. o.
- 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*, 22, 1, 59–69. o.
- 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 the Domino Effect in Global Stock Markets. *Journal of Banking and Finance*, 33, 11, 1996–2012. o.
- Marsili, M. – Raffaelli, G. 2006: Risk Bubbles and Market Instability. *Physica A*, 370, 1, 18–22. o.
- O’Sullivan, R. – Tomljanovich, M. 2012: Inflation Targeting and Financial Market Volatility. *Applied Financial Economics*, 2, 7-9, pp. 749–762.

- Obstfeld, M. – Taylor, A. M. 2002: Globalization and Capital Markets. Massachusetts, *National Bureau of Economic Research*, WorkingPaper 8846.
- Obstfeld, M. – Shambaugh, J. C. – Taylor, A. M. 2005: The Trilemma in History: Tradeoffs Among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility. *The Review of Economics and Statistics*, 87, 3, 423–438.
- 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.
- Plümper, T. – Troeger, V. E. 2008: Fear of Floating and the External Effects of Currency Unions. *American Journal of Political Science*, 52, 3, 656–676.
- Pukthuanthong, K. – Roll, R. 2011: Gold and the Dollar (and the Euro, Pound, and Yen). *Journal of Banking and Finance*, 35, 8, 2070–2083. o.
- Somogyi V. – Trinh, T. L. 2010: A Bázél III. szabályozás várható hatásainak elemzése Magyarországon. *Hitelintézeti Szemle* 9, 5, 397–415. o.
- Stavárek, D. 2009: Assessment of the Exchange Rate Convergence in Euro-Candidate Countries. *Amfiteatru Economic Journal*, 11, 25, 159–180. o.
- Svensson, L. E. O. 2011: *Inflation Targeting. Handbook of Monetary Economics*. 3B, Elsevier, 1238–1295.
- 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 PortfolioFlows. *Financial Analysis Journal*, 58, 1, 35–49. o.
- 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*, 9, 2, 71–90. o.
- 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*, 20, 1–2, 137–150. o.