

OTDK-DOLGOZAT

2015

Hogyan reagálnak a sejtek a szervezetet érő sokkokra?
Az európai devizapiacok kollektív viselkedési diagnosztikája

**How cells react on systemic shocks? Diagnostics of European currency
markets in the light of collective behaviour**

Kézirat lezárása:
2014. november 5.

TARTALOMJEGYZÉK

BEVEZETÉS	1
1. A DEVIZAÁRFOLYAM-KITETTSÉG ÉS AZ EXTRÉM ELMOZDULÁSOK.....	5
1.1. A devizaárfolyam-kitettség fedezési jellemzői.....	5
1.2. A hatékony piacok elméletének kialakulása és főbb jellemzői	7
1.3. Az extrém események jellemzői.....	9
1.3.1. Az extrém események statisztikai tulajdonságai	10
1.3.2. Az extrém események dinamikus tulajdonságai.....	14
1.4. A komplex rendszerek jellemzői	15
1.5. A kollektív cselekvések típusai: fertőzések és divergenciák.....	19
2. AZ EXTRÉM ÉRTÉKEK KISZŰRÉSÉNEK MÓDSZERTANI LEHETŐSÉGEI ...	22
2.1. A kockázatotott érték (Value at Risk – VaR) módszer	22
2.2. Az extrémérték-elmélet (Extreme Value Theory – EVT)	25
2.3. A kvantilis-kvantilis plot (Q-Q plot) alapú extrémérték meghatározás	26
2.4. A klaszterelemzés, mint távolság alapú extrémérték meghatározás.....	30
3. A MONETÁRIS POLITIKA VÁLSÁGKEZELŐ LÉPÉSEINEK ELEMZÉSE	34
3.1. A monetáris politika szerepe és lehetőségei a pénzügyi válságok kezelésében – a makroprudenciális felügyelet és a monetáris politika összekapcsolásának kérdései	34
3.2. Az Európai Központi Bank válságkezelő lépései.....	40
3.3. Az időszakok összehasonlítását biztosító eszköztár.....	45
4. AZ EURÓPAI DEVIZAPIAC HÁLÓZATI DIAGNOSZTIKÁJA.....	49
4.1. A vizsgálatba bevont devizák és országok köre	50
4.2. Leíró statisztikai tesztek: normális eloszlás, ferdeség és csúcsosság	52
4.3. Autokorreláció vizsgálat Ljung-Box teszttel.....	52
4.4. Stacionaritás vizsgálat kiterjesztett ADF (Augmented Dickey-Fuller) teszttel.....	53
4.5. A heteroszkedaszticitás vizsgálata ARCH-LM teszttel.....	55
4.6. Ami az ARCH modellen túl van: a GARCH-modellek	56
4.7. A DCC-GARCH-modell	58
4.8. A vizsgálat diagnosztikus eredményei	59
4.9. Kitekintés.....	72
5. ÖSSZEGZÉS	75
FELHASZNÁLT IRODALOM	78

MELLÉKLETEK.....	I
1. Melléklet.....	I
2. Melléklet.....	III
3. Melléklet.....	IV
4. Melléklet.....	VI
5. Melléklet.....	VIII
6. Melléklet.....	IX

TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE

<i>1. táblázat</i> A Dow Jones Industrial Average normális eloszlás tesztjei	13
<i>2. táblázat</i> A vizsgálatba bevont országok és devizák köre	50
<i>3. táblázat</i> A vizsgálatba bevont országok devizáinak leíró statisztikai jellemzői	56
<i>4. táblázat</i> Az extrém kilengések száma az egyes extrémérték-elméletek alapján	60
<i>5. táblázat</i> Az egyes csoportok devizáinak együttes kilengéseinek száma	63

ÁBRÁK JEGYZÉKE

1. <i>ábra</i> A normális- és a hatványeloszlás sűrűségfüggvényei	11
2. <i>ábra</i> A Value-at-Risk módszertan kiterjesztése	23
3. <i>ábra</i> A kvantilis-kvantilis plot grafikus kiábrázolása	28
4. <i>ábra</i> A Q-Q plot extrém- és normálhozam szétválasztása	30
5. <i>ábra</i> A klaszteranalízis grafikus megközelítéssel: fa-diagram (dendrogram).....	32
6. <i>ábra</i> Az ECB irányadó kamatszintjének alakulása 2002-2014 között.....	41
7. <i>ábra</i> Az ECB és a FED irányadó kamatlábszintjeinek alakulása 2002-2014 között	42
8. <i>ábra</i> Az ECB devizacsere-ügyletei 2007-2013 között.....	43
9. <i>ábra</i> A Kormányzótanács monetáris szigorítással és lazítással kapcsolatos legfőbb döntéseinek havi alakulása.....	44
10. <i>ábra</i> A vizsgálatba bevont országok és devizák csoportbontásai	51
11. <i>ábra</i> Az euró extrém kilengései az egyes extrém-érték azonosítási eljárások mellett.....	61
12. <i>ábra</i> A teljes európai devizapiac extrém kilengésének száma	62
13. <i>ábra</i> A vezető devizák azonos napi extrém kilengéseinek alakulása a vizsgált időszakban	63
14. <i>ábra</i> Az ECB 2008. október 2-i kamatcsökkentési döntésének hatása az extrém napok megjelenési gyakoriságára	64
15. <i>ábra</i> Az ECB 2011. november 30-i bilaterális-swap megállapodásának hatása az extrém napok megjelenési gyakoriságára	65
16. <i>ábra</i> A napi adatokra illesztett dinamikus feltételes korreláció (DCC)	67
17. <i>ábra</i> A monetáris szigorítás és a subprime válság időszaka alatt megvalósult kollektív viselkedési formák az egyes régiókban	70
18. <i>ábra</i> A subprime válság és a köztes időszak alatt megvalósult kollektív viselkedési formák az egyes régiókban	70
19. <i>ábra</i> A köztes időszak és az euróválság alatt megvalósult kollektív viselkedési formák az egyes régiókban	71

*„A fertőzés mindig egy komoly figyelmeztető jelzés,
de nemcsak a szervezetbe került bacillusok,
hanem a kormányzati-, a nemzeti- és a világszinten
elkövetett cselekedetek vonatkozásában is.” (Laurie Garrett)*

BEVEZETÉS

A globalizáció¹ napjainkban életünk szinte minden apró részletét elérte és áthatotta, hatásai pedig a látható és láthatatlan transzmissziós mechanizmusokon (hatás-láncolatokon) keresztül egyértelmű tolvagyűrűző hatással bírnak. A globalizációs folyamat, mint a „világméretűvé válás” általános modellje az egyes országok kereskedelmi- és gazdasági szokásait nagymértékben átszukturalta. Ennek eredményeképpen ma már nem állíthatjuk, hogy a nemzetállamok képesek a nemzetközi gazdasági hatások teljes mértékben történő kizárására, hiszen nem tudják magukat függetleníteni a világ gazdasági, jogi, pénzügyi, hatalmi és politikai változásaitól. A Föld országai között tehát egy sokrétű összekapcsolódási folyamat vette kezdetét, mely az évek alatt megszilárdult és kibővíült az interkontinentális kapcsolatrendszerek fokozódó szerepvállalásával. Az így kialakult kölcsönös *függőségi hálózatokkal* (interdependenciákkal) világunk „összezsugorodott” mind térbeli, mind időbeli szempontból (Uhrin – Schusztér 2013). Az összekapcsolódás hálózati jellegéből adódóan az egyes országok és gazdasági szereplők bekapcsolódtak a nemzetközi vérkeringésbe, mely óriási előnyökhöz juttathajta őket, ugyanakkor védtelenekké is válnak a rendszert érő negatív sokkok hatásaival kapcsolatban.

A globalizáció okozta kölcsönös függőségi paradoxon egyik szemléletes példája a pénzügyi rendszerek világméretű összefonódása. Az infokommunikációs technológia ugrásszerű fejlődése és a szabályozási korlátok megszüntetése következtében a határokat átlépő tőkeáramlás hatalmas méretekben ölt testet. A gazdasági szereplők a külföldi piacok könnyű elérésével nemzetközi méretekben képesek kockázataikat diverzifikálni, ugyanakkor a piacok összekapcsolódásának, egységesülésének hatására a kockázatsökkentés potenciális lehetősége mégis számottevően lecsökkenhet.

Az elmúlt három évtizedben a pénzügyi piacokon tehát egy addig nem látott erőteljes extenzív pénzügyi deregulációs és innovációs hullám (a dezintermediáció okozta

¹ A dolgozat közgazdasági relevanciájának megfelelően a globalizációt úgy tekintem, mint a „nemzeti gazdaságok összekapcsolódásának és a kölcsönös függőségek elmélyülésének folyamatát, mely a gazdasági áramlások liberalizációjával párosul” (Simai 2008, 47. o.).

hitelközreműködés és értékpapírosítás, a pénzügyi konstrukció tervezés stb.) vette kezdetét, mely mára a globális egyensúlytalanságok² és az árfolyamkilengések egyre nagyobb mértékű megjelenéséhez vezettek. A pénzügyi instabilitást előidéző tényezők tovagyrúzó hatásaként fellépő *extrémítások* ugyanis az elmúlt időszakban a tőke- és pénzpiacok sokkjaiban fokozódó koncentrátságot eredményeztek, mely fokozottan érvényes a *devizapiacok* szabadon lebegő árfolyamainak alakulásában. Ennek érzékeltetését szolgálja a dolgozat főcímének metaforája is, melynek értelmében a devizapiac egészére, mint szervezetre, az egyes árfolyampárokra pedig, mint a szervezet építőelemeire (sejtjeire) tekinthetünk.³ Kérdés azonban, hogy a szervezetet, mint hálózati rendszert (a teljes devizapiacot) érintő sokkok milyen változást eredményeznek a sejtek (devizapárok) egymáshoz fűződő viszonyában, azaz a devizapárok ingadozásában és együttmozgásában?

A kutatás valós *közgazdaságtani relevanciáját* a feltett kérdés megválaszolásának fontossága indokolja, hiszen a mainstream pénzügyi gondolkodás keretei (hatékony piacok elmélete) között nem vagyunk képesek az extrémítások pontos beazonosítására, ezáltal pedig hatékony kezelésükre sem. Szükség van tehát egy alternatív modell megalkotására, hiszen a devizapiacon gyakran fellépő nem várt mozgások és turbulens hatások felértékeltek a devizapiaci sokkok jellemzőinek még alaposabb megértését és modellezését. Az elmúlt évtized válságai ugyanis (dot-com-, subprime- és euró-válság) rámutattak arra, hogy a *pénzügyi fertőzések (kollektív viselkedési formák)* terjedése és tovagyrúzó hatása, továbbá az ellene való védekezés egy rendkívül összetett, nehéz és többdimenziós feladat (Kuusk – Paas 2013).

Mindezek ismerete ugyanakkor a pénz- és tőkepiaci szereplők, valamint a monetáris politika számára a *kockázatok* minél hatékonyabb *kezelése* érdekében elengedhetetlen. Tudniuk és érteniük kell, hogy egy adott devizapár árfolyamának extrém kilengése milyen mértékben képes más devizaárfolyamokat is megremegtetni. Amennyiben ugyanis igazolhatóvá válik a pénzügyi fertőzés a devizapiaci hozamok korrelációjának időbeli megváltozásával a rendszert érő külső- vagy belső sokk következtében, a kockázatporlasztás (diverzifikáció) épp akkor lesz hatástalan, amikor a legfontosabb lenne.

A felvetett kérdéseknek megfelelően *jelen tanulmány központi célja, hogy az extrémítások azonosításának újszerű megközelítésével az egyes európai régiókban egy átlagos fertőzöttségi*

² A fejlett országok (például: az USA) többletfogyasztásának hatásaként megmutatkozó fizetési mérleg hiányokat ugyanis a megtakarítási többletekkel rendelkező fejlődő és feltörekvő országok (például: Kína) kezdték el finanszírozni.

³ A devizapiac különlegességének és egyediségének tekinthető, hogy a legtöbb pénzügyi intrumentummal szemben itt nem egy adott termék konkrét (abszolút) értékét mérjük, hanem mindig két devizának az egymáshoz viszonyított arányát (Equilor 2014).

szintet mérhessek fel, mely lehetőséget teremthet az európai devizaárfolyam-kitettségek fedezési stratégiáinak további finomhangolására. A jelenség tanulmányozásának és megértésének kulcsfontosságú részét képezi az európai monetáris politikai döntések vizsgált időszakbeli feltárása, hiszen a devizapiacokat érő sokkok kezelésében a központi bankoknak mindig kitüntetett szerepe van (BIS 2011). A *témaválasztás aktualitását* az indokolja, hogy bár mind a pénz- és tőkepiacok hálózatalméletével, mind a kollektív viselkedési formákkal (pénzügyi fertőzésekkel) kapcsolatban számos külföldi és hazai szakirodalom született, a két kérdéskör összevonásából adódó teljes európai devizapiaci elemzésével szakirodalmi áttekintésem során nem találkoztam.

Célom tehát az egyes devizapárok kollektív viselkedési mintázatainak matematikai módon történő megadása, majd hálózati piacmodellbe történő átültetése a szakirodalmi forrásokból és az empirikus kutatásból nyert adatok és információk alapján. A devizapiac elmúlt időszakbeli viselkedését ugyanis megismerve, a hálózatot érő külső és belső sokkok csoportszintű hatásainak feltárására nyílik lehetőség, mely a kockázatkezelés hatékonyságát segítheti elő, mind rendszerszinten, mind pedig az egyes országok és gazdasági szereplők vonatkozásában.⁴ A modellezés segítségével tehát egy hatékony devizapiaci leképezést érhetünk el, hiszen *„a pénzügyi piacok aktuális állapota jól jellemezhető a szereplők között fennálló nyitott pozíciókkal, amely összefüggésrendszer egy mátrixszal vagy egy kapcsolati hálóval jeleníthető meg”* (Berlinger et al. 2011, 229. o.).

A dolgozat – a megfogalmazott kutatási cél megvalósításának érdekében – kezdetben három szálon fut, melyeket az empirikus kutatási részben kapcsolok össze. A vizsgálat alapját képező szakirodalmi háttér és az alkalmazott módszertani szemléletmód teljes megértése ugyanis nélkülözhetetlen az eredmények értékelése során, hiszen ezek biztosítják az empirikus elemzés alapjait. A vizsgálat kvantitatív alapokon nyugszik, melyhez a szekunder források, az adatelemzés és a statisztikai eszköztár szolgáltat módszertani alapot.

Az 1. fejezetben a kockázatfedezés stratégiáiból kiindulva levezetem az extrém devizamozgások fogalmi megközelítésének szükségességét. Ezt követően felvázolom az extrémítások alapvető statisztikai és dinamikus tulajdonságait annak érdekében, hogy a felépíteni kívánt alternatív modell mainstream közgazdasági szemléletmódtól eltérő vonásait megállapíthassam. Ismertetem továbbá a devizapiacok felépítésének skálafüggetlen voltát, majd definiálom a rendszerkomplexitást és a hálózatot érő sokk fogalmát. A fejezetben kiemelt fontossággal tárgyalom a dolgozat alappilléret képező kollektív viselkedési formákat: a

⁴ A vizsgálat célját tekintve leíró magyarázat, melyet nomotetikus megközelítéssel, deduktív módszer alkalmazása útján kívánok elérni.

fertőzést és a divergenciát (első szál). A 2. *fejezet* az extrém és a normál értékek szétválasztási lehetőségeinek szakirodalmi áttekintését tartalmazza. Az elméletek két nagy típusát ismertetem: egyrészt a statisztikai alapokon nyugvó eljárásokat, mint a VaR, az EVT és a QQ-plot, másrészt a távolság alapú klaszterelemzést, mint a szélsőséges értékek meghatározására alkalmazott módszertant. A fejezet alapján látni fogjuk, hogy az egyes eljárások milyen feltételrendszerek és logikai keretek között alkalmazhatóak, melyek az egyes módszerek korlátaira is ráirányítják a figyelmet (második szál).

A 3. *fejezet* segítségével ismertetem az Európai Központi Bank (ECB) válságokra adott reakcióinak főbb eszközeit és azok időbeli jellemvonásait (2005. május 1. és 2014. február 4.), melynek segítségével időablakokat határozok meg az összehasonlító elemzés érdekében. Az időintervallumok meghatározásának elméleti alapja, hogy a vizsgált európai devizák árazása akkor a *legbizonytalanabb*, amikor egy rendszerszintű válság esetén az ECB-nek egyébként is be kell avatkoznia (harmadik szál).

A 4. *fejezet* első része a kutatás szempontjából releváns idősoros adatelemzés sajátosságait ismerteti. Feltárom a piaci hatékonyság sérülését az egyes leíró statisztikai momentumok torzításának bemutatásával, majd ismertetem a heteroszkedaszticitás, a stacionaritás és az autokorreláció ökonometriai problematikáját, valamint azok kezelésének lehetőségeit. Végezetül a GARCH modellre építve a dinamikus feltételes korreláció (DCC) számításának menetét is felvázolom. A fejezet második részében a megismert elméleti háttér és az USD-ben denominált 19 európai deviza árfolyamadatainak felhasználásával empirikus vizsgálatom eredményeit ismertetem az összehasonlító módszertan eszköztárának és a monetáris politika által meghatározott időintervallumok segítségével. Az eredmények alapján láthatóvá válnak az európai régiók devizapiacainak elmúlt időszakbeli sajátosságai, melyek a pénz-és tőkepiaci szereplők számára az európai devizaárfolyam-kitettségek fedezési stratégiáinak finomhangolásának iránymutatásaként szolgálhatnak.

1. A DEVIZAÁRFOLYAM-KITETTSÉG ÉS AZ EXTRÉM ELMOZDULÁSOK

Extrém, nem várt, előre meg nem jósolható események mind a természetben (földrengés, özönvízszerű esőzések), mind a társadalomban (betegségek), mind pedig a gazdasági életben, annak számtalan területén (részvény- és devizapiaci válságok, bankcsődök) előfordulhatnak (Andriani – McKelvey 2012). Szinte lehetetlen megmondani, hogy mikor, hol, milyen területen, mekkora kiterjedésben bukkannak fel, majd tűnnek el hirtelen. A globalizáció következtében mind a gazdasági szereplők és országok, mind az állampolgárok sérülékenysége óriási mértékűvé vált, ezért a kérdéskör megértése kiemelkedő relevanciával bír mind társadalmi, gazdasági, politikai, természeti és kulturális szemszögből.

A fejezet célja a kutatás alapvető elemének, az árfolyamkitettséget nagymértékben befolyásoló extrém elmozdulásoknak a pontos fogalmi meghatározása (konceptualizálás) és jellemzőinek feltárása. A fejezet végére látni fogjuk, hogy a bemutatott tulajdonságok kilépnek a mainstream, hatékony piacok elméletének normális eloszlás feltételezéséből, előkészítve az alternatív modell felállítását. A fejezet első részében ezért ismertetem a devizaárfolyam-kitettség fedezési stratégiáit, a második részben pedig az elméleti háttér kiindulópontjául szolgáló hatékony piacok elméletének kialakulását és legfőbb jellemzőit. A harmadik részben feltárom az extrém események általánosságban elfogadott definícióját, továbbá statisztikai és dinamikus tulajdonságait. A fejezet utolsó részében bemutatom a hozamok egyes típusait, valamint a komplex rendszerek kollektív viselekedési formáit, melyek az európai devizapiaci viselkedés megértésének nélkülözhetetlen velejárói.

1.1. A devizaárfolyam-kitettség fedezési jellemzői

A gazdasági szereplők számára mindig is kiemelt kérdés volt a felmerülő árfolyamkitettségek fedezésének⁵ problémaköre. A fejezet rész végére látni fogjuk a kérdéskör minden esetben visszavezethető az extrém devizamozgásokra, a devizák együttmozgásának változására és a piac felépítéséről alkotott elméleti feltételezéseinkre. Ezeken túlmenően továbbá szükség van egy olyan külső indikátorra is, amely megbízhatóan jelzi számunkra a piac válságos állapotát.

Devizaárfolyam-kockázat alatt a devizaárfolyam-változásból eredő jövedelmezőségi és tőkeveszteségi kockázatot értjük (Erdős – Mérő 2010). A devizás kitettséget Madura (2008)

⁵ Arra tekintettel, hogy eltérő fedezési igényei lehetnek egy importőrnek vagy egy exportőrnek, illetve a befektetőknél és egyéb gazdasági szereplőknél, munkámban a fedezés célja minden esetben az árfolyamkockázat minimalizálása.

alapján három alcsoportba sorolhatjuk, megkülönböztetve a tranzakciós kitettséget, a gazdasági vagy működési kitettséget és a beszámoló készítése nyomán felmerülő kitettség fogalmait. Tranzakciós kitettség esetén a gazdasági szereplők devizában felmerülő szerződéses tranzakcióinak árfolyamváltozásokkal szembeni érzékenységről beszélünk. A gazdasági vagy működési kitettség az árfolyamváltozás jelenségét makrokörnyezetben (például az export-import-, az árak-, vagy a éppen versenyhelyzet alakulása, a fogyasztók reakciói) képzelel el, annak multiplikatív tulajdonságaival együtt. A beszámoló készítése nyomán felmerülő kitettséget pedig a gazdasági szereplők által megválasztott (vagy törvényben meghatározott) fordulónapon érvényes devizaárfolyam határozza meg.

A tanulmány központi célkitűzésének megvalósítása érdekében a kutatásban a napi devizaárfolyamok változásának elemzésére helyezem a hangsúlyt, így a továbbiakban az erre ráépülő tranzakciós kitettség fedezésének kérdéskörét részletezem. A tranzakciós kitettségnek három nevezetes formáját különböztethetjük meg Madura (2008) nyomán: a kitettség teljes fedezését (a kockázatkerülést), a kitettség nem fedezését (jól diverzifikált devizaportfólió tartás esetén), valamint a szelektív fedezést, melynek során csak kedvezőtlen piaci mozgások esetén alkalmaznak a gazdasági szereplők fedezeti ügyleteket.

A teljes fedezést tekinthetjük a legdrágább alternatívának, hiszen a kitettség teljes halmazát fedezi a piac állapotától függetlenül, óriási explicit költséget generálva ezzel. Nem fedezés esetén a racionális gazdasági szereplők azt feltételezik, hogy a devizás kitettségek jól diverzifikált portfólió módjára épülnek fel, ahol a portfólió varianciája nulla. Kérdés azonban, hogy ez a jó diverzifikáció fennmarad-e a két deviza együttmozgásának átmeneti megváltozása esetén is, feltételezve, hogy a jól diverzifikált devizakitettséggel rendelkező szereplő deviza portfóliójának varianciájára az alábbi képlet érvényes:

$$\sigma_p^2 = X_a^2 \sigma_a^2 + X_b^2 \sigma_b^2 + 2X_a X_b \sigma_a \sigma_b \rho_{ab} = 0, \quad (1)$$

ahol X_a és X_b az a és b deviza súlyát, σ_a és σ_b a két deviza szórását, ρ_{ab} a két deviza korrelációját jelenti. A jól diverzifikáltság miatt a σ_p^2 -ről feltételezzük, hogy nulla. Tételezzük fel, hogy a korábbi historikus korreláció megváltozik θ mértékkel, tehát:

$$\rho_{ab}^* = \rho_{ab} + \theta, \text{ ahol} \quad (2)$$

ρ_{ab}^* jelöli a megváltozott korrelációt. Ekkor az eddigi diverzifikációnk sérül, hiszen a σ_p^{2*} értéke nullától különböző lesz, azaz:

$$\begin{aligned} \sigma_p^{2*} &= X_a^2 \sigma_a^2 + X_b^2 \sigma_b^2 + 2X_a X_b \sigma_a \sigma_b \rho_{ab}^* = X_a^2 \sigma_a^2 + X_b^2 \sigma_b^2 + 2X_a X_b \sigma_a \sigma_b (\rho_{ab} + \theta) = \sigma_p^2 + \\ &2X_a X_b \sigma_a \sigma_b \theta, \text{ tehát } \sigma_p^{2*} \neq 0. \end{aligned} \quad (3)$$

A nem fedezési stratégia sikeressége tehát függ a devizák közötti korrelációk változásától⁶, így ezt a stratégiát is folyamatosan korrigálni kell a korrelációk változásának függvényében.

Szelektív fedezés alkalmazása esetén egy indikátor alakulását vizsgáljuk. Amennyiben az indikátor jelzést ad, a kitettségek fedezésre kerülnek, ellenkező esetben azonban nem fedezünk. A legszélesebb körben használt indikátor Madura (2008) szerint a VaR módszer, melynél a kritikus árfolyam elmozdulásoknak ki kell lépniük a $\mu \pm 1,65\sigma$ sávból normális eloszlás feltételezése esetén ahhoz, hogy a rendszer jelezzen.⁷ A szelektív fedezés során használt indikátoroktól elvárjuk, hogy az általuk adott jelzések a teljes idősoron belül ritkák legyenek és a piaci válságok n sugarú környezetében csoportosuljanak. A piaci válság állapotát azonban egy további (nem árfolyam-jellegű) indikátor segítségével lehet csak megállapítani. Munkám során az Európai Központi Bank (ECB) monetáris politikai eszközhasználatában bekövetkezett változásokat használok válságindikátorként⁸, melynek alkalmazhatóságát a későbbiekben tárgyalom. Látható tehát, hogy az árfolyamkitettség fedezési stratégiáit a devizapárok közti korreláció alakulása és az extrém árfolyamelmozdulások alapjaiban befolyásolják. A következőkben a piac felépítéséről alkotott elméleti feltételezéseink extrémításra, ezáltal fedezésre gyakorolt hatásait kívánom ismertetni a hatékony piacok elméletének és egy alternatív piacmodell bemutatásával.

1.2. A hatékony piacok elméletének kialakulása és főbb jellemzői

Az árfolyamok, és a belőlük számolható hozamok⁹ megismerésének és prediktivitásának igénye már több, mint egy évszázadra nyúlik vissza, hiszen Bachelier már 1900-ban matematikai és sztochasztikus alapokon próbálta felvázolni az árfolyamok alakulását, noha az elméletek korai időszakára jellemzően még csak a várható értékkel kalkulált (Molnár 2005). Az általa leírt fair játszma összességében nem más, mint egy *martingál folyamat*, melynek lényege, hogy a következő időszaki elem legjobb pontbecslése megegyezik a jelenlegi, aktuális értékkel (Romhányi 2001). Mindez az árfolyamok és hozamok

⁶ Belátható, hogy kettőnél több deviza esetén is hasonló kimenetet kapunk, ahol a további devizák korrelációinak változása, a súlyok és varianciák kétszeres szorzata módosítja a deviza portfólió varianciáját.

⁷ A képletben μ a várható érték. Az 1,65-ös értéket a $p=0,05$ valószínűség mellett kapjuk meg normális eloszlást feltételezve.

⁸ Ilyen indikátor lehet még a piaci forgalom (Váradi 2012), vagy más komplexebb gravitációs modellek (Udvari 2013).

⁹ A hozam a piaci árfolyamok változását méri, azaz a várható értéktől való elmozdulás irányát és nagyságát jelöli. A tanulmányban a hozamokat mindig az árfolyamok logaritmizált differenciálásával határozom meg.

vonatkozásában azt jelenti, hogy a jövőbeli várhatóan realizálni kívánt hozam megegyezik az előző időszaki (azaz jelenlegi) ténylegesen realizált hozammal, azaz:

$$E(y_{t+1}|y_t, y_{t-1}, \dots) = y_t, \quad (4)$$

ahol y_t jelöli a t időpontbeli hozamot. Az árfolyamváltozások előrejelzésének kulcsfontosságú mérföldköve a *Brown-mozgás* (*Brownian motion*)¹⁰ közgazdaságtanban történő alkalmazása volt, mely már normális valószínűségi eloszláson alapult. A folyamat valószínűségi megközelítését átültetve a pénzügyi területekre megállapítható, hogy egy változó (árfolyam) múltbeli helyzetéből nem lehet semmiféle következtetést levonni a jövőbeli helyzetre vonatkozóan, csak a jelenlegi állapot a meghatározó, azaz a múltbeli értékek nincsenek semmilyen hatással a jövőbeli értékekre, feltéve, hogy a hozamok folytonosak és ugyanolyan eloszlást követnek (Molnár 2005).¹¹ A normális eloszlás tehát szerves részévé vált a pénzügyeknek, s hosszú távra determinálta azt. A Brown-mozgásra épülő bolyongáselmélet (*random walk theory*) – Kendall (1953) – csúsztatott modellje a következőképpen írható fel (Alexander 2008):

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

ahol ω konstans, r_{t-1} a tegnapi hozam, ε_t pedig a normális eloszlás mentén kialakuló fehér zaj (véletlen).

A hatékony piaci modell elméleti alapjainak megteremtésében úttörő jelentőséggel bírt Fama (1970)-es tanulmánya.¹² A kutatás a piaci hatékonyságot az információk hozzáférhetősége alapján közelítette meg. Az a piac tekinthető ugyanis hatékonynak, ahol az instrumentumok éppen aktuális árai tükrözik minden elérhető információt, azaz extraprofitot nem lehet elérni az információkon alapuló stratégiákkal (Molnár 2005). Az árakban, árfolyamokban megjelenő információs szint alapján a piaci hatékonyság különféle fokozatait állapíthatjuk meg (Brealey-Myers 2011, Illés 2002, Molnár 2005):

¹⁰ A Brown-mozgás mindenki számára ismert, hiszen a középiskolai fizikai és kémiai tanulmányok fontos elméleti alapja. A modell szerint a gázok és folyadékok egyes részecskéinek teljesen rendszertelen, össze-vissza történő mozgását jelenti még teljesen nyugodt folyadék vagy légtér esetén is. A jelenséget Robert Brown angol (skót) botanikus fedezte fel 1827-ben a virágporszemcsék vízben történő mozgása, és a londoni szmog porszemcséinek vizsgálata során. A jelenséget Einstein magyarázta meg az oldószerek (vízmolekulák, gázmolekulák) termodinamikai, hőtani sajátosságaival (Robert 1828, Hazime 1965).

¹¹ A folyamatot e tulajdonság miatt Markov-folyamatnak is nevezzük. Egy folyamatot ugyanis akkor tekinthetünk Markov-folyamatnak, ha az Markov-féle tulajdonsággal bír, azaz a jövőbeli állapot nem függ a múltbeli állapottól, még akkor sem, a múltat teljes egészében ismerjük. A jövő tehát teljes egészében független a múlttól, csak a jelen a fontos és a meghatározó, azaz: $f(x_i | x_{i-1}, \dots, x_1) = f(x_i | x_{i-1})$ (Sheldon 1996).

¹² Molnár (2005) kiemeli, hogy bolyongáselméletet és a hatékony piacmodellt több évtizeden keresztül egy elméletnek tekintették, mígnem az 1970-es évekre különváltak. Ennek ellenére mind a mai napig egymásba fonódva tartják őket számon.

- gyenge (*weak*) hatékonyság: az eszközök árfolyamai tartalmaznak minden *múltbeli* árfolyamváltozásból nyerhető információhalmazt;
- közepes (*semi-strong*) hatékonyság: az árak nemcsak az összes múltbeli, de minden jelenlegi, nyilvános információt is azonnal és torzítatlanul tartalmaznak (mikro-makro gazdasági folyamatokat, vállalati információkat);
- erős (*strong*) hatékonyság: melynek esetében még fundamentális elemzéssel, bennfentes, nem nyilvános adatok megszerzésével sem lehet profit többletet realizálni.

Fontos felismerni, hogy Fama 1970-es cikkében csak az előbbiekben tárgyalt fair-játék–martingál–Markov-folyamat–normális eloszlás menetét fűzte tovább, azaz a Fama-féle hatékonysági modell összességében csupán kibővítette a korábbi modelleket (Kiss 2012).¹³ A hatékony piacok elméletének és főbb jellemzőinek feltárását követően a következőkben rátérek a tanulmány központi elemének számító alternatív piacmodell elméleti hátterének ismertetésére.

1.3. Az extrém események jellemzői

Az emberek természetüknél fogva idegenkednek az ismeretlentől, hiszen a még nem ismert, meg nem értett események vagy helyzetek rosszérzést, aggodást, továbbá félelmet váltanak ki a tehetetlenség érzéséből adódóan (Brown – Aktas 2011). Ebből adódóan mindent igyekeznek megtenni a kiismerhetetlen megismeréséért. Ha ugyanis sikerül megérteni egy eseménysor mögött meghúzódó erőket, melyeket a későbbiekben előrejelezni is képesek vagyunk, akkor időben fel tudunk rá készülni.

Jentsch et al. (2006) az extrém eseményeket (*extreme events*, *Xevents*) a jelenségek mögött meghúzódó, közösnek vélt matematikai, fizikai és egyéb jellemzők alapján igyekeztek megragadni. A kifejezés „esemény” része egy W sztochasztikus változó esetében egy olyan $w \in W$ helyzetet jelent, amely meghatározott időben és helyen történik (Kiss 2012). A kifejezés „extrém” tagja pedig a jelenség ritka, váratlan, alacsony-valószínűségű, de egyértelműen nagy következményekkel járó voltára utal, azaz $w_x \gg w_n$, illetve $w_x \ll w_n$, továbbá a $p(w_n)$ -nel jelzett kiinduló állapothoz képest egyértelműen kisebb valószínűséggel következik be, tehát $p(w_x) \ll p(w_n)$.

Jiawei – Micheline (2004, 383.o.) extrém érték fogalma hasonló következtetésekre jut, hiszen „azokat az adatelemeket, amelyek durván eltérnek az adathalmaz többi részétől,

¹³ Kiss-Schusztér (2014a) megjegyzi, hogy Fama (1970) a 384. és 399. oldalon, mint peremfeltétel támaszkodik a normális eloszlásra.

szélsőséges értékeknek nevezzük”. Az extrémítás meghatározásához tehát szükség van az adathalmaz szétválasztásának (azaz az extrémítások kiszűrésének) hatékony módszertanára. A lehetséges eljárások két típusát különböztethetjük meg (Jiawei – Micheline 2004).

A statisztikai megközelítés és eszköztár segítségével a minta elméleti és empirikus (tapasztalati) eloszlása közti különbségre koncentrálnak, azaz a valószínűségi eloszlások vizsgálatára helyezzük a hangsúlyt. Az extrémítások ilyen típusú meghatározására alkalmazhatjuk a valószínűtlen hozamok elméletét, a kockázatos érték (Value-at-Risk) módszertanát, az extrémérték-elméletet (EVT) vagy a normális eloszlástól vett eltérés QQ-ploton alapuló módszertanát.

Az eljárások másik típusa a távolság alapú eljárás, mely egyfajta klaszterelemzést jelent. A módszerrel úgy igyekezünk kiszűrni az outlier (kiugró, extrém) elemeket, hogy az adathalmazt addig klaszterezzük, míg a normálisnak feltételezett halmazrész negyedik momentum (csúcsossága) normális eloszlásúvá nem válik. Standardizált¹⁴ normális eloszlás feltételezése során ugyanis a várható érték, mint első centrális momentum értéke 0; a variancia, mint második momentum értéke 1; az asszimetria, mint harmadik momentum értéke 0; a csúcsosság, mint negyedik momentum pedig 3-as értéket vesz fel.

Az eddigiek ismeretében beláthatjuk, hogy az extrém események nominális (azaz verbális) fogalmi meghatározásai meglehetősen komplexek és mérlegelés kérdését képezik. Mi tekinthető váratlannak, nagy hatásúnak, vagy éppen jelentősen eltérő adatelemeknek? Szükség lenne tehát egy minden szempontból objektív meghatározásra is. Kvantitatív alapokon nyugvó definíciót azonban a szerzők állítása alapján ma még nem tudunk megadni, csupán a jelenség statisztikai és dinamikus tulajdonságait ismertethetjük ilyen módon, melyeket a következőkben ismertetek.

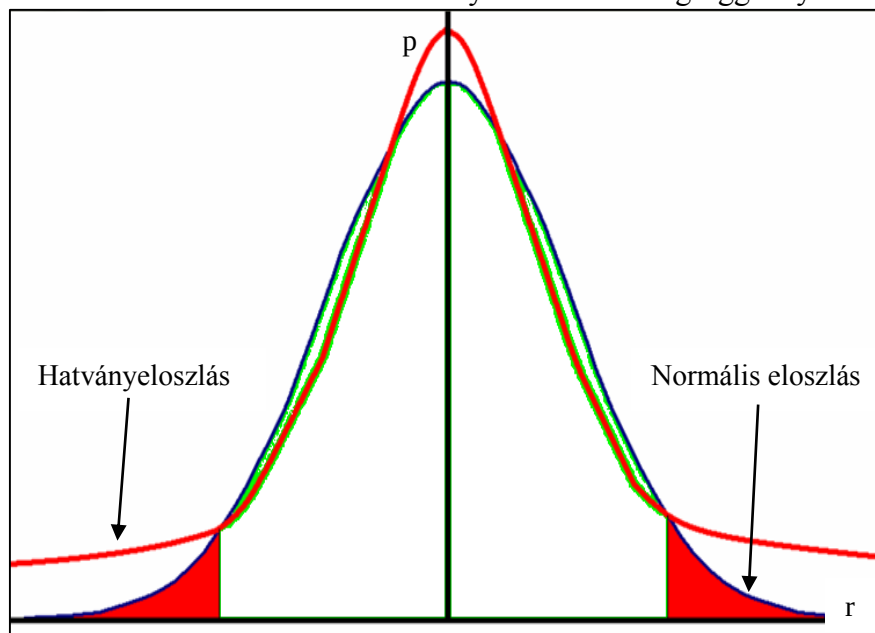
1.3.1. Az extrém események statisztikai tulajdonságai

Az extrém események statisztikai megközelítésének fontosságát az extrémítások elméleti és tapasztalati valószínűségi eloszlásainak eltérése indokolja. Az extrém (kis valószínűségű) események mindig a valószínűségi eloszlások szélein helyezkednek el, így megkülönböztethetjük a pozitív és a negatív eloszlási oldalhoz kapcsolódó extrém eseményeket is. Az extrém elmozdulásokat a hagyományos közgazdaságtani gondolkodással ellentétben nem az exponenciális, gyors lecsengéssel rendelkező normális (Gaussiánus) eloszlás, hanem a

¹⁴ Standardizálás során az idősor minden eleméből kivonjuk a várható értéket, majd elosztjuk a szórással.

lassabb lecsengésű, hosszabb, tehát vastagabb széllel¹⁵ rendelkező hatvány (Pareto) eloszlás írja le.¹⁶ Az 1. ábra a két eloszlásból adódó fontos különbséget szemlélteti. Látható, hogy a két eloszlás várható értékei megegyeznek, de ha a kis valószínűségű eseményeket vizsgáljuk, a hatványeloszlással meghatározott valószínűségeik sokkal magasabbak lesznek, mint normális eloszlás esetén.

1. ábra A normális- és a hatványeloszlás sűrűségfüggvényei



Forrás: Saját szerkesztés

A társadalomtudományok (így a gazdaságtudomány is) fejlődéstörténetük során igyekeztek a természettudományokban már elfogadott és széleskörben használt normális eloszlás köré épülő módszertani jellemzőket beépíteni a saját eszköztárukba (lásd például: Brown-mozgás), bizonyítva a determinisztikus meghatározottság látszatát (Babbie 2008). Mára ez a nézet egyértelműen megdőlni látszik, mégis a normális eloszlásba vetett bizalom mindmáig megmaradt,¹⁷ annak ellenére, hogy a természettudományokban is találunk számos példát arra, hogy a jelenségek nem normális, hanem hatványeloszlás mentén írhatóak le.¹⁸

¹⁵ Az angol terminológiában a *fat tails* vagy *heavy tails* kifejezés szerepel, melyet a magyar szakirodalom a vastagfarkúság kifejezéssel illet.

¹⁶ A hatványeloszlás gazdasági területeken történő alkalmazásának helyességére és fontosságára az ökonofizika tudományterülete hívta fel leginkább a figyelmet (Mantegna – Stanley 2000). Az ökonofizika legfontosabb kutatási területeit a tőzsdeindexek és az árfolyamok fluktuációjának tanulmányozása, a köztük fellépő korrelációk elemzése, a piacok és tőzsdék modellezése, illetve a banki kockázatok elemzése képezi (Newman 2005).

¹⁷ Ugyanilyen paradox jelenség, hogy a közgazdaságtan alapfilozófiáját megtestesítő homo oeconomicus emberkép is épp akkor született (XX. század első fele), amikor egyértelműen megmutatkozott annak hiánya (Hámori 2003).

¹⁸ Néhány példa a természettudományokban fellelhető hatványeloszlásra: a fehérje-fehérje kapcsolati hálók: Song et al. (2005) és Wuchty – Almaas (2005); a hurrikánok és áradások: (Bak 1996); a tumorok növekedése: Bru et al. (2003); az agyban lévő kapcsolati hálók: Shin – Kim (2004); a World Wide Web felépítése: Albert et al. (1999).

Az eltérések tehát megkövetelik a két eloszlás különbségeinek és jellemzőinek alapos ismertetését. Elsőként a normális eloszlást definiálom, majd levezetem azokat a speciális tulajdonságait, melyeket mind a mai napig nehéz megkerülni a pénzügyi idősorok elemzéseinek területén. Ezt követően rátérek a hatványeloszlás jellemzőinek bemutatására.

A normális eloszlás során egy kísérlet kimenetelét nagyszámú, egymástól független (vagy csak kevésbé függő) véletlen tényező határozza meg, melyben az egyes tényezők külön-külön csak kis mértékben járulnak hozzá az összes véletlen hatásából eredő ingadozásokhoz. Az egyes tényezők hatásai pedig egyszerűen összeadódnak (Coles 2001, Brockwell – Davis 2002). A normális eloszlás sűrűségfüggvénye a következőképpen írható fel:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad (6)$$

ahol μ a várható értéket, σ pedig a szórást jelöli.

A sűrűségfüggvény a normális eloszlás esetében gyorsan nullához tart, így az ilyen típusú eloszlásból történő mintavétel során az elemek nagy része a várható érték közelébe esik.¹⁹ A normális eloszlás széleskörű alkalmazása a közgazdaságtani problémák során a valószínűségi eloszlás eleganciájából adódóik. Az eloszlás legfontosabb sajátossága, hogy véges szórást csak normális eloszlás feltételezése esetén kaphatunk (Cappiello et al. 2006). Ez a jellemző alapvető fontossággal bír az elemzési eljárások során, hiszen egy esetleges végtelen variancia sok esetben megoldhatatlanná tenné a számításainkat. Az eddigiekben felvázolt jellemzők alapján normális eloszlás esetében a lecsengés dinamikáját jelző eloszlási szélek exponenciálisak, ezért az eloszlás középpértékei nagyrészt fedik egymást (Jentsch et al. 2006).

A normális eloszlás központi (centrális) határeloszlás-tétele kimondja, hogy kellően nagyszámú (n) független és azonos eloszlású (*independent and identically distributed* - iid) $x_1, x_2, \dots, x_n$ véletlen változó véges összegének standardizáltja aszimptotikusan normális eloszlással jellemezhető (Nagy-György et al. 2010). Aszimptotikus normális eloszlást tehát feltételezhetünk abban az esetben is, ha a normális eloszlás tesztelésére hivatott eljárások (pénzügyi idősoroknál: Jarque-Bera teszt, általánosságban Kolmogorov-Smirnov teszt) a normalitás hiányát jelzik – feltételezve azt, hogy az általunk vizsgált minta méretének növelésével közelebb jutnánk a normális eloszláshoz.

Ezt az állítást azonban tőkepiacokon nehéz igazolni. Az 1. táblázatban a legrégebbi tőzsdeindex, a Dow Jones Industrial Average 1896. 05. 27. és 2014. 10. 02. közötti napi záró

¹⁹ Az valószínűségi eloszlás függvényt a sűrűségfüggvény integráltjából kapjuk meg, azaz az $F(x)$ eloszlásfüggvény a $f(x)$ sűrűségfüggvény alatti területet adja a $(-\infty, x)$ intervallum vonatkozásában (Nagy-György et al. 2010).

árfolyamainak normális eloszlás tesztje látható különböző mintaelemszámok mellett. Mint látható, sem 3000 elemnél, sem 29000 elemnél nem tapasztalható normális eloszlás egyik teszt vonatkozásában sem.

1. táblázat A Dow Jones Industrial Average normális eloszlás tesztjei

vizsgált elemszám (db)	Jarque-Bera teszt		Kolmogorov- Smirnov teszt	
	p*	H*	p*	H*
3000	0.00	1	0.00	1
5000	0.00	1	0.00	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
27000	0.00	1	0.00	1
29000	0.00	1	0.00	1

Megjegyzés: $p^* < 0,05$ és $H=1$ esetében a tesztek elvetik a normális eloszlást a standardizált idősoron.

Forrás: Saját számítás

A Gaussiánus (normális) eloszlás tehát, amely az egyes pontok egymástól való függetlenségét, a véges varianciát és a stabil átlagot hangsúlyozza (Greene 2002) szinte teljes mértékben kizárja az extrémítások létét. Mindez nem meglepő, hiszen egy „normális” világban az extrém események annyira ritkák (szinte lehetetlenek), hogy nem befolyásolják szignifikáns mértékben sem a varianciát, sem pedig az átlagot. Amennyiben tehát elhagyjuk ezeket az eseményeket, az nem okoz torzításokat az eredményeinkre nézve (Andriani – McKelvey 2012). A normális eloszlást gyakran nevezik fehér zajnak is utalva arra, hogy az események véletlen folytán következnek be, azaz nincs információtartalma a vizsgált idősoroknak.

A hatványeloszlás ugyanakkor a normális eloszlás elméleti kereteivel ellentétben a pontok egymástól való függését, a (majdnem) végtelen varianciát, a skálázhatóságot és az extrémítások létét hangsúlyozza (Moss 2002).²⁰ A hatvány (Pareto) eloszlás általános képlete:

$$p_{\alpha}(x) = x^{-\alpha} \quad \alpha > 0, \quad (7)$$

ahol x egy valószínűségi változó, α pedig a szélek kitevője (Jentsch et al. 2006). Természetesen előfordulhat, hogy a hatványeloszlás csak x valamilyen minimum értékénél magasabb esetben jelenik meg, ebben az esetben az eloszlás farka követ hatványeloszlást. A hatványeloszlás tulajdonságai az eloszlás dinamikus sajátosságaiból erednek, ezért a következőkben rátérek az extrém események dinamikus tulajdonságainak ismertetésére.

²⁰ Aszimptotikusan itt is elvárható lenne a hozamok normális eloszlása a nagy számok törvénye miatt – feltételezve, hogy az árfolyam változására csak a véletlen hat (bolyongás). A vastagfarkú hozamok problémáját ekkor a Lévy-féle Pareto-eloszlás segítségével oldhatjuk fel, melynek értelmében a rövidebb időszakokon mért Pareto-eloszlások összege továbbra is Pareto-eloszlású lesz, az időintervallum növelésével pedig az eloszlások közelítenek a normálishoz (Medvegyev 2000, Kóbor 2003, Molnár 2005, Kiss – Schusztér 2014b).

1.3.2. Az extrém események dinamikus tulajdonságai

Téves feltételezés, hogy az extrém események (mint szinguláris, unikális jelenségek) véletlenszerű (azaz random) módon jelennek meg. A valóságban egy komplex dinamikus rendszer aktív részeként vannak jelen, bár gyakran nagyon távol az egyensúlyi állapotoktól (Jentsch et al. 2006). Ebből adódóan egy olyan dinamikus mechanizmussal bíró rendszert kell keresnünk, amely megengedi az adott hálózatnak a nagymértékű elhajlásokat is az egyensúlyi, biztos állapottól.

A rendszerek mindig alkotóelemek (komponensek) egy csoportját jelentik, melyek mint egy egész működnek együtt. Az egyes komponensek mindig a rendszer szabályai által irányítottak, mely meghatározza a köztük kialakuló interakciók módját is. Egyensúlyi állapotban a rendszer stabil, előre látható, az esetleges kisebb kilengések csak helyi, lokális szinten éreztetik hatásukat. Amikor azonban az egyértelmű szabályok alapján működő stabil rendszerben az elhajlás (kilengés) mértéke elér egy határértéket (küszöböt), a rendszer eddigi szabályait felváltja egy komplex viselkedési mintázat. A hálózat tehát átalakulásra képes, hiszen disszipatív tulajdonsággal rendelkezik (Bak 1986, Jensen 1998).

Ez a karakterisztikus jellemző figyelhető meg az önszerveződő kritikus állapot (SOC – *self-organised criticality*) tulajdonsággal bíró rendszerekben is (Andriani–McKelvey 2012). Az önszerveződő kritikus állapot (SOC) Csermely (2004) szerint azokat a rendszereket és hálózatokat jelentik, amelyekben a külső vagy rendszeren belüli zavarok (zaj)²¹ folyamatos fokozódó feszültséget generálnak. Ez a hatás a hálózatokban egy növekvő mértékű, hosszú távú rendezőelvet (együttmozgást) hoz létre a rendszer egyes elemei között. Bizonyos idő elteltével ez egy állandósult krízis állapothoz vezet, amelyben a hálózat komponenseinek egy része visszatérő módon kollektív viselkedési mintákat vesz fel, változás-lavinákat indítva be ezzel. Ezeknek a rendszeren végigfutó lavina hullámoknak (dominó-hatás) a kulcsfontosságú tulajdonsága, hogy a Bernoulli-törvénynek eleget téve mind gyakoriságukban, mind kiterjedésükben skálafüggetlen eloszlásúnak tekinthetők (Krink – Tomsen 2001, Bak et al. 1987, Bak et al. 1988).

A skálafüggetlen²² kifejezés azt jelenti, hogy a rendszer fókuszam eloszlása hatványfüggvény szerint határozódik meg. Az ilyen típusú eloszlásokban a statisztikai

²¹ Mivel az önszerveződő kritikus állapottal bíró hálózatokban a zavar skálafüggetlen tulajdonsággal rendelkezik, ezért gyakran rózsaszín zajnak, színes zajnak vagy Barkhause-zajnak is szokás nevezni (Csermely 2004).

²² Sebestyén (2011) kiemeli, hogy az angolszász szakirodalomban használt *scalefree* és *scale* terminológia nem csupán a skálafüggetlen és skála jelentéstartalmakat hordozzák magukban, hanem egy adott komponens skálához viszonyított nagyságának jellemzőjét is.

tulajdonságokból adódóan az átlagtól nagyon különböző értékek is a nullánál lényegesen nagyobb valószínűséggel fordulnak elő (Barabási – Oltvai 2004, Csermely 2004).

A hatványeloszlás és a skálafüggetlenség tehát összekapcsolódnak, hiszen a Pareto eloszlás hálózateleméleti szempontból azt jelenti, hogy csupán néhány olyan pont (csúcs, hub) van a rendszerben, amelyhez számos másik pont is hozzákapcsolódik, és számtalan olyan, amelynek csak néhány kapcsolata van más elemekkel. A komponensek hierarchiája alakul tehát ki, amelyben csupán egy-két nagy kapcsolati számmal (fokszámmal) bíró hub és rengeteg kis fokszámú (alsóbbrendű) pont rajzolódik ki.²³ Nem figyelhető meg tehát skálázási tulajdonság, ezért nevezhetjük a skálafüggetlen hálózatokat hatvány eloszlással bíró rendszereknek (Barabási 2002, Barabási 2003, Barabási-Albert 1999, Barabási et al. 2000, Letenyei 2003).

Összességében tehát megállapítható, hogy az extrémításokat figyelembe vevő helyes statisztikai eloszlás a hatvány (Pareto) eloszlás, amely rendszer szinten skálafüggetlenséget jelent. Mindez pedig a vizsgálni kívánt európai devizapiac vonatkozásában kiemelt fontossággal bír, hiszen a skálafüggetlen hálózatok hatványeloszlás mentén történő leírhatóságának tőkepiaci érvényességét számos kutatás is igazolta (Benedek et al. 2007, Lublőy 2005, Vitali et al. 2011, Bech–Atalay 2008). A skálafüggetlen hálózatok pedig egyértelműen komplex, dinamikus rendszernek értelmezhetőek, melyek alkalmasak megragadni az extrémítások sajátosságait, hiszen az extrém események léte a rendszer elhajlási képességében ölt testet (Barabási 2003). A következőkben ezért rátérek a komplex rendszerek ismertetésére.

1.4. A komplex rendszerek jellemzői

Az eddigi fejezetrészek segítségével sikerült a kutatás tárgyát képező európai régiók devizapiacainak jellemzésére alkalmas alternatív piacmodell statisztikai és dinamikus tulajdonságait felvázolni. A piacmodell a pénz- és tőkepiacok jellemzésére nagy hékonysággal használható, hiszen az extrém események komplex rendszerbe ágyazottsága nyomán (Kantz et al. 2006) Gabaix et al. (2003), továbbá Várad (2012) is igazolta a tőkepiaci hozamok hatványeloszlását. Fel kell tennünk tehát a kérdést, hogy mit is értünk komplex rendszer alatt?

²³ Véletlen (random) hálózatokban a fokszám eloszlásnak van egy skálája, melyet a fokszámeloszlási grafikon segítségével meg is figyelhetünk, de valódi hálózatokban ez a jelenség már nem figyelhető meg. Valós hálózatok tehát reprezentatív aktozzal (azaz átlagos fokszámmal) nem helyettesíthetők (Barabási 2003, Barabási et al. 2000).

A komplex rendszerek fogalmi lehatárolása már a hálózatielmélet megszületésének kezdeti éveiben megmutatkozott. Elsősorban a fizikában²⁴ alkalmazták azokra a rendszerekre, melyek viselkedési mintázata a komponensek magas száma és a közöttük lévő interakciók (kölcsonhatás) révén az egyes alkotóelemekétől lényegesen eltérő sajátosságokkal bírtak (Kertész – Vicsek 2006). Kantz et al. (2006) is hasonló megállapításra jutottak, a szerzők szerint ugyanis komplex rendszeren egy egyszerű hajtóerővel leírható rendszert értenek, amelynek lehetséges outputjai rendkívül szabálytalanok és nehezen megjósolhatóak.

A fogalmi meghatározáshoz kapcsolódóan Herrmann-Pillath (2004) kiemeli, hogy a komplex rendszerek kutatásánál figyelembe kell venni azt a tényt is, hogy az ok-okozati (kauzális) kapcsolatok iránya és erőssége rendkívül sokrétű lehet, ezért egyértelmű, determinisztikus meghatározottsági megállapításokat tenni a rendszer lényéből fakadóan nem lehet.²⁵ Mindez nem véletlen, hiszen a rendszernek nyitottságából adódóan nincsenek merev határai.

Az eddigiekben megismert fogalmak és megállapítások mind az extrém eseményekre vonatkoztak. Mint korábban említettem, extrém események az élet bármely területén, bárhol és bármikor megtörténhetnek (Andriani – McKelvey 2012), ezért a fogalmat a következőkben leszűkítem a kutatás központi kérdéskörét képező devizapiaci árfolyamok és hozamok körére.

Meg kell tudnunk ugyanis határozni, hogy a devizák hozamaiban bekövetkező napi változások mikor tekinthetők extrémnek, és mikor mozog még „normál” keretek között.

A kutatásban r_n normális hozamnak tekintem Kiss – Schusztter (2014a) nyomán a hozamok azon halmazát, amelyekre igaz, hogy jól illeszkednek a normális eloszlásra és legalább 5%-os valószínűséggel következnek be, figyelembe véve Fama (1970, 384. és 399. o.) mérföldkőnek számító cikkét, ahol mint peremfeltétel támaszkodik a normális eloszlás meglétére:

$$p(r_n) \geq 5\% \text{ és } f(r_n) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(r_n-\mu)^2}{2\sigma^2}}. \quad (8)$$

Ezzel párhuzamosan r_x extrém hozam alatt, a hozamok azon részhalmazát értem, amelyek bekövetkezési valószínűsége 5%-os küszöb alatt van, értékei pedig a normál hozamok

²⁴A fogalom természetesen ma már túlmutat a fizikán, hiszen minden természettudományban, a gazdaságban (devizapiacok, kötvénypiacok) és a társadalomban (kapcsolati hálók) is megtalálhatóak. Barabási (2002) alapján mára már közhelynek tűnik, hogy életünk minden egyes szegmensét hálózatok hatják át.

²⁵A kérdéskör tárgyalásánál a regressziós modellek korlátokba ütközhetnek. Kiss (2012) megjegyzi, hogy jelen esetben a regressziók általános felépítésével ellentétes eljárásra lenne szükség. A regressziótól elvárt $eredményváltozó = \text{magyarázóváltozó}_1, \text{magyarázóváltozó}_2, \dots, \text{magyarázóváltozó}_n$ –val szemben $eredményváltozó_1, eredményváltozó_2, \dots, eredményváltozó_n = \text{magyarázóváltozó}$ -ra lenne szükség. További kérdésként felveti a szerző, hogy van-e létjogosultsága regresszióval elemezni olyan kérdéseket, ahol a korreláció változását kizárólag csupán egy dummy változóval [extrém (1) és normál (0)] kívánjuk vizsgálni.

értékei alatt vagy felett helyezkednek el (Kiss – Schusztter 2014a). A meghatározás azonos a Jiawei és Micheline (2004) által megfogalmazott szélsőséges érték fogalommal:

$$p(r_x) \ll p(r_n) \text{ és } r_{x-} \ll r_n \ll r_{x+}. \quad (9)$$

Az extrém hozamokat további alcsoportokra bonthatjuk a különféle elemzési módszerek használhatából eredően. A módszerek abban különböznek egymástól, hogy az extrém hozamok melyik specifikus jellemzőjére helyezik a hangsúlyt. Ennek értelmében beszélhetünk r_{vx} *valószínűtlen hozamokról*, melyek az 5% alatti valószínűséggel bekövetkező extrém hozamokat jelentik. A valószínűtlen hozamok létezését a hozamok normális eloszlásának feltételezése is megengedi, csak kisebb tömegben, mint a hatvány eloszlások esetén (Kiss – Schusztter 2014b):

$$p(r_{vx}) < 5\% \text{ és } r_{vx-} \ll r_n \ll r_{vx+}. \quad (10)$$

Az extrém hozam megközelítés másik lehetőségét a r_{fx} *vastag farkú (fat-tailed, heavy-tailed) hozamok* jelentik, melynek létrejötte a hozamok vastag farkú valószínűségi eloszlásából adódik. A hozamok tapasztalati valószínűségi eloszlása továbbá aszimmetrikus (szemben a normális eloszlás szimmetrikus feltételezésétől), azaz más alakot vesz fel az eloszlás az emelkedési és az esési oldalon. Jellemzően negatív ferdeségről beszélhetünk, azaz az eloszlás sokkal többféle valószínűségű esemény meglétét jelzi az esési oldalon, míg az emelkedési oldal egy tömbben tömörül. Bár az átlag, mint várható érték az emelkedő oldalon található, az esési oldal számtalan váratlan eseményből tevődik össze. Ennek egyik alapvető oka az irracionális döntésen alapuló alul- és túlreagálás. A befektetők ugyanis rossz hír hallatára sokkal hajlamosabbak pénzügyi instrumentumaikat eladni, míg a jó hírek sokkal kevésbé stimulálják a kereslet élénkülését (Molnár 2006). A reakciók tehát nem lineárisak, azaz szükség van az információk kritikus tömegére a pozitív irányú változásokhoz (Brock et al. 2008).²⁶ Mindebből adódóan belátható, hogy a vastag farkú hozamok eltérő mértékben jelennek meg a valószínűségi eloszlás egyes oldalain, nagyságuk és valószínűségük pedig jelentősen eltér az $E(r)$ várható értéküktől (Kiss – Schusztter 2014a):

$$r_{fx+} \gg E(r), \text{ vagy } E(r) \gg r_{fx-}, \text{ ahol } p_{r_{fx}} \ll p_{E(r)}. \quad (11)$$

Az extrém hozam elemzés harmadik megközelítése során az extrémításra, mint outlier elemekre hivatkozunk. Az r_{ox} *outlier hozamok* egy kis elemszámú $\mathbb{K}$ klaszter tagjait jelentik,

²⁶ De Bondt – Thaler (1985) túlreagálási hipotézise (*overreaction hypothesis*) értelmében az instrumentumok árai azért távolodnak el időszakosan az átlagos, fundamentális értékeiktől, mert a befektetők nem racionálisak, azaz az új információra saját, szubjektív súlyozási faktorról reagálnak. A befektetőkben tehát egyfajta pozitív (optimista) – negatív (pesszimista) körforgás játszódik le.

amelyek a teljes $\mathbb{D}$ minta 3 feletti csúcsosságáért (kurtózis) felel. Az outlier hozamokat a teljes minta iterációs feldarabolásával kaphatjuk meg. Mindaddig klaszterezzük a teljes idősort, amíg a legnagyobb klaszter csúcsossága 3 nem lesz (Kiss – Schusztter 2014b). A képletben $\mathbb{D}$ a teljes mintát, $\mathbb{K}$ az outlier hozamokat, $\mathbb{N}$ a normál hozamok halmazát jelöli, azaz:

$$r_{ox} \in \mathbb{K} \text{ és } \mathbb{D} = \mathbb{K} \cup \mathbb{N}, \text{ ahol } E_{\mathbb{D}}[(r - \mu)^4] \gg 3 \text{ és } E_{\mathbb{N}}[(r_n - \mu)^4] \approx 3. \quad (12)$$

A tanulmány további részeiben extrém hozamként hivatkozok mind a valószínűtlen, mind a vastagfarkú, mind pedig az outlier hozamokra a megértés megkönnyítése érdekében (ahol azonban szükséges, ott a megkülönböztető fogalmakat kívánom használni). Amennyiben tehát elfogadjuk, hogy a mintába bevonni kívánt cm_i devizapiacok devizáinak árfolyamváltozásai (hozamai) r_n normális és r_x extrém értékeket is felvehetnek, definiálhatjuk a sokk fogalmát is, melynek segítségével képesek lehetünk az extrém és normál hozamok különválasztására.

Amikor a piaci hozamok normálból extrém értékbe fordulnak át az adott elemzési módszertan mellett – melyet az ún. átlendülési pont választ el egymástól – tőkepiaci sokkról beszélek és $r_{n/x}$ -szel jelölöm. Az $r_{n/x}^{cm_i} = 0$ esetben nem beszélhetünk sokk kialakulásáról az extrém hozamok hiánya miatt, míg az $r_{n/x}^{m_i} \neq 0$ esetben az extrémítások megjelenése a sokk megtörténtét jelzi (Kiss 2012):

$$r_{n/x}^{cm_i} = 0 \rightarrow r^{cm_i} = r_n^{cm_i} \quad (13)$$

$$r_{n/x}^{cm_i} \neq 0 \rightarrow r^{cm_i} = \begin{cases} r_n^{cm_i} \\ r_x^{cm_i} \end{cases},$$

ahol cm_i az i -ik devizapiacot, $r_{n/x}$ a hozamok normál (n) és extrém (x) értékeit jelentik.

Chan (2002) szerint a hozamok alakulásában számolni kell azzal, hogy a hozamok a fehér zajnál (a véletlennél) vastagabb farkú valószínűségi eloszlási értékekben jelennek meg, továbbá, hogy a hozamok kilengései időben csoportosulnak, azaz klaszteresednek. Az időbeli csoportosulás értelmében, ha nagy extrém elhajlás mutatkozik a piacon, számítani lehet (és kell) további ugyanolyan irányú kilengések megjelenésére is.

Bonanno et al. (2001) a komplex rendszerek statisztikai jellemzőinek elemzésekor a hozamok hatványeloszlása (lassú lecsengése) mellett felhívják a figyelmet a hozamok autokorreláltságára és feltételes korrelációjának volatilitására, továbbá a tőkepiaci sokkok mentén kialakuló kollektív viselkedési mintázatokra és azok jellemzőire is. Ha ugyanis egy

tőkepiacot érő sokk nem szigetszerű (lokális) hatással bír, hanem több részpiacon is tovagyűrűzik, akkor kollektív cselekvésről (*collective behavior*) beszélünk.²⁷

A kollektív cselekvéseknek két fő típusát különböztethetjük meg: a fertőzést (*contagion*) és a divergenciát (*divergence*), mindezek hiányában pedig interdependenciáról beszélhetünk (Bonanno et al. 2001). A következő fejezetben részletesen bemutatom a három jelenséget előkészítve az empirikus vizsgálatot az elméleti háttér alapos megismerésével.

1.5. A kollektív cselekvések típusai: fertőzések és divergenciák

A pénzügyi fertőzések makrogazdasági fontosságát jelzi, hogy a Világbank különféle definíciókat határoz meg a jelenségre vonatkozóan (Világbank 2014). Nincs egyetlen, mindent magába foglaló fertőzési definíció, hiszen számos megközelítéssel élhetünk attól függően, hogy a jelenség melyik jellemzőjére kívánjuk felhívni a figyelmet.

A Világbank legáltalánosabb megfogalmazása alapján a pénzügyi fertőzés nem más, mint egy sokk országok közötti áramlása, azaz egy országok közötti tovagyűrűző hatás. A definíció értelmében a fertőzés előfordulhat mind „jó” (konjunktúrához kapcsolódó pozitív hatások), mind pedig „rossz” (válságos) időkben.

A Világbank szigorú definíciója szerint a fertőzés egy országban keletkezett sokk átáramlása egy másik országra, melynek hatására az országok közötti korrelációs együttmozgás mértéke megemelkedik. A jelenséget az országok közötti fundamentális kapcsolatok vagy egy közös sokkhatás eredményezi.

Az országok közötti fundamentális kapcsolatokat azonban különböző kategóriákra sorolhatjuk (Világbank 2014). Pénzügyi és finanszírozási kapcsolati kategóriáról akkor beszélhetünk, ha két gazdaság egy nemzetközi pénzügyi rendszeren keresztül kapcsolódik össze. A reálgazdasági kapcsolati típus (nemzetközi kereskedelem) szintén egy fundamentális láncszemnek tekinthető. A kapcsolatok utolsó láncszemét a politikai aspektus jelenti. Abban az esetben, ha az országokat érő közös vagy fundamentális sokkok nem magyarázzák teljes mértékben az országok közötti kapcsolatok változását, a tovagyűrűző hatást (*spillover effect*) gyakran a csordaszellemnek tulajdonítják (Cipriani–Guarino 2008).²⁸

²⁷ A kollektív viselkedési mintázat vagy a fázisátalakulás (egy-egy kulcsfontosságú szereplő kiesése miatti átmeneti atomizálódás), vagy a szinkronizáció eredményeképpen jön létre (Watts – Strogatz 1998).

²⁸ A csordaszellem az információs aszimmetria jelenségére vezethető vissza. Mivel az információ költséges, minden befektető igyekszik figyelni a piacot a költséghatékonyság érdekében. Amennyiben egy vélhetően jobb informáltságú fél lép valamit a piacon, mindenki ugyanazt akarja lekövetni (Cont – Bouchaud 2000).

A legszigorúbb világbanki fogalom meghatározás értelmében a fertőzés nem más, mint az országok közötti kereszt-korreláció növekedése válságos időkben (*crisis time*) a békés (*tranquil time*) időszakhoz képest.

Ahogy a három definícióból látható, a pénzügyi fertőzések fogalma elméleti szinten nem zárja ki a gazdaság felívelő állapotából eredő tovagyűrűző pozitív hatásokat. A gyakorlatban azonban a fertőzések alatt jellemzően a békés időszakot megzavaró, majd kritikus állapotokat előidéző sokkok fellépése által előidézett káros, veszélyes és szétáramló hullámokat értjük. A dolgozatban tehát a megismert fertőzési definíciók közül a szakirodalomnak megfelelően a legszigorúbb fogalomhasználattal élek, hiszen célom az elmúlt közel tíz év válságainak nyomán az európai devizapiac hálózati jellemzőinek feltárása.

Tőkepiaci fertőzés alatt tehát a cm_i , cm_j devizapiacok hozamai közti $\rho^{cm_i cm_j}$ korreláció $r_{n/x}$ külső- vagy belső sokk hatására bekövetkező szignifikáns növekedését értem (Forbes – Rigobon 2002, Campbell et al. 2002, Bekaert et al, 2005):

$$r_{n/x}^{cm_k} \neq 0 \rightarrow \rho_n^{cm_i cm_j} < \rho_x^{cm_i cm_j}. \quad (14)$$

Amennyiben az cm_k devizapiacon az egyes kereskedési napok vonatkozásában sikerül elkülöníteni a normális és extrém hozamok halmazait az egyes $r_{n/x}$ sokkok mentén, akkor az cm_i és cm_j devizapiacok hozamai közti $\rho^{cm_i cm_j}$ korreláció időbeli változásait feldarabolhatjuk úgy, hogy a devizapiacot érő sokkal jellemzett időszakban szignifikánsan magasabb korrelációt tapasztalunk (Kiss – Schusztter 2014a, Kiss – Schusztter 2014b).

Tőkepiaci divergencia alatt a cm_i és cm_j devizapiacok hozamai közti $\rho^{cm_i cm_j}$ korreláció $r_{n/x}$ külső vagy belső sokk hatására bekövetkező szignifikáns csökkenését értem (Bearce 2002):

$$r_{n/x}^{cm_k} \neq 0 \rightarrow \rho_n^{cm_i cm_j} > \rho_x^{cm_i cm_j}. \quad (15)$$

Amennyiben az cm_k devizapiacon az egyes kereskedési napok vonatkozásában sikerül elkülöníteni a normális és extrém hozamok halmazait az egyes $r_{n/x}$ sokkok mentén, akkor az cm_i , és cm_j devizapiacok közti $\rho^{cm_i cm_j}$ korreláció időbeli változásait feldarabolhatjuk úgy, hogy a devizapiacot érő sokkal jellemzett időszakban szignifikánsan alacsonyabb korrelációt tapasztalunk (Kiss – Schusztter 2014a, Kiss – Schusztter 2014b, Kiss 2012).

Tőkepiaci interdependenciáról pedig abban az esetben beszélhetünk, ha a cm_i és cm_j devizapiacok közti $\rho^{cm_i cm_j}$ korreláció $r_{n/x}$ akár külső, akár belső sokk hatására nem változik szignifikáns mértékben (Forbes–Rigobon 2002):

$$r_{n/x}^{cm_k} \neq 0 \rightarrow \rho_n^{cm_i cm_j} \approx \rho_x^{cm_i cm_j}. \quad (16)$$

Mindezek alapján összességében elmondható, hogy sikerült feltárni a kutatás első szálát képező alternatív piacmodell mind statisztikai, mind dinamikus (skálafüggetlen) tulajdonságait. Láthattuk, hogy a skálafüggetlen hálózatok, mint komplex rendszerek a sokkok hatására kollektív viselkedési formákat öltenek, melyek a devizapiaci korrelációk szignifikáns változásában öltenek testet. A piac felépítéséről alkotott elméleti feltételezéseink tehát alapjaiban befolyásolják az extrémítáról alkotott szemléletmódunkat, melyek az árfolyamkitettség fedezési stratégiáit (az extrém árfolyam elmozdulásokon és a devizapárok közti korreláció alakulásán keresztül) alapjaiban befolyásolják. Mindez azonban csak akkor lehet a régiós devizapiacok hatékony elemzésének eszköze, ha sikerül a hozamok extrém és normál értékeit egymástól *egyértelműen* elválasztani. A következő fejezetben azokat a gyakorlatban is alkalmazott módszereket vázolom fel, melyek valóban képesek az extrémítások detektálására.

2. AZ EXTRÉM ÉRTÉKEK KISZŰRÉSÉNEK MÓDSZERTANI LEHETŐSÉGEI

Az előző fejezet segítségével sikerült igazolni, hogy az extrém események előfordulásának valószínűsége sokkal nagyobb, mint ahogy azt a normális eloszlás feltételezi. A devizapiacokon fellépő extrémítások pontos azonosítása mindezek ellenére mégsem tekinthető egyszerű feladatnak. Meg kell tudnunk ugyanis határozni, hogy az adott piac vonatkozásában mi tekinthető extrémnek, és mi az, ami még normál elmozdulásnak tekinthető. Ennek eldöntésére nincs egyetlen tökéletes megoldási mód. A szakirodalmi áttekintés alapján belátható, hogy számos módszer áll rendelkezésünkre, melyek alkalmazási feltételrendszerei (feltevései, kikötései) között képesek lehetünk az extrém események megragadására, a kitűzött céljaink megvalósítására. A következőkben a legfőbb elméleteket ismertetem rávilágítva az egyes módszertanok elemzési kereteire és az ebből adódó esetleges alkalmazhatósági korlátaira is. Tisztában kell tehát lennünk az alkalmazott modellek érvényességi területeivel.

Fontos megjegyezni, hogy az egyes módszertanok bemutatásával nem célom az egyes eljárási lehetőségeket egymással szemben összehasonlítani, csupán rámutatni arra, hogy az extrémítások azonosítása nem könnyű feladat. Ebből adódóan érdemes egyidejűleg több módszert is felhasználni az adott kérdéskör elemzéséhez annak érdekében, hogy megállapításainkat ne torzítsák az esetleges módszertani feltételezésekből adódó korlátozó hatások. Az empirikus vizsgálat során mindezekre kiemelt figyelmet fordítok.

2.1. A kockáztatott érték (Value-at-Risk –VaR) módszer

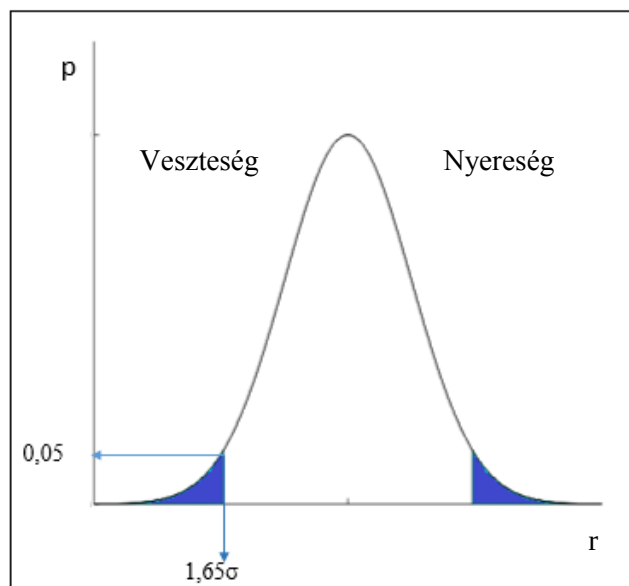
Az extrémítások azonosítását a szelektív fedezés során legszélesebb körben alkalmazott módszertan ismertetésével kezdem. A kockáztatott érték eljárás az 1990-es évektől vált a piaci kockázat alapvető mérőeszközzé, miután a JP Morgan befektetési bank bemutatta az általa kidolgozott modellt, valamint a kovariancia mátrix RiskMetrics szoftvercsomagját (MNB 2004, Holton 2002). Mára a Bázeli szabályozásoknak köszönhetően a hazai hitelintézetek is átvették ezt a kockázatkezelési modellt, melyet a Hitelezési kockázat kezeléséről és tőkekövetelményéről szóló 196/2007. (VII. 30.) kormányrendelet 90.§ (4) bekezdése is előír.

A VaR eljárás segítségével megállapíthatjuk, hogy egy meghatározott időintervallumban, adott konfidenciaszint (biztonsági szint) mellett (95-99%), egy tetszőleges portfólió egységének mekkora a várható legnagyobb (maximális) vesztesége pénzértékben

kifejezve.²⁹ Egy α biztonsági szint melletti VaR érték alatt tehát egy $1-\alpha$ -ad rendű kvantilist értünk, azaz $1-\alpha$ a valószínűsége annak, hogy a VaR-nál nagyobb veszteség ér minket (Erdős – Mérő 2010, Jorion 1999, Lőrinc – Nagy 2011).³⁰

A VaR számításánál a legtöbb esetben befektetői (hosszú) pozícióban gondolkozunk, azaz az előforduló negatív hozamok számunkra veszteséget jelentenek (Danielsson et al. 1998). A piaci kockázat azonosításánál a modell tehát csak a jövőbeli lehetséges veszteségünk nagyságát állapítja meg, a potenciális nyereséggel nem kalkulál. A módszert ennek ellenére könnyedén kiterjeszthetjük a pozitív hozamváltozások extrémításainak kiszűrésére is, ha az $\alpha=0,05$ -ös biztonsági értékhez tartozó küszöb szórás értéket a görbe pozitív oldalára is értelmezzük.

2. ábra A Value-at-Risk módszertan kiterjesztése



Forrás: Saját szerkesztés

A VaR módszertanával kapcsolatos kritikák legnagyobb része a modell alap feltételezéseiből ered, melyek éppen a modell népszerűségét és egyszerű értelmezhetőségét biztosítja. Az első és leglényegesebb probléma a normális eloszlás feltételezése, valamint a normális eloszlású változók lineáris kombinációjából felépülő portfólió szemlélet (MNB 2004),

²⁹ A VaR számításának több eljárása is lehetséges, mint például a delta-normál módszer, a történelmi szimuláció, a terheléses próba, a Monte Carlo-szimuláció vagy a napjainkban egyre szélesebb körben használt ún. CVaR is (Lőrincz – Nagy 2011).

³⁰ Például a VaR (95%, 1 nap)=55 millió forint jelentése: Normál piaci körülmények között 95% annak a valószínűsége, hogy egy nap leforgása alatt a portfóliótól nem várható 55 millió forintnál nagyobb veszteség (pozitív megközelítés). Másképpen megfogalmazva: 5% annak a valószínűsége, hogy 55 millió forintnál nagyobb veszteség következik be (negatív megközelítés) (Bende 2009). A negatív megközelítés az ún. alsó VaR, az első 5% közül a legjobb kimenetel, azaz $VaR_k(X) = \max\{x \in \mathbb{R} \mid F_X(x) = P(X \leq x) < k\}$. A pozitív megközelítés az ún. felső VaR, a felső 95% közül a legrosszabb kimenetel, azaz $VaR^k(X) = \min\{x \in \mathbb{R} \mid F_X(x) = P(X \leq x) > k\}$ (Frey – McNeil 2002).

hiszen az előző fejezet ismeretében belátható, hogy a pénz- és tőkepiac hozamainak alakulása a valóságban hatványeloszlást követ. További problémaforrást jelent, hogy a VaR rendkívül érzékeny a paraméterek (tartási periódus, valószínűség küszöb, piaci pozíció) értékeinek megváltoztatására is.

Danielsson – Vries (2000) a modell kritikájaként kiemeli, hogy alapjaiban téves feltételezés egy olyan modellt alkalmazni a pénzügyi közvetítő rendszereknek, amelynek alapvető feltételezése a piacok normál működése. Krízis idején a hozamok statisztikai jellemvonásai ugyanis teljesen megváltoznak a nyugalmi időszakhoz képest. A modell tehát nemcsak félrevezető, hanem félreérthető is, hiszen a téves információira való reagálás sokkal károsabb következményekkel jár, mintha egyetlen válaszlépést sem nem tettünk volna (Taleb 2007).

A kritikák további forrását képezi a kockázatosított érték módszer krízisek alatti egyértelmű összeomlása is. Már az 1997-98-as válság vonatkozásában több kutatás számolt be arról, hogy válság idején összeomlásra képes a rendszer, pontosan akkor, amikor a legnagyobb szükség lenne rá. A válság alatt tapasztalható óriási hozam kilengések, a korrelációk szétesése, a piacok és a hitelkockázatot hirtelen változása a VaR figyelmeztetések óriási számát eredményezi, melynek hatására a likviditás egyszerűen elpárolog (elillan) a modellt alkalmazó szervezettől (MNB 2004, Brooks – Persaud 2000, Dunbar 2000).

Lőrincz – Nagy (2011) a 2008-2009-es pénzügyi válság kapcsán kiemeli, hogy a Bázeli Bizottság állásfoglalása alapján a tőkekövetelményeket (tőketartalékolás) még inkább szigorítani kell. A kockázat legfőbb forrása a Bizottság szerint ugyanis a mérlegen kívüli tételekben keresendő, melynek értelmében a VaR a piaci kockázatot egyértelműen alábecsülte. A Bazel III. tervezetben ezért már a terheléses (*stressed*) VaR-t helyezik előtérbe a kockázatkezelés vonatkozásában (Slovik – Courneade 2011) Ez a megközelítés a változékonyság növelését, azaz a normális eloszlás széleinek vastagítását követeli meg, amely a jelenleg még elfogadott eloszlási függvény farok-tulajdonságainak problémáit próbálja kezelni (Tsay 2005).

Összességében tehát megállapítható, hogy bár a modell valószínűségi eloszláson alapú megközelítésének célja a veszteség minimalizálása, a krízisek alatti figyelmeztetések óriási száma mégis a likviditás elpárologását és más káros következményeket idézhet elő. Folyamatosan szem előtt kell tehát tartanunk a normális eloszlás alapfeltételezéseiből adódó pontatlanságokat és veszélyeket, valamint a figyelmeztetések óriási számarányát az extrémítások azonosítása során.

2.2. Az extrémérték-elmélet (Extreme Value Theory – EVT)

Az extrémérték-elmélet alkalmazásával az egyes valószínűségi eloszlások széleinek modellezésére és vizsgálatára nyílik lehetőség (Reiss – Thomas 2007). A modell kezdeti formái már közel egy évszázaddal ezelőtt napvilágot láttak, hiszen 1928-ban jelent meg Fisher–Tippet (1928) publikált extrémérték alapú megközelítésének tétele. Mára a modell széles körben elterjedt használati módszerré vált, különösen a fellendülések és az összeomlások hatékony mérése kapcsán (Cotter 2006). Természetesen ez az eljárás sem tekinthető minden kétségtől mentesnek, mégis egy igen hatékony megközelítést nyújt az extrémítások létének feltárásához és elemzésükhöz (Levin 2009).

Az elmélet az idősorban megfigyelt minimum és maximum értékek eloszlását magyarázza. Az eljárás az idősor elemeiből különféle tömböket képez, és az egyes tömbökben lévő maximum értékeket tekinti extrém, szélsőséges értéknek, melyek a modell alapján általános extrém eloszlással bírnak (Kürti 2006).

A módszertan nagy előnye Bozsó et al. (2005) szerint, hogy a független eloszlású változók maximum értékeinek határeloszlására vonatkozó elméleti következtetések ismeretéből az általánosított extrémérték eloszlások alkalmazása lehetővé válik az egyes blokkokon.

A Fisher-Tippet tétel értelmében extrémérték-eloszlásról akkor beszélhetünk, ha $x_1, x_2, \dots, x_n$ független,³¹ azonos eloszlású valószínűségi változók esetében találhatóak olyan a_n, b_n normáló konstansok,³² hogy $[max(X_1, X_2, \dots, X_n) - a_n]/b_n$ nem-elfajuló határeloszláshoz közelít, akkor ez a határeloszlás szükségképpen extrémérték eloszlás (Barabás 2010). Az elmélet alapján tehát képesek leszünk egy nagyság szerint sorba rendezett $x_1, x_2, \dots, x_n$ változóhalmazban képzett csoportok $x_{(n)}^{max} = max_{1 \leq j \leq n} \{x_j\}$ maximumainak és $x_{(n)}^{min} = min_{1 \leq j \leq n} \{x_j\}$ minimumainak meghatározására (Kiss 2012). A határeloszlás általános képlete:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{x_{(n)}^{max} - a_n}{b_n} \leq x\right) = F(x). \quad (17)$$

A normalizált maximumok lehetséges határeloszlásainak eloszlásfüggvényei, azaz az extrémérték-eloszlás három standard eloszlásfüggvénye a következőképpen írható fel (Bozsó et al. 2005, Barabás 2010):

³¹ Fontos megjegyezni, hogy a tétel (kiváltképpen az általánosított eset) a függetlenség szigorú kritériumánál gyengébb környezetben is helytálló (Leadbetter et al. 1983).

³² Vannak azonban olyan esetek is, amikor nem lehetséges a normálás még diszkrét eloszlások vonatkozásában sem (Bozsó et al. 2005, Embrechts et al. 1997).

Frechet-eloszlás:

$$F_{\alpha}(x) = \exp(-x)^{-\alpha}, \text{ azaz } P_{Fr}[X \leq x] = \begin{cases} 0 & x \leq \mu \\ e^{-(\frac{x-\mu}{\sigma})^{-\alpha}} & x > \mu \end{cases}, \quad (18)$$

($x > 0$, α pozitív paraméter).

Weibull-eloszlás:

$$F_{\alpha}(x) = \exp(-(-x)^{\alpha}), \text{ azaz } P_{Wei}[X \leq x] = \begin{cases} 0 & x > \mu \\ e^{-(\frac{\mu-x}{\sigma})^{\alpha}} & x \leq \mu \end{cases}, \quad (19)$$

($x < 0$, α negatív paraméter).

Gumbel-eloszlás:

$$F(x) = \exp(-\exp(-x)), \text{ azaz } P_{Gu}[X \leq x] = \exp[-e^{\frac{x-\mu}{\sigma}}] \quad (x \in \mathbb{R}). \quad (20)$$

A három extrémérték-eloszlást közös paraméteres formába átírva megkapjuk az általános extrémérték eloszlást (*Generalized Extreme Value – GEV*), amely az empirikus elemzések során az egyik legelterjedtebb vastagfarkúságot elemző módszer (Tolikas et al. 2007, Tolikas – Gettinby 2009):

$$G(x) = \exp - \left[1 + \xi \frac{x-\mu}{\sigma} \right]^{-\frac{1}{\xi}}, \text{ ahol } 1 + \xi \frac{x-\mu}{\sigma} > 0, \xi = \frac{1}{\alpha}.^{33} \quad (21)$$

A modellben μ jelöli az elhelyezkedési (eltolási), azaz a lokációs paramétert, σ a skála paramétert, ξ pedig az alak változót (Pickands 1975). Tsay (2005) kiemeli, hogy a modell alapján az alapsokaság valószínűségi határeloszlását nem az alapsokaság valószínűségi eloszlása adja, hanem a ξ . A modell jelentősége abban áll, hogy különféle valószínűségi eloszlásokat elemezhetünk az eljárással, ezáltal lehetőségünk nyílik arra, hogy az árfolyamváltozások sűrűségfüggvényét kompozit eloszlásokkal írjuk le (például normális eloszlást feltételezünk a várható érték környezetében, míg vastagfarkúságot a valószínűségi eloszlás szélein).

2.3. A kvantilis-kvantilis plot (Q-Q plot) alapú extrémérték meghatározás

A kvantilis-kvantilis plot alapú megközelítés a statisztikai alapú szélsőséges érték meghatározásnak a legszemléletesebb formája, hiszen grafikus úton választjuk ki az extrém eseményeket: addig vesszük el az eredetileg „S” alakú tapasztalati eloszlásból az elemeket, amíg a megmaradó halmazrész az elméleti normális eloszlásra jól illeszkedő „I” formát nem vesz fel. Az empirikus kutatás szempontjából a Q-Q plotos eljárás, mint az egyik általam is

³³ Amennyiben ξ értéke nullához tart, a képlet határátmenetben a Gumbel-eloszlást adja.

alkalmazott módszertan kiemelt fontossággal bír, ezért a következőkben részletesen ismertetem a modell jellemzőit.

A modell megértéséhez az előző fejezetben bemutatott Dow Jones Industrial Average normális eloszlás tesztjeiből kell kiindulnunk. A tesztek eredményeiből megállapíthattuk, hogy az idősor elemszámának növelésével a minta nem követte a centrális határeloszlás tételéből adódó aszimptotikus normális eloszlást, azaz a Gauss-féle haranggörbe alakjától eltérő formában rajzolódott ki az elemek tapasztalati eloszlása.

A két eloszlás eltéréseinek szemléletes érzékeltetésére a Q-Q-plot alapját képező ún. Gauss-papíron történő ábrázolási módot használhatjuk (Bródy 2009). A Gauss-papír egy speciális koordináta rendszer, amelyben az egyes tengelyek beosztásai a normális eloszlás inverze alapján határozódnak meg százalékos formában. A minta eloszlásfüggvényét normalitás esetén megközelítőleg egy egyenest jelenti.³⁴

A QQ-plot eljárás a kvantiliseken keresztül közelíti meg az eloszlások vizsgálatát, ezért alapvető fontosságú a kvantilisok értelmezése ebben az esetben (Kvascev et al. 2009). Az α -kvantilis alatt azt az X_α értéket értem, amelyre igaz, hogy α a valószínűsége annak, hogy a valószínűségi változó értéke nála kisebb. Legyen tehát ξ egy valószínűségi változó, továbbá $\alpha \in (0, 1)$. Egy $Q(\alpha)$ valós számot ξ α -kvantilisének nevezzük, ha igaz rá, hogy (Barczy – Ispány 2010):

$$P(\xi \leq Q(\alpha)) \geq \alpha \text{ és } P(\xi \geq Q(\alpha)) \geq 1 - \alpha. \quad (22)$$

Ha F jelöli ξ eloszlásfüggvényét, akkor fennáll a következő reláció:

$$F(Q(\alpha)) \leq \alpha \text{ és } F(Q(\alpha) + 0) \geq \alpha, \text{ ahol } F(Q(\alpha) + 0) := \lim_{x \rightarrow Q(\alpha)} F(x).^{35} \quad (23)$$

A kvantilis-kvantilis plot (Q-Q-plot) segítségével tehát vizuális módon is össze tudjuk hasonlítani az elméleti (Φ_1) és a mintából nyert tapasztalati (empirikus, Φ_2) eloszlásokat (Das – Resnick 2008). A két eloszlást egymásra illesztve egy koordináta rendszerben ábrázolhatjuk a következő szabály szerint: adott $P = \Phi_1(X)$ valószínűség mellett mekkora Y értéket társítsunk

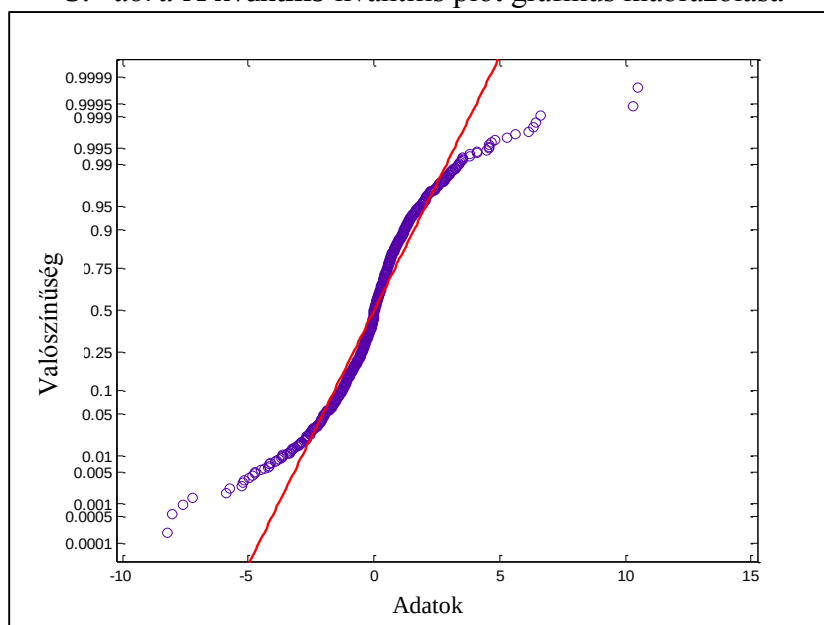
³⁴ Tekintsünk egy $X_1, X_2, \dots, X_n$ elemű mintát, ahol x egy valószínűségi változó, melynek $F(x)$ eloszlásfüggvénye szigorúan monoton növekvő. Legyen továbbá $y_1 < y_2 < \dots < y_n$ a koordináta rendszer felosztása, és ξ az y_i -nél kisebb elemek száma. Amennyiben az $X_1, X_2, \dots, X_n$ minta az x valószínűségi változóra vett minta, abban az esetben az $\left(y_i, F_x^{-1}\left(\frac{\xi_i}{n}\right)\right)$ törvonal megközelítőleg egy egyenes, hiszen kellően nagy n elemszám esetén $\frac{\xi_i}{n} \approx P(X < y_i) = F_x(y_i)$, melyből egyértelműen adódik, hogy $F_x^{-1}\left(\frac{\xi_i}{n}\right) \approx y_i, i = 1 \dots n$ (Barczy-Ispány 2010).

³⁵ Amennyiben az $F(x) = \alpha$ egyenletnek csupán egy megoldása létezik, akkor az $F^{-1}(\alpha)$ megoldás az egyetlen α -kvantilis. Ha az egyenletnek nincs megoldása, akkor egyetlen α -kvantilis létezik, mégpedig ott, ahol az F függvény átlépi az α értéket (Das–Resnick 2008, Barczy – Ispány 2010).

Φ_2 eloszláshoz, hogy ugyanakkora valószínűségi értéket kapjunk (Kiss 2012, Luceno 2007, Schützenmeister et al. 2012).

Legyenek $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ sorrendbe rendezett nem egymásba eső mintaelemek. A Q-Q plot függvény alatt az $\left(x_i, s_n \Phi^{-1}\left(\frac{i-1/2}{n}\right) + \bar{x}\right)$, $i=1 \dots n$, összekötő törött vonalat értjük, ahol a $\Phi^{-1}\left(\frac{i-1/2}{n}\right)$ nem más, mint a standard normális eloszlás $\left(\frac{i-1/2}{n}\right)$ kvantilise (Barczy – Ispány 2010, Das – Resnick 2008).³⁶

3. ábra A kvantilis-kvantilis plot grafikus kiábrázolása



Forrás: Saját szerkesztés

A 3. ábra alapján látható, hogy az elméleti, normális eloszláshoz (piros egyenes) képest a minta elemei milyen alakban jelennek meg. A normális eloszlást jelképező egyenes vonal meredeksége a két változó szórásainak $\frac{\sigma_2}{\sigma_1}$ hányadosa, míg vízszintes $\mu_2 - \frac{\sigma_2}{\sigma_1} \mu_1$ nagyságú eltolását a várható értékeik és a szórásaik hányadosa adja (Deutsch 2002).

Amennyiben a minta eloszlása valóban Gauss-eloszlás lenne, akkor a várható értéktől számított három szórásnyi távolság intervallumában lennének szinte teljes egészében az adatok, azaz rásimulnának a normális eloszlást reprezentáló piros egyenesre. Ez azonban szemmel láthatóan nem így van. A minta a korábbiakban tárgyalt hatványeloszlás mintázatát ölti, amely a Q-Q-plotos ábrázolásnál egy „S” alakú görbeként ábrázolódik ki. A módszer alkalmazásának egyértelmű előnye – azon túl, hogy láthatóvá válik az elméleti normális és a tapasztalati

³⁶ Amennyiben a vizsgált minta eloszlása normális eloszlás lenne, az ábrázolt pontok megközelítőleg az $y = x$ 45°-os egyenesre illeszkednek.

(empirikus) vastag farkú eloszlás közötti különbség –, hogy egyértelműen detektálja az extrémítások helyét az eloszlás farkainak pontos meghatározásával (Clauset et al. 2009, Bródy 2009, Kiss 2012),³⁷ hiszen mint arról korábban már szó volt, az extrém értékek a valószínűségi eloszlások szélein helyezkednek el. Ha ehhez a feltételezéshez hozzá tesszük, hogy a volatilitás időben klaszteresedik (Kasch-Haroutounian – Price 2001), akkor a szélsőséges értékek (jelen esetben hozamok) időbeli koncentrációt is mutatnak (Albeverio – Piterbarg 2006).

Mindezek figyelembevételével a hozamok teljes r idősorát az eljárás segítségével (a a része) felbonthatjuk az átlendülési pontok³⁸ közé eső, normálisnak tekinthető r_n halmazra (4. ábra b része), és az átlendülési pontokon túli, a „normáltól” eltérő outlier elemekből álló r_{fx} pozitív (r_{fx+}) és negatív (r_{fx-}) farkakra (4. ábra c része) (Kiss – Schusztér 2014a):

$$r \left\{ \begin{array}{l} r_{fx}^+ : r_{tapasztalati,l} > r_{elméleti_{normál},l} \\ r_{fx}^- : r_{tapasztalati,i} < r_{elméleti_{normál},i} \\ r_n : r_{elméleti_{normál},i} < r_{tapasztalati,k} < r_{elméleti_{normál},l} \end{array} \right. \quad (24)$$

ahol $r_{tapasztalati,i}$ az empirikus eloszlás i -edik eleme, míg $r_{elméleti_{normál},i}$ a teljes sokaságra illesztett normális eloszlás megfelelője, $i < k < l$. A Q-Q plotra visszavezetve mindez az alábbiak szerint néz ki: $X_i = \phi_1^{-1}(P_i) = \phi_1^{-1}(i/T)$, minden $i < T$ -re, azaz:

$$r_n \approx \mu_2 + \sigma_2 X_i, \quad (25)$$

$$r_{fx}^+ > \mu_2 + \sigma_2 X_i, \quad (26)$$

$$r_{fx}^- < \mu_2 + \sigma_2 X_i, \quad (27)$$

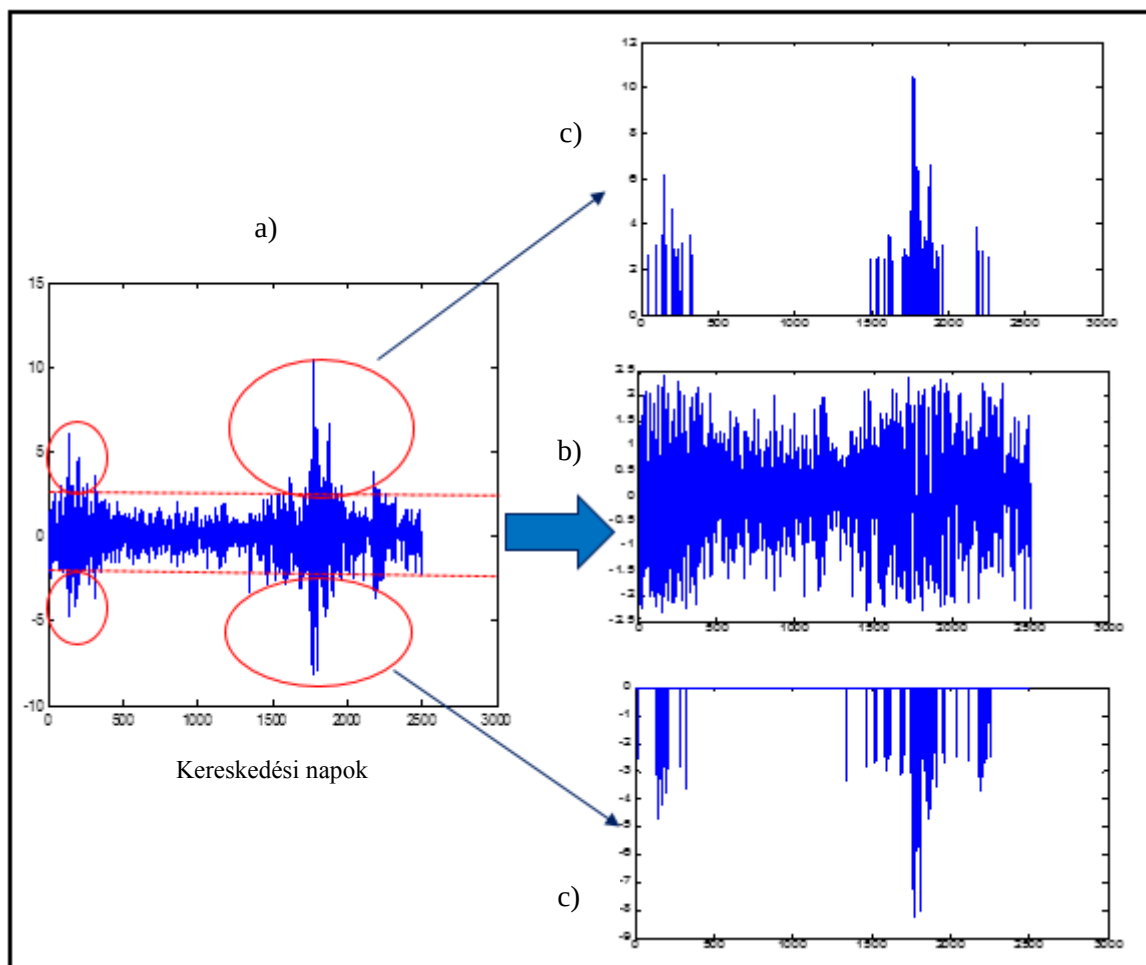
ahol X_i az elméleti standard normális eloszlásnak felel meg, amely egy $\mu_2 + \sigma_2 X_i$ meredekségű egyenes (Kiss – Schusztér 2014b).

Az átlendülési pontok segítségével történő hozamszétválasztás érvényességéről és megbízhatóságáról az egyes szétvágott halmazrészek csúcsossága alapján győződhetünk meg (Pukthuanthong – Roll 2011). Bár a teljes idősor csúcsossága (kurtózisa) háromnál magasabb, azaz az idősor nem normál eloszlású, az átlendülési pontok utáni szélek ledarabolásával megmaradó középső résznek már a normális eloszlásra jellemző hármasszúcsossági értékeket kell adnia.

³⁷ Az ábra alapján egyértelműen belátható, hogy a normális eloszlás feltételezése egy kockázatkezelési folyamat során alábecsüli az egyébként meglévő valós kockázatok szintjét.

³⁸ Az átlendülési pontok azon pontok, melyek után az idősor egyes elemei már extrémnek minősülnek (lásd 3. ábra).

4. ábra A Q-Q plot extrém- és normálhozam szétválasztása



Forrás: Saját szerkesztés

2.4. A klaszterelemzés, mint távolság alapú extrémérték meghatározás

Az eddigiekben bemutatott eljárások mind a valószínűségi eloszlások vizsgálatával próbálták az extrémítások létét felfedni és megragadni. A klaszterelemzés módszere azonban, mint távolság alapú eljárás másfajta szemléletbeli megközelítést nyújt az extrém események felkutatásában.

Maga a klaszter fogalom a *cluster* angolszász szóból származik, melynek eredeti jelentése fürtösödés, csoportosulás. Statisztikai értelemben a klaszter a hasonló dolgok csoportosítását (osztályokba rendezését) jelenti (Jiawei – Micheline 2004). A klaszteranalízis (klaszterezés mint folyamat) alapvető célja, hogy a megfigyelési egységeket viszonylag homogén csoportokba rendezze, azaz az elemzésbe bevont változók (attribútumok) alapján az egységek hasonló elemekből álló osztályokba kerüljenek. A klaszterezés akkor eredményes, ha

a csoporton belüli egységek hasonlítanak egymáshoz, azonban eltérnek a más csoportba tartozó mintaegységektől (Mendes – Lima 2005).³⁹

A klaszterezésnek számos alkalmazási területe⁴⁰ közül számunkra kiemelkedő, hogy az eljárás képes az extrémítások megragadására és feltérképezésére is. Az elemzés alapját a különbözőségi (objektum-objektum) mátrix adja, amely az n elemből (i és j elemekből) alkotott párok $d(i,j)$ távolságait tartalmazza. A távolság meghatározásánál az alábbi módszereket használhatjuk (Jiawei – Micheline 2004)⁴¹:

Az Euklidészi távolsággal az egyes elempárok közötti távolságot a következőképpen adhatjuk meg:

$$d(i,j) = \sqrt{|x_{i1} - x_{j1}|^2 + |x_{i2} - x_{j2}|^2 + \dots + |x_{ip} - x_{jp}|^2}. \quad (28)$$

A Manhattan-távolság esetén a két elem távolsága:

$$d(i,j) = |x_{i1} - x_{j1}| + |x_{i2} - x_{j2}| + \dots + |x_{ip} - x_{jp}|. \quad (29)$$

A Minkovszki-távolság pedig:

$$d(i,j) = (|x_{i1} - x_{j1}|^q + |x_{i2} - x_{j2}|^q + \dots + |x_{ip} - x_{jp}|^q)^{1/q}. \quad (30)$$

A képletből látható, hogy ha $q = 1$, akkor a Manhattan-távolságot, ha $q = 2$, akkor az euklidészi távolságot kapjuk (Liberti et al. 2014).

Miután meghatároztuk a mintaelemek egymástól vett távolságát, el tudjuk végezni a távolság alapú szélsőséges értékek meghatározását. Az eljárás során extrém, azaz outlier értéknek tekinthetjük a $\mathbb{K}$ alaphalmaz azon o outlier elemekből álló $\mathbb{O}$ halmazát ($o \in \mathbb{O}$), ahol a $\mathbb{K}$ -beli elemek legalább α része t -nél nagyobb távolságra van az o -tól. A módszer nagy előnye, hogy elkerüli azokat a nagyméretű, nehézkes számításokat, amelyek az egyes empirikus eloszlások valamilyen standard eloszláshoz való ráillesztésével járnak (Mendes 2006, Mendes Lima 2005, Jiawei Micheline 2004). Mint azt a korábbi fejezetben említettem a teljes mintát addig kell klaszterezni, míg a legnagyobb klaszter csúcossága 3 nem lesz, azaz normális

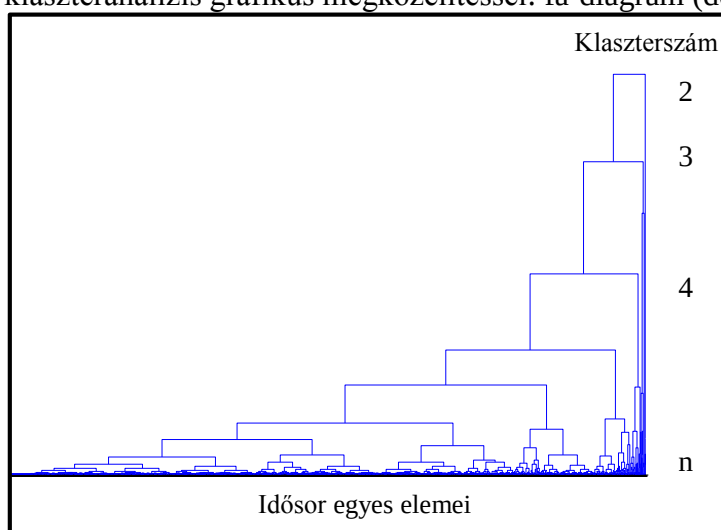
³⁹ A klaszteranalízis során számos technikát alkalmazhatunk, mint például a particionáló módszereket, a hierarchikus módszereket, a rács vagy modell alapú eljárásokat, továbbá a sűrűség alapuló modelleket (Jiawei–Micheline 2004).

⁴⁰ Például piacszegmentálás egyes attribútumok alapján, szerkezet elemzési eljárások azonosítása, homogén tesztcsoportok létrehozása, adatrekurzió, zajos adatok kezelése, vagy éppen a skálázhatóság kutatás.

⁴¹ Az adatok klaszteranalízisekor a változók már standardizáltak: $z_{if} = \frac{x_{if} - m_f}{s_f}$, ahol x_{if} az f változó n darab értéke, m_f az f átlaga, s_f pedig átlagos abszolút eltérés. Ennek a standardizálási módnak az előnye, hogy az extrém értékek z -értékei nem lesznek túlságosan kicsik, így továbbra is azonosíthatóak lesznek (Jiawei–Mechaline 2004).

eloszlásúvá nem válik. Az így létrehozott csonka-eloszlás ferdeségére nem vagyunk tekintettel, így a normális eloszlás is csak aszimptotikus lehet. Az 5. ábrán jól látható, hogy a kívánt eredmény eléréséhez nagy számú (a számítási kapacitás gazdaságos kihasználása érdekében legfeljebb 200) klasztert kell létrehozni, hiszen az újabb és újabb klaszterek a teljes mintából a soron következő legnagyobb távolsággal bíró elemek halmazát válogatja ki. Az eljárás természetéből fakad, hogy előfordulhat az idősor ún. „túlklaszteresedése”. Bizonyos klaszterszám felett ugyanis a kurtózis már nem csökken, hanem nő, ahogyan a normálisnak tekintett hozamokat is csoportokra bontjuk. A negyedik momentum globális minimuma így az elvárt 3-as érték alatt, de olykor felette is elhelyezkedhet.

5. ábra A klaszteranalízis grafikus megközelítéssel: fa-diagram (dendrogram)



Forrás: Saját szerkesztés

Az empirikus kutatásom során egymással párhuzamosan három módszertani eljárást is felhasználok az egyes modellek feltételeiből adódó torzítások elkerülése érdekében. A korábbiakban ismeretett hozamkategóriák közül a VaR módszer a valószínűtlen hozamelméletet képviseli (annak szórásokkal korrigált változatát), a QQ plot eljárás a vastag farkú hozamokat, a távolság alapú klaszteranalízis pedig az outlier hozamok azonosításának lehet hatékony eszköze.

Az extrémérték meghatározás főbb módszereinek megismerésével, továbbá a szakirodalmi és a módszertani áttekintéssel a kutatás második szálának is a végére értünk. Az első két fejezet segítségével megismertük az extrém események fogalmát, statisztikai és dinamikus tulajdonságait, melyek az alternatív (skálafüggetlen) modell alapját képezik. Felvázoltam a komplex rendszerek sajátosságait, továbbá a külső- vagy belső sokk hatására bekövetkező kollektív viselkedési mintázatokat: a fertőzést és a divergenciát. Sikerült feltárni

azokat az extrémítások meghatározásra alkalmas elméleti eljárásokat, melyek segítségével képesek lehetünk a devizapiacokon fellépő extrém elmozdulások pontos azonosítására. A következő fejezetben rátérek az empirikus kutatás harmadik alappilléreinek, a monetáris politikai döntések által meghatározott időablakoknak a tárgyalására. Az európai régiók devizapiacain a fertőzőtségi szintek feltárásához ugyanis kulcsfontosságú az európai monetáris politikai döntéssorozatok vizsgált időszakbeli bemutatása. A döntések elemzésével lehetőség nyílik helyesen szétdarabolni a vizsgált időintervallumot, mely a kollektív viselkedési formák pontos feltérképezésének alapfeltételét jelentik.

3. A MONETÁRIS POLITIKA VÁLSÁGKEZELŐ LÉPÉSEINEK ELEMZÉSE

Az előző fejezet segítségével felsoroltuk azokat a legfőbb eljárásokat, melyek képesek az egyes idősoros adatok alapján az extrém értékek azonosítására. A kollektív viselkedési mintázatok feltérképezéséhez azonban a jelenségek fogalmi meghatározásából adódóan szükség van az összehasonlítás alapjául szolgáló időszakok, illetve az összehasonlítást biztosító eljárások megadására is. A vizsgált időszak időintervallumokra való tördelése azonban nem könnyű feladat, hiszen találnunk kell egy olyan konzisztens eljárást, mely képes az egyes időszakok határainak helyes detektálására. Az Európai Központi Bank monetáris politikája megfelel ennek a követelménynek, melyet a következő fejezet segítségével alább is támasztok.

Fontos kiemelni, hogy a kutatás elméleti megközelítésének szemléletmódját Sornette (2006) tanulmányára építem fel, melynek értelmében minden krízis vagy sokk felbontható exogén és endogén faktorokra. Az endogén komponenseket a kutatásban a devizapiacot felépítő hálózati tulajdonságok testesítik meg (skálafüggetlenség, hatványeloszlás, komplexitás), míg az exogén változókat modellen kívülről érkező, rendszert megmozgató hatásoknak tekinthetjük. Ennek figyelembevételével a tanulmánynak tehát nem célja az egyes válságokhoz (a 2008-2009-es globális pénzügyi válsághoz és az azt követő szuverén adósságválsághoz) vezető út alapos feltárása, megértése vagy értékelése. A válságokra egyszerűen úgy tekintek, mint a kiépült devizapiaci hálózatot megremegtető extrémnek minősített elmozdulások koncentrált halmazára (azaz tartós sokkokra).

3.1. A monetáris politika szerepe és lehetőségei a pénzügyi válságok kezelésében – a makroprudenciális felügyelet és a monetáris politika összekapcsolásának kérdései

A monetáris politika a pénzügypolitika azon alrendszere, mely a pénzkínálat megfontolt kontrollját jelenti a megfelelő gazdasági célok megvalósítása érdekében (Kohn 2007). A Központi Bankok Európai Rendszerének (KBER)⁴² kontextusában mindez azt jelenti, hogy a KBER az Európai Unión belüli közös gazdaságpolitikát kívánja támogatni az Unió célkitűzései megvalósítása érdekében (Az Európai Unió működéséről szóló szerződés 127. cikk). Európai Unió célkitűzéseként fogalmazhatjuk meg a kontinens fenntartható fejlődését, mely a hosszú távú gazdasági növekedés, az árstabilitás, a magas hatékonyságú versenyképesség, illetve a teljes foglalkoztatottság elősegítésével képes megvalósulni. Az árstabilitás tehát az Európai Unió egészének célja, de a monetáris politika képes a

⁴² A KBER tartalmazza az Európai Központi Bankot és az összes EU-s tagország Központi Bankjait.

leghatékonyabban az árstabilitás biztosítását megvalósítani, annak pozitív tovagyrűrűzű hatását a reálgazdaságba átűltetni (ECB 2014).

A hálózati rendszerben jelentkező exogén sokkokra adott monetáris politikai reakciófüggvények tulajdonságait két klasszikus jegybanki alapfunkció oldaláról lehet értékelni. Kosztópulosz (2011) szerint az egyik szempont magának a monetáris politikának az implementálási célűrekrűvé. Ennek értelmében a központi bank reagál a bankközi kamatszint irányadó kamattól való eltérésére a kijelűlt kamatszint visszaállítása érdekében. A szerző másik szempontként a jegybankok pénzügyi stabilitási funkcióját emeli ki, melynek fenntartásáért a jegybankok, mint végsű mentsvárak (*lender of the last resort*) likviditást nyűjtanak a piac kiszáradása miatt kellű likviditáshoz nem jutű bankoknak a bankközi piac átmeneti helyettesítésével.⁴³ A pénzügyi stabilitás (*financial stability*) azt az állapotot jelenti, „melyben a – pénzügyi közvetűtűket, piacokat és piaci infrastruktűrát magába foglalű – pénzügyi rendszer képes ellenállni a sokkoknak és a pénzügyi egyensűlytalanságoknak, mersékelve ezáltal a pénzügyi közvetűtűési folyamat olyan zavarainak valószínűsűgét, melyek elég súlyosak ahhoz, hogy jelentűsen hátráltassák a megtakarítások nyeresűges befektetését” (ECB 2012, 250. o.).

Fel kell azonban tenni a kérdést, hogy a pénzügyi stabilitást miként lehet monetáris politikai célként kezelni, továbbá a pénzügyi stabilitással szorosán összefűggű makroprudenciális felűgyeleti szerepkűrt hogyan lehet a jegybanki működéssel összeegyeztetni (Benati – Goodhart 2011)? Mindez kiemelten fontos annak tűkrében, hogy 2008 után nem csupán a felűgyeleti funkció jegybanki integrációjáról beszélhetűnk intézményi szinten, hanem a jegybanki eszkűztár bűvűléséről is (megjelentek a hosszabb lejáratű hitelprogramok, a devizás likviditást nyűjtű eszközűk {swap, repo}, illetve a kűtvénypiac bizonyos szintű menedzselésének műdozatai {repo, outright}) (Farmer 2013). Munkám szempontjából az eszkűztár expanziója nagy segítsűget nyűjthat abban, hogy a válságos idűszakokat helyesen lehatároljam.

A 2008-2009-es globális pénzügyi válságot megelőzűen ugyanis a nyugat-eurűpai térsűg vezetűi egyértelműen a monetáris politika és a pénzügyi felűgyelet teljes mértékű függetlenítését, különállűságot preferálták annak érdekében, hogy a teljes pénzügyi intézményrendszer feletti makroprudenciális őrkűdés nehoz túlágosan lekűsse a monetáris politikát, s ilyműdon akadályozza a központi bankokat az alapvetű céljaik elérésében (Bánfi et al. 2011). Az egyesítés határozott elűtatűtása mellett a pénzügyi stabilitással, mint monetáris

⁴³ E két klasszikus jegybanki alapfunkció határa az ún. multilaterális műveletek során elhomályosul, amikor a jegybank a két motiváció egyidejű érvényesítését igyekszik megvalósítani (Kosztópulosz 2011).

politikai célkitűzéssel szembeni legalapvetőbb ellenérvként az ún. Tinbergen-elvet emelhetjük ki (Tinbergen 1967). Az egy cél - egy eszköz elv (például inflációs célkövetés esetén az alkalmazandó eszköz az irányadó kamatláb) ugyanis a pénzügyi stabilitás vonatkozásában megkérdőjelezhető, hiszen a stabilitást nem egy eszközzel, hanem egy egész eszköztárral lehetséges csak biztosítani.

A makroprudenciális felügyelet jegybankok alá történő besorolásának következő problémáját a monetáris politikai szemléletmód jelenti. Látnunk kell, hogy az eszközárbuborék kidurranásának prevenciója már a 2008-2009-es válságot megelőzően sem tűnt megoldhatónak (Mishkin 2011). A központi bankokban az uralkodó nézet ugyanis ekkortájt a Greenspan-doktrína volt, mely a buborékok elleni fellépés sajátos módját képezte. A doktrína értelmében a jegybankok semmiféle információs előnnyel nem rendelkeznek a piac többi szereplőjéhez képest, tehát ők sem képesek a buborékot a növekedési ideje alatt felismerni. Ha azonban mégis képes lenne rá, az esetleges kamatvágásokkal nem tudnák azt megállítani (Györfy 2013). Olcsóbb tehát egy eszközárbuborék kipukkanását utólag kezelni, mint erőteljes anticiklikus monetáris politikával a piaci folyamatok ellen feszülni (Kiss – Schusztter 2014b).⁴⁴

A felmerülő problémák ellenére a monetáris politikának a bankszektorra érő kisebb-nagyobb sokkokat a válságokat megelőzően (még a doktrína elvének időszaka alatt) is kezelnie kellett, akár a bankok mérlegének eszközoldaláról, akár forrásoldaláról is volt szó, biztosítva a pénzügyi stabilitás fennmaradását. A forrásoldali problémák menedzselését a Bázeli II-es szabályozás alapján úgy értékelhetjük, hogy egy szolvens bank bármikor képes likviditáshoz jutni a pénzügyi piacokon (Benati – Goodhart 2011). A válság alapján bebizonyosodott, hogy ez a piaci automatizmus nem működik megfelelően.

A Nemzetközi Fizetések Bankja (BIS) ebből adódóan a központi bankok és az egyes nemzetközi pénzügyi intézmények likviditásellátó szerepének relevanciáját hangsúlyozza. Váratlan válságok idején ugyanis a gyors, bürokráciamentes és célzott intézkedések jelentősége felbecsülhetetlen. Mindez ugyanakkor a jegybankok felügyeleti jogkörökkel való felruházását teszi megalapozottá (BIS 2011). Az intézményi kérdésköröket illetően Lawson – Zimková (2009) és Kiss – Schusztter (2014b) is kiemelte, hogy amint az ezredforduló környékén a szektorális felügyelet egyesítése megtörtént, úgy a 2008-as válságból tanulva a likviditás és a szolvencia együttes felügyeletét is meg kell valósítani.

⁴⁴ Mindezek ellenére szeretném felhívni a figyelmet, hogy az Európai Központi Bank árstabilitási célkitűzése értelmében az európai harmonizált fogyasztóiár-indexet (HICP) 2% alatt kívánja tartani, ugyanakkor az index 10-10%-os súllyal energia- és ingatlanpiaci árakat tartalmaz (ECB 2011).

Mindezek ellenére a központi bankok monetáris politikai döntéssorozatait, melyeket mint a külső- és belső piaci környezetben bekövetkező változásokra adott válaszreakcióikként értelmezhetünk, bizonyos mértékig fenntartásokkal kell kezelnünk. A monetáris politikai autonómiának mértéke⁴⁵ ugyanis erőteljesen befolyásolhatja a felállított válaszlépes (reakció) függvényeket (Kiss – Schusztter 2014b). Első lépésként tehát tisztázom magát az autonómia fogalmát. Arnone et al. (2009) kihangsúlyozzák, hogy bár a szakirodalmak túlynomó többsége a függetlenség és az autonómia kifejezést szinonimaként használják, bizonyos (érzékeltetésbeli) különbség mégis fellelhető köztük.⁴⁶ Az autonómia kifejezés ugyanis a működési szabadságra helyezi a hangsúlyt, a függetlenség pedig az intézményi korlátoktól való mentességet reprezentálja.⁴⁷ Látható tehát, hogy az intézményi korlátok felszámolásából adódó függetlenség létrejötte nem jelenti automatikusan a jegybank autonómitását. Obstfeld et al. (2005) továbbá kiemelik, hogy a Mundell-féle lehetetlenségi tételből⁴⁸ adódó monetáris trilemma szerint az árfolyampolitikai intézkedések és a tőkeáramlások szabadságának megteremtése lényegében kizárja a jegybankot az autonómitás lehetőségéből.

Az autonómia fogalmát Bearce (2002) is kiemelt fontossággal kezeli, szerinte ugyanis a monetáris politika autonómiája a jegybank tőkepiaci mozgástereként értelmezhető. A szerző szerint az autonómia nagysága annak jele, hogy a központi bank reakcióit milyen mértékben motiválja az elsődleges cél elérése és fenntartása, és milyen mértékben a kulcsvalutákat kibocsátó más központi bankok monetáris politikája, a finanszírozási likviditás volatilitása (BIS 2011) vagy a fizetési mérleg alakulása (Plümper – Troeger 2008). Egy kis nyitott gazdaság ugyanis hiába próbálja meg deklarálni devizájának szabad lebegtetését, ha az a transzmissziós mechanizmus árfolyamcsatornája által mégis visszahat a középtávú árszínvonal alakulására. Mindez tovább fokozható, ha a gazdaság külföld általi finanszírozottsága nyomán (általános esetben 100% feletti hitel-betét arány következtében) a fogyasztási és beruházási döntések alakításával a kamat- és várakozási csatornákat is képes felerősíteni (Kiss – Schusztter 2014a).

⁴⁵ Kosztopoulosz (2011) kiemeli, hogy bár nem várható el a jegybankoktól, hogy előre lássanak mindent, azt azonban igen, hogy arra nagyfokú hatékonysággal reagáljanak, amit képesek előre jelezni. Napjainkban az inflációs célkövetés a monetáris politikában az uralkodó szemléletmód, ez azonban sokszor nem előre, hanem éppen visszatekintő jegybanki gondolkodásmódot tükröz.

⁴⁶ A jegybankok függetlenségét az Európai Unió a kormányzati és közösségi szintű intézményi függetlenségként értelmezi (Az Európai Unió működéséről szóló szerződés 130. cikk), éppúgy, mint Svájc is. A Japán jegybank esetében azonban már a kormányzattal való szoros kapcsolat, az árfolyampolitika és a gazdaságpolitika kompatibilitásának megteremtése a cél.

⁴⁷ Grilli et al. (1991) kidolgozott egy mérési mechanizmust, ami kifejezetten az autonómia szintjét határozza meg a központi bankok vonatkozásában.

⁴⁸ A tehetetlenségi tétel három eleme, melyből a szerző szerint egyszerre csak kettő állhat fenn egyidejűleg: a rögzített valutaárfolyam (mely megvédi az árfolyamot), a szabad tőkeáramlás és a monetáris autonómia. Érdekesség, hogy Keynes a tőkeáramlásról mondott le, míg Friedman az árfolyamrögzítésről.

Amennyiben az európai jegybankok a Bearce-i szempontrendszer alapján teljesen autonómok lennének, a kutatás nem lenne közgazdaságilag releváns a gazdaságok zártságából kifolyólag. Az Európai Központi Bankok Rendszerét vezető Európai Központi Bank (*European Central Bank – ECB*) az euró kulcsvaluta-jellege miatt komoly autonómiával bír, azonban a holdudvarában szereplő, nem euro-zóna tag jegybankok autonómiája csekély, épp a közös piacba integráltságuk, a bankrendszer hálózatos jellege és bizonyos esetekben a lebegtetett eurobevezetés (például dán ERM II tagság) miatt. Az ECB tehát alkalmas eszköznek tekinthető az elemzés alapjául szolgáló reakciófüggvények (válaszlépés függvények) meghatározására.⁴⁹ A megvalósult monetáris politikai lépéssorozatok vizsgálatával pedig az egyes devizapárok árfolyamaira gyakorolt közvetett befolyásának hatását vizsgálhatjuk az egyes devizák extrém hozamainak időbeli sűrűsödésével, illetve azok koncentrálódásával. Mindehhez alapvető háttérfeltételezésként az a tény társítható, hogy a devizák árazásában a bizonytalansági faktor akkor a legnagyobb mértékű, amikor egy rendszerszintű válság vonatkozásában az európai monetáris politika felett őrködő ECB-nek egyébként is be kell avatkoznia (Kiss – Schusztter 2014b). Ismernünk kell tehát, hogy milyen monetáris politikai célok mentén mozog az ECB, továbbá, hogy a célok hatékony megvalósításához és fenntartásához milyen eszközei állnak rendelkezésre.

Az Európai Központi Bank legfőbb célkitűzését az árstabilitás megőrzése, azaz az infláció ellenőrzés alatt tartása (a harmonizált fogyasztóiár-index 2% alatt tartása), továbbá a pénzügyi rendszer (makroprudenciális) stabilitásának megőrzése és biztosítása jelenti (ECB 2014). Kiss (2011) a két cél vonatkozásában felteszi a kérdést, hogy ha a jegybank autonómiájának adott szintje lehetővé is teszi az inflációs célkövetés megvalósulását (Obstfeld et al. (2005) szerint autonómítás esetén az irányadó kamatlábak változásával az inflációs célkövetés megvalósítható), nem veszélyezteti-e a pénzügyi stabilitás fenntarthatóságának valószínűségét. A szerző szerint jól működő inflációs célkövetés ellenére is beszűkülhetnek a jegybank lehetőségei a pénzügyi stabilitás fenntartása terén, ha például a kamatpolitika mozgástere egy globális likviditás áramlás vagy devizacsere-ügyletek hatására lecsökken. Svensson (2011) szerint ugyanakkor a két cél egymással nem ellentétes, hiszen a jegybank mind az árstabilitás, mint a pénzügyi stabilitás megvalósítása során más eszköztárral él. A monetáris politikai célok megvalósításának rendelkezésre álló eszköztárát a következők jelentik (ECB 2013, ECB 2011):

⁴⁹ Az empirikus kutatás alanyait jelentő országok (és devizáik) nem mindegyike tagja az Európai Uniónak. Ennek ellenére az Európai Unió – a világ egyik pólusaként – monetáris politikáját meghatározó ECB a térségre egyértelműen meghatározó befolyást gyakorol.

- Nyílt piaci műveletek (*open market operation*): A központi bank kezdeményezésére az egyes pénzügyi piacokon megvalósított műveleteket jelenti. Az ügyletek többsége penziós ügylet⁵⁰ formájában valósul meg. A nyíltpiaci műveletek lehetnek:
 - irányadó refinanszírozási műveletek, melyeket heti tender keretében, egyhetes lejáratú hajtanak végre;
 - hosszabb lejáratú refinanszírozási műveletek, melyek az egy hétnél hosszabb lejáratú hitelműveleteket foglalják magában;
 - finomhangoló műveletek, melyek a váratlan likvidtásingadozás kezelésére használhatóak (például: végleges adásvételi műveletek és devizacsere-ügyletek);
 - és strukturális műveletek, melyek a hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok kibocsátását és végleges (*outright*) adásvételi műveletek végrehajtását jelentik.
- Jegybanki rendelkezésre állás (*standing facility*): A központi banki hitelhez jutás egyik lehetőségét jelenti. Megvalósulhat aktív (egynapos hitelfelvétel) oldali és betéti (egynapos betételhelyezés) oldali formában is.
- Kötelező tartalékok kezelése: Az egyes hitelintézeteknek az eurorendszerben vezetett folyószámláikon kötelező tartalékkállománnyal kell rendelkezniük.
- Nem szokványos intézkedések: Ebbe a csoportba tartoznak például az elmúlt évek értékpapírpiazi programjai, az első- és második fedezettkötvény-vásárlási program, továbbá a monetáris célú végleges értékpapír adásvételi ügyletek (*OTM*) is.⁵¹

A megismert jegybanki eszközökkel kapcsolatban azonban a legfontosabb kérdés, hogy alkalmazásuk milyen hatást képes kiváltani a devizapiacokra nézve. A kamatszintek változásának hatása egyértelműnek tűnhet a kamatparitásban bekövetkező változáson keresztül, azonban az ECB-nál (és a többi vezető jegybanknál is) a válságkezelési műveletsorozatában idővel az irányadó kamatlábak nulla közeli (*zero lower bound*) értéket vettek fel, így a hatékony intervenciók megvalósításához további eszköztári lehetőségekre volt szükség. Ennek egyik példája a finomhangoló műveletek csoportjába tartozó devizacsere-ügyletek voltak, melyek szintén közvetlen hatást képesek kifejteni a devizapiaci kereslet és kínálat alakulásában. Az egyes strukturális és nem szokványos értékpapír-piazi műveletek

⁵⁰ A penziós ügylet során a jegybank visszavásárlási megállapodás keretében eszközöket ad el, illetve vásárol, továbbá fedezet megléte ellenében hitelműveletet hajt végre (ECB 2012).

⁵¹ Az értékpapírpiazi program 2010 májusa és 2012 szeptembere között működött. Célja a hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok hibás működésének kezelése és a monetáris politika transzmissziós mechanizmusának helyreállítása volt. 2012 szeptemberétől az OTM vette át a helyét (ECB 2013).

vonatkozásában megállapíthatjuk, hogy közvetlen hatással a devizapiaci folyamatokra vélelmezhetően nincsenek, közvetett hatással ugyanakkor járhatnak a piaci kedélyek (zavarok) lecsillapításának egyszerű hatásmechanizmusai által.

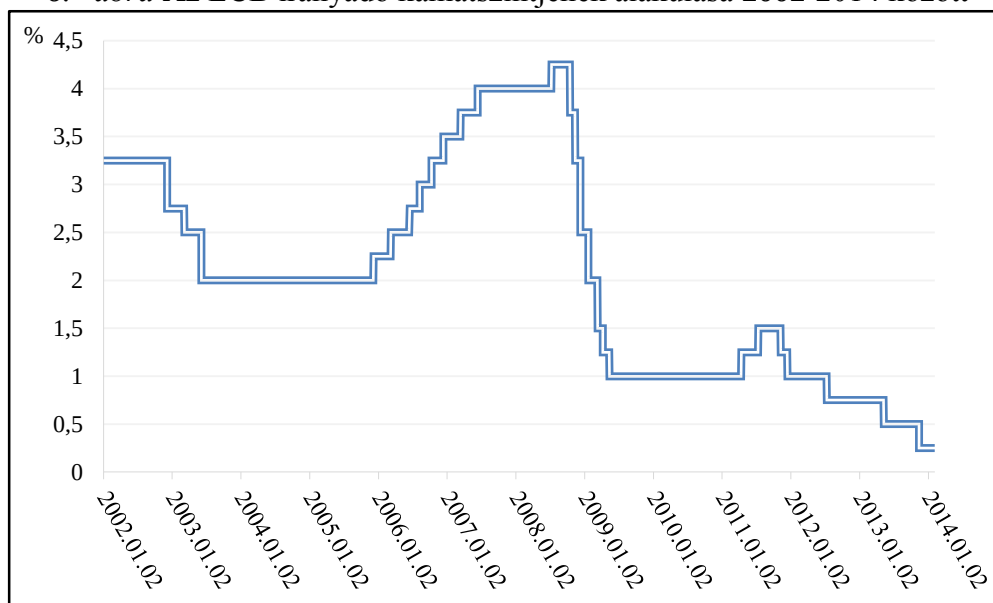
Összességében elmondható, hogy az ECB reakciófüggvényének megalkotása során a teljes eszköztár alkalmazását figyelembe vettem oly módon, hogy az adott döntés következtében bővül-e vagy szűkül a finanszírozási likviditás⁵². Az eszköztár alkalmazása ugyanakkor felveti az egyes lépések közvetlen vagy közvetett devizapiaci hatásainak kérdését, azonban jelen fejezet központi célja csupán az, hogy a jegybanki lépéssorozatok vizsgálatával a válságos időszakokat helyesen meghatározhassam. Az empirikus kutatás 2005. május 1-től 2014. február 4-ig terjedő vizsgálati időszakának egyes időablakait tehát az ECB monetáris politikai döntéseinek nyomán kívánom meghatározni. A vizsgálatot felölelő időszak feldarabolásának helyességét és érvényességét az ECB vizsgált időszaki monetáris politikájának sajátosságai tették lehetővé, ezért a következőkben a főbb jegybanki eszközök időbeli alakulását kívánom áttekinteni.

3.2. Az Európai Központi Bank válságkezelő lépései

Az ECB legfőbb monetáris politikai eszközét az irányadó kamatláb szintjének szabályozása jelenti, ezért vizsgálata kiemelt fontossággal bír. Ahhoz, hogy a kamatlábszint alakulásáról valódi képet kaphassunk, az elemzést a 2002. januári állapotoktól ismertetem. A kutatás vizsgálati időintervallumában az irányadó kamatlábak jelentős ingadozást mutattak az egyes válságok hatására. A 2002. január elejei 3,25%-os irányadó kamatszintet másfél év alatt 2003. június elejére 3 lépésben (50-25-50 bázispontos csökkenéssel) 2%-os szintre csökkentette a Kormánytótanács a 2001-es dot-com válság tovagyrúzó hatásainak csillapítása érdekében. Ezzel párhuzamosan az aktív oldali rendelkezésre állás kamatlába 3%, a betéti oldalié pedig 1% lett, amely 2005. decemberéig nem is változott. 2005. december 6-tól a kamatlábak fokozatos növekedése következett (9 lépésben, egyenként 25 bázispontos növekedéssel), melynek eredményeként 2007. június 13-ára a 4%-os, majd 2008. júliusára a történelmi 4,25%-os értéket érte el az irányadó kamatszint (6. ábra) (ECB 2007, 2008, 2009).

⁵² Finanszírozási likviditás alatt a likviditás olyan formáját érthetjük, mely egy adott vagyontárgy, illetve befektetési eszköz pénzügyi piacokról való finanszírozási lehetőségét jelenti, amely továbbá feltételezi a vagyontárgy fedezetként való elfogadását is (Ács 2012, BIS 2011).

6. ábra Az ECB irányadó kamatszintjének alakulása 2002-2014 között



Forrás: ECB adatok alapján saját szerkesztés

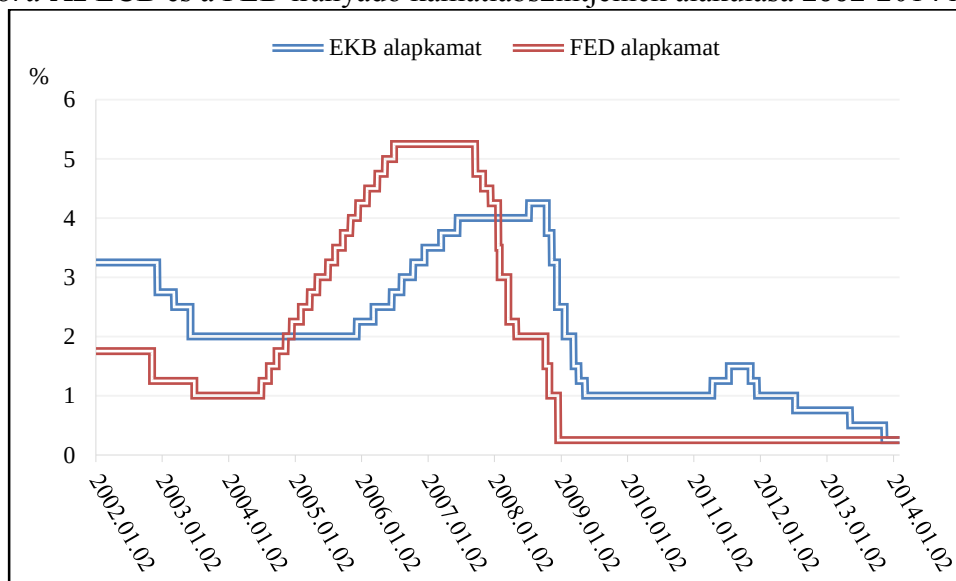
A Lehman Brothers Holdings Inc. 2008. szeptember 15-i csődjének (a globális pénzügyi válság kirobbanásának) hatására rohamos kamatcsökkentési periódus veszi kezdetét, hiszen 7 lépésben (50-50-75-50-50-25-25 bázispontos óriási csökkenéssel) 2009. május 13-án történelmi mélységű, 1%-os szintre csökkent az irányadó kamatláb. Ennek megfelelően a kamatfolyosó mértéke is 1%-ra zsugorodott (ECB 2009, 2010). Ezt követően a kamatszint közel két évig változatlan, 1%-os szinten maradt (6. ábra). A stagnálás időszakában monetáris élénkítő hatásként jelentették be, hogy az Európai Beruházási Bank is az ECB monetáris partnere lehet.

Mindezzel párhuzamosan érdemes megjegyezni, hogy mialatt az Amerikai Egyesült Államokban a FED már 2007. szeptemberétől a válság kezdeti szeleit megérezve óriási ütemben kezdte el csökkenteni az irányadó kamatszintjét és kezdte meg a nagyfokú likviditásteremtést a pénzügyi piacokon, addig az ECB még 2008. augusztusában is a kamatlábak emeléséről döntött, akkor, amikor a FED már április végétől 2%-on tartotta az irányadó kamatlábat (7. ábra). Az ECB tehát egyértelműen késve kezdte meg a válságkezelést, hiszen 2008. szeptemberében Jean-Claude Trichet, az ECB elnöke több vezető politikussal egyetértésben úgy vélte, hogy az USA-ban kitört válság Európára nézve legfeljebb áttételes hatással bírhat (Kosztópulosz 2011).

2011. áprilisában az irányadó kamatlábak újra emelkedni kezdtek, hiszen az ECB 2 lépésben 25-25 bázisponttal 1,5 %-ra emelte az irányadó refinanszírozási kamatlábat a pénzügyi piacon elhatalmasodó államkötvények és hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok

okozta feszültség miatt (Kiss – Schusztner 2014b)⁵³, de a második fedezettkötvény-vásárlási program elindítására visszaállt az 1%-os irányadó kamatláb. 2012. júliusában 25 bázispontos csökkenéssel 0,75% lett a kamatlábszint. Ekkor kezdődtek el az értékpapírpiazi programokat felváltó OTM-ek, amelyekkel az euróövezeti kötvénypiacok árazásában fellépő súlyos problémákat próbálta a központi bank enyhíteni. Az irányadó kamatláb tovább csökkent, a vizsgált időszak végére már 0,25%-on állt.

7. ábra Az ECB és a FED irányadó kamatlábszintjeinek alakulása 2002-2014 között



Forrás: ECB és FED adatok alapján saját szerkesztés

A devizacsere-ügyletek (swap) vonatkozásában is kiemelkedő jelentőséggel bírt a 2007. december 12-től 2010. februárjáig tartó időintervallum, mely alatt a FED, a kanadai, a svájci, a brit, a japán jegybankok⁵⁴ az ECB-vel számos csereügylet megkötésével különféle lejáratokon (kezdetben) dolláralapú likviditást biztosítottak egymás számára (8. ábra) (ECB 2008a, 2008b, BoJ 2010).

2008. október 15-én az ECB a svájci jegybankkal megkötötte az euró-svájci frank swapügyletet (ECB 2008c), továbbá az október és november közötti időszakban a lengyel, a dán és a magyar jegybankok számára kínált programok is elfogadásra kerültek (Kiss–Kosztópulosz 2012). 2010. december 17-én pedig az ECB az angol jegybankkal kötötte meg font-euró swapügyletét, amelyet azóta is folyamatosan megújítanak (ECB 2010).

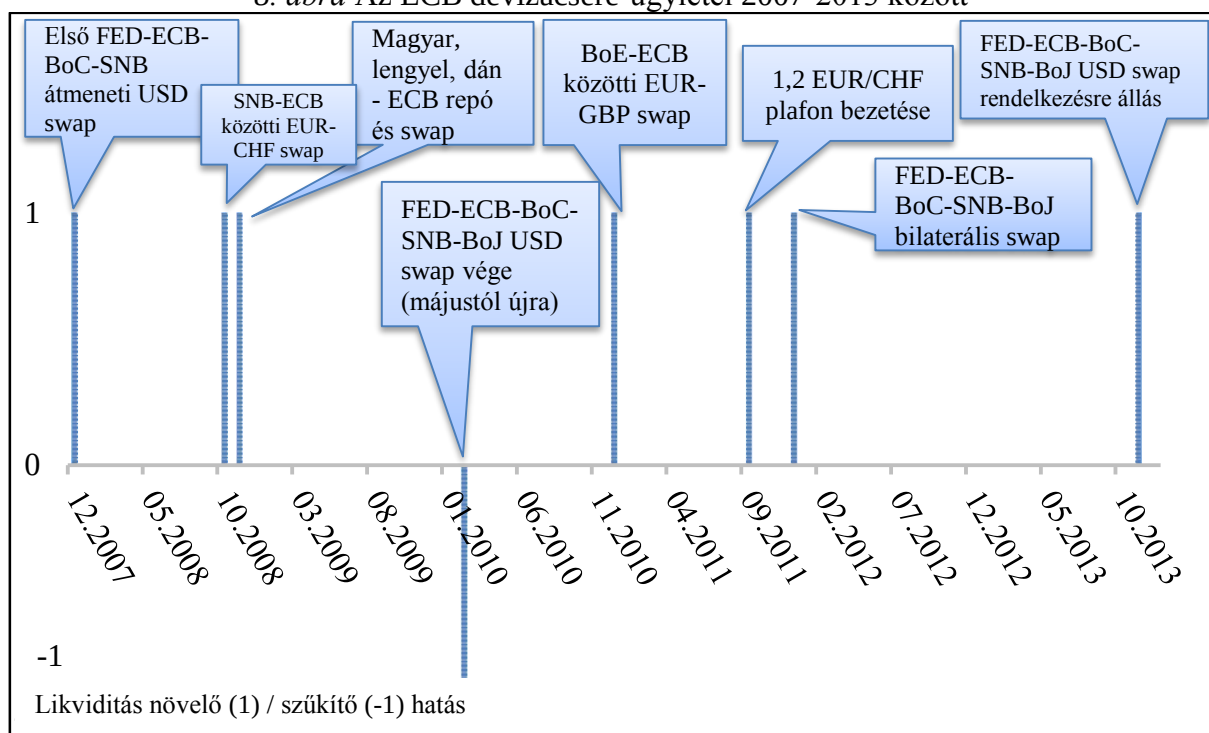
⁵³ Erre az időszakra tehetőek azok a bejelentések is, melynek értelmében a Kormányzótanács felfüggesztette egyrészről az ír kormány adósságinstrumentumaira vonatkozó ún. értékelési küszöböt, másrészről megváltoztatta a portugál kormány adósságinstrumentumainak elfogadhatósági feltételeit is. A görög adósságinstrumentumok vonatkozásában pedig megvonta a fedezeti felhasználhatóság lehetőségét (ECB 2012, 2013).

⁵⁴ A japán jegybank csak 2008. szeptemberében csatlakozott a swap megállapodásokhoz.

A devizacsere-ügyletek közel 90 napos átmeneti felfüggesztését követően az ECB és a FED 2010. májusától 2013. október végéig folyamatosan kötött és újított meg devizacsere-ügyleteket, melyet végül október 31-én rendelkezésre állássá alakítottak a hat vezető jegybank között. 2011. november 30-án megkötötték a bilaterális swap-megállapodást, melynek értelmében már nemcsak dollárban, hanem másik öt devizában is végrehajthattak devizacsere-ügyletet (8. ábra) (ECB 2011, 2013).

Kiss – Schusztter (2014a) kiemeli, hogy célzott árfolyampolitikai lépést kizárólag a svájci jegybank tett, hiszen 2011. szeptember 6-án az 1,2 euró/svájci frank minimumárfolyam bevezetésével a frank további felértékelődését megállította (ECB 2012).⁵⁵

8. ábra Az ECB devizacsere-ügyletei 2007-2013 között



Megjegyzés: BoC: kanadai jegybank; SNB: svájci jegybank; BoJ: japán jegybank; BoE: angol jegybank. Az 1-es érték a devizacsere-ügyletek megkötésének likviditásnövelő hatását, a -1-es érték a likviditás szűkítő hatást jelöli.

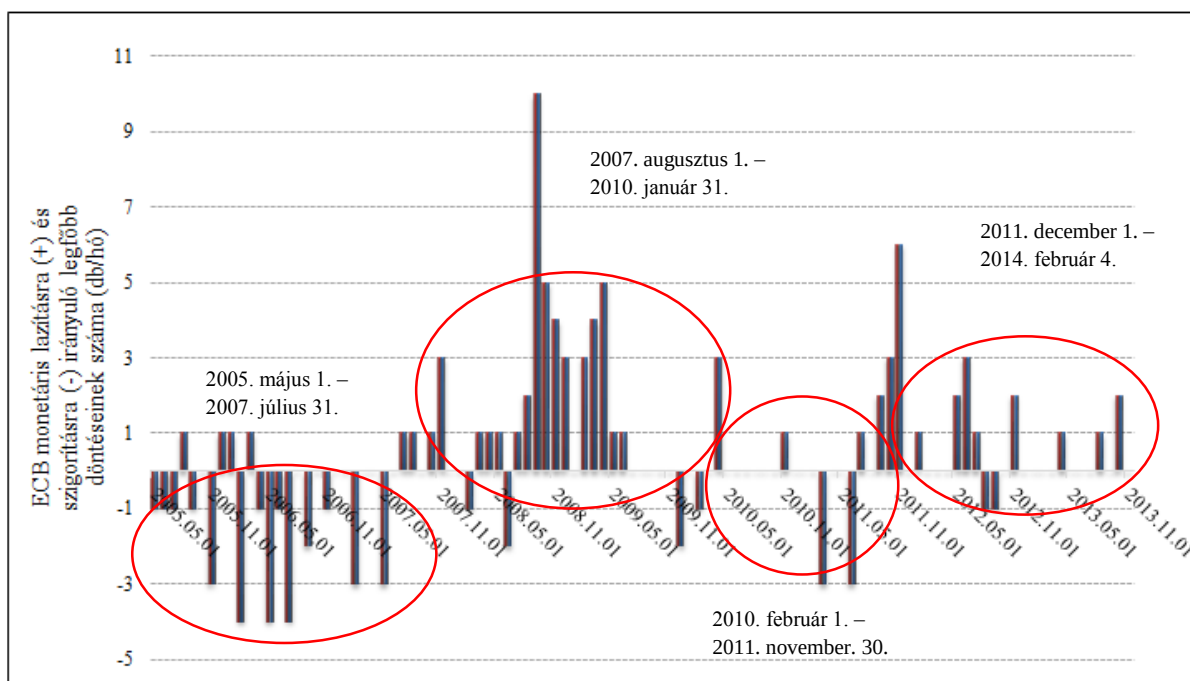
Forrás: Kiss – Schusztter (2014b, 208.o.)

A 9. ábra összesítve, kummulált formában jeleníti meg a Kormányzótanács eddigiekben ismeretett monetáris célú likviditás szűkítésére és bővítésére vonatkozó döntéseit a rendelkezésre álló eszköztár alapján. Az intézkedések devizapiacot érintő intenzitása alapján négy intervallumot tudunk meghatározni. Az első intervallum a dot-com válság lecsengése után következő subprime válság előtti 2005. május 1. és 2007. július 31. közötti időszak, melyben a

⁵⁵ A vizsgált jegybankok a vizsgálati időintervallumban mind szabadon lebegő árfolyampolitikát alkalmaztak.

monetáris szigorítást megvalósító intézkedések dominanciája érvényesül (lásd a 9. ábra első piros körét). Bár a kibontakozó subprime-válság eszközárbuborékja hol az infláció, hol a defláció problematikáját idézte elő, a 2007. augusztus 1. és 2010. január 31. közötti időszakban egyértelműen lazított az ECB monetáris politikai döntéshozó testülete (Kiss – Schusztter 2014a). A vizsgálat második időablakát (2. piros kör) ez az időszak jelenti. A bankválságot követő szuverén adósságválságra az ECB csak meglehetősen megkésve, 2011. novemberétől reagált érdemben (a bilaterális swap-megállapodás megkötése jelzi a határozottabb fellépés kezdetét), így ez a köztes időszak képezi a harmadik időintervallumot (3. piros kör), míg a 2011. november 30-a utáni időszakra, mint az euróválságra adott reakcióra a negyedik intervallumként tekintek (4. piros kör).

9. ábra A Kormányzótanács monetáris szigorítással és lazítással kapcsolatos legfőbb döntéseinek havi alakulása



Megjegyzés: Amennyiben egy hónapban egyaránt sor került lazító és szigorító lépésekre, akkor az egyes lépések egymással szemben beszámításra kerültek.

Forrás: Kiss–Schusztter (2014a, 85. o.)

Az ECB monetáris politikájának elemzésével tehát sikerült az összehasonlítást biztosító időintervallumokat meghatározni, melyek segítségével az európai régiós devizapiacokat érő sokkok hatására bekövetkező kollektív viselkedési mintázatokat elemezhetjük. A kutatás megvalósításához már csak az időszakok összehasonlítását biztosító eszköztár ismertetésére van szükség, melyre a következő alfejezetben kerül sor.

3.3. Az időszakok összehasonlítását biztosító eszköztár

A kutatás központi részét képező kollektív viselkedési formák azonosítása a korábbi fejezetek alapján a vizsgálandó devizák között fennálló korreláció szignifikáns meg vagy meg nem változása jelenti az egyes időszakok között. Első lépésként tehát egy-egy időszakon belül kell a korreláció mértékét a devizapárookra meghatározni.

Az ismérvek között fellépő kapcsolati mintázatok közül sztochasztikus⁵⁶ kapcsolatokat feltételezve lehetőség nyílik annak vizsgálatára, hogy az egyes devizák között van-e szignifikáns kapcsolat, és ha van, milyen erős. A vizsgálatba bevont változók (ismérvek) mind metrikusak⁵⁷, így a sztochasztikus kapcsolatok erre alkalmas típusát, a páronkénti korrelációs számítást alkalmaztam⁵⁸, hiszen „a korrelációs számítás a változók közötti lineáris kapcsolat szorosságának és irányának leírására szolgál” (Sajtos – Mitev 2007, 204.o.). Lineáris korrelációs számításnál első lépésként meg kell határozni a kapcsolatmérő mutatót, azaz a lineáris korrelációs együtthatót, melynek képlete:

$$r_{xy} = \frac{C_{xy}}{\sigma_x \sigma_y}, \quad (31)$$

ahol C_{xy} a két változó kovarianciája, σ_x és σ_y pedig a két változó szórása. A kovariancia a mennyiségi ismérvek közötti kapcsolat irányát adja meg, képlete:

$$C_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{n} - \bar{x} \bar{y}. \quad (32)$$

A kapcsolatmérő mutató meghatározása után a hipotézisvizsgálat⁵⁹ menetét követve a megfelelő próbafüggvény segítségével a lineáris korreláció mértékét és irányát kell meghatározni, ahol a próbafüggvény a következő alakban írható fel:

⁵⁶ Sztochasztikus kapcsolatok esetén az egyik ismerv hatással bír a másikra, de nem determinálja azt. A sztochasztikus kapcsolatokon túl beszélhetünk még determinisztikus, azaz függvényszerű kapcsolatokról, melynek esetén az egyik változó egyértelműen meghatározza a másikat, illetve független kapcsolatokról is, ahol az ismérveknek nincs hatása egymásra.

⁵⁷ Metrikus változónak (skálaváltozónak) nevezzük azokat a ismérveket, melyekből lehet átlagot számolni. Az ismérvek másik nagy típusát az (ordinális vagy nominális) kategoriális változók jelentik, melyeknek sajátossága, hogy kategóriák, csoportok képezhetőek az ismérven belül.

⁵⁸ A sztochasztikus kapcsolatok legfőbb típusai a két kategoriális változó között fellépő asszociáció, a két metrikus változó közötti korreláció, a két vagy több metrikus változó közötti rangkorreláció és a vegyes kapcsolati jellemzők.

⁵⁹ A gyakorlatban sokszor előfordul, hogy egy feltételezésről el szeretnénk dönteni, hogy az a valóságok megfelelő-e. A felállított tézisek helyességének véletlen mintákra alapozott vizsgálatát nevezzük hipotézisvizsgálatnak. A hipotézisvizsgálat megvalósításának lépései:

1. A nullhipotézis és az alternatív hipotézis megfogalmazása.
2. Rendelkezésre álló információ figyelembevételével a próbafüggvény kiválasztása.
3. 0-hoz közeli szignifikanciaszint (elkövetési valószínűség, tartományba nem esés valószínűsége) (α) kiválasztása, az értékkészlet elfogadási és kritikus tartományra bontása és a próbafüggvény mintán felvett

$$t = \frac{r_{xy}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{xy}^2}}. \quad (33)$$

A vizsgálat nullhipotézise (H_0) szerint nincs szignifikáns kapcsolat a változók között, azaz $\rho_{xy} = 0$. A vizsgálat alternatív hipotézise (H_1) szerint viszont van szignifikáns kapcsolat a két változó között, és az +/- irányú.

A változók egyes időszakokon belüli korrelációs mértékének meghatározása után már meg tudjuk vizsgálni, hogy az egyes időszakok között a korrelációk értékei szignifikánsan változtak-e. A vizsgálatot két statisztikai módszerrel is elvégeztem: egyrészt hagyományos független kétmintás t-próbával, másrészt Ansari-Bradley teszttel. A korrelációk értékein a tesztelés előtt már végrehajtottam a Fischer- féle transzformációt, mely egy olyan függvényt konstruál, amely megközelítőleg normális eloszlású (Lukács 1999). A transzformáció a következőképpen végezhető el:

$$z_i = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho_i}{1-\rho_i}. \quad (34)$$

A független kétmintás t-próba abban az esetben használható, ha a két minta független egymástól (azaz két csoportot hasonlítok össze), a részsokaságok szórásai nem ismertek, de az alapsokaság varianciájának egyezősége feltételezhető. A próbafüggvény képlete:

$$T = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_c \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}, \text{ ahol } s_c \text{ négyzetének értéke:} \quad (35)$$

$$s_c^2 = \frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}. \quad (36)$$

A vizsgálat nullhipotézise (H_0) alapján a két minta várható értékei egyenlők (azaz a két várható érték különbsége nulla), míg az alternatív hipotézis (H_1) szerint a két várható érték nem egyenlő egymással (Fazekas 2000).

Az Ansari-Bradley teszt segítségével két különböző hosszúságú független mintát lehet összehasonlítani. A statisztikai teszt előnye, hogy nem követeli meg a két minta normális eloszlását. A valószínűségi eloszlások fontos mérőszáma a szórás, vagy variancia, de a teszt használható olyan eloszlások esetén is, melynek varianciái nem végesek (Hollander – Wolfe 1973). A nullhipotézis (H_0) alapján a két minta hasonló, azaz azonos a valószínűségi eloszlásuk,

értékének kiszámítása. α jelenti az elsőfajú hiba elkövetésének valószínűségét, azaz a nullhipotézis bár megfelel a valóságnak, azt mégis elvetem.

4. Döntés a nullhipotézis helyességének elfogadásáról, illetve elvetéséről. (A kutatás során minden hipotézisvizsgálatot 5%-os szignifikanciaszint mellett végeztem el.)

míg az alternatív hipotézis (H_1) szerint az összehasonlítandó két csoport csupán hasonló mediánnal és formával, ugyanakkor különböző varianciájú eloszlással rendelkeznek, tehát szignifikánsan különböznek egymástól. Az eljárással tehát eloszlási kikötéstől függetlenül képesek lehetünk a minták összehasonlítására (Castagliola 1996), így a devizapiacokon jellemző hatványeloszlás léte sem okoz statisztikailag problémát.

Az Ansari–Bradley teszt működése a következőképpen jellemezhető. Legyen a két megfigyelési egység X és Y , melynek elemszáma rendre m és n , μ pedig a közös medián érték. Ebből:

$$U_k \begin{cases} X_i = \sigma_x e_i + \mu, & i \in (1, 2, \dots, m) \\ Y_j = \sigma_y e_{m+j} + \mu, & i \in (1, 2, \dots, n) \end{cases} \quad (37)$$

ahol, $e_1 e_2 \dots e_{m+n}$ független folytonos változókat jelöl, zéró mediánú eloszlással. R_k jelenti rendre U_k rangértékeit, azaz:

$$A_{m,n} = \sum_{k=1}^m R_k. \quad (38)$$

Ha a megfigyelési egységek összege $(m+n)$ páros, a rangértékek $R_k = 1, 2, \dots, \frac{m+n}{2}, \frac{m+n}{2}, \dots, 2, 1$; míg ha páratlan: $R_k = 1, 2, \dots, \frac{m+n-1}{2}, \frac{m+n+1}{2}, \frac{m+n-1}{2}, \dots, 2, 1$ alakban írható fel.

A várható Ansari – Bradley (A-B) érték a nullhipotézis (H_0) feltételrendszerének megfelelően:

$$E_{o\{A_{m,n}\}} \begin{cases} \frac{m(m+n+2)}{4}, & \text{ha páros} \\ \frac{m(m+n+1)^2}{4(m+n)}, & \text{ha páratlan.} \end{cases} \quad (39)$$

A variancia értékei pedig:

$$V_{o\{A_{m,n}\}} \begin{cases} \frac{mn(m+n+2)(m+n-2)}{48(m+n-1)}, & \text{ha páros} \\ \frac{mn(m+n+1)(3+(m+n)^2)}{48(m+n-1)}, & \text{ha páratlan.} \end{cases} \quad (40)$$

Az A-B próbafüggvény a fentiek ismeretében a következőképpen alakul:

$$A_{m,n}^* = \frac{A_{m,n} - E_o(A_{m,n})}{(V_o(A_{m,n}))^2}. \quad (41)$$

Az egyes devizapárok korrelációinak időszakok közötti szignifikáns változása azonban csak a két deviza viselkedéséről árulkodik. Kiemelten fontos azonban megvizsgálni, hogy az

egyres devizapárok különböző időszakokban mért korrelációjának szignifikáns megváltozásai a régió összes devizapárjához képest milyen arányt képviselnek. Azaz nem csupán azt vizsgáljuk, hogy a devizák fertőzödték-e két időszak vonatkozásában, hanem azt is, hogy ez a fertőzés régió (azaz rendszer) szinten is megvalósult-e.

A rendszerszintű kollektív viselkedési mintázatok azonosításának első lépéseként el kell különíteni a korrelációk szignifikáns változásait (akár pozitív, akár negatív irányú) a nem szignifikáns változásoktól. Miután sikerült szétválasztani a szignifikáns és nem szignifikáns korrelációs változásokat, a szignifikáns változáson belül külön kell választanunk a pozitív irányú fertőzési, illetve a negatív irányú divergencia jellegű hatásokat, hogy régió szinten elemezve melyik kollektív viselkedési forma dominál (Kiss 2012):

$$\frac{\sum \rho_{cm_1cm_2}, \rho_{cm_1cm_3}, \dots, \rho_{cm_{n-1}cm_n}}{N} \left\{ \begin{array}{l} \geq 50\%: \text{fertőzés vagy divergencia} \\ < 50\%: \text{interdependencia.} \end{array} \right. \quad (42)$$

Az összehasonlítást biztosító statisztikai eszköztár és az összehasonlítandó időszakok monetáris politikai lépéssorozatok általi meghatározásával az empirikus kutatást előkészítő harmadik szálnak is a végére értünk. Az extrémításokkal és a kollektív viselkedési mintázatokkal kapcsolatban megismert elméleti háttér segítségével rátérhetek a kutatási cél megvalósítását szolgáló, újszerű alternatív modell működési mechanizmusának ismertetésére, valamint az európai régiós devizapiacokon történő gyakorlati alkalmazására is a devizaárfolyam-kitettségek fedezési stratégiáinak további finomhangolása érdekében.

4. AZ EURÓPAI DEVIZAPIAC HÁLÓZATI DIAGNOSZTIKÁJA

A korábbi fejezetek elméleti és módszertani megállapításaival és meglátásaival sikerült feltárni az extrémítások elemzésének újszerű, alternatív hálózati modelljének hátterét, melynek keretei között a kollektív viselkedési mintázatok azonosítására lehetőség nyílik. A nemzetközi szintén tapasztalható óriási érdeklődésből adódóan ugyanis számos empirikus és leíró jellegű tanulmány született a kérdéskörrel kapcsolatban. A magyar szakirodalom tekintetében azonban relatíve kevés kutatás született a témát illetően. A teljes európai devizapiac átfogó fertőzési elemzésével ugyanakkor szakirodalmi áttekintésem során sem a magyar, sem a nemzetközi kutatások között nem találkoztam, ezért jelen tanulmány ezt a még megválaszolatlan kérdést igyekszik feltárni és megválaszolni a korábban ismertett három szál összefonódásából adódó együttes empirikus kutatásával.

A kutatás során tehát a vizsgálatot megalapozó elméleti háttér és a felhasznált több tízezer adat segítségével arra teszek kísérletet, hogy az európai országok devizáinak kollektív viselkedési mintázatainak elemzésével egy rendszerszintű fertőzési térképet állítsak fel, mely lehetőséget teremthet a jelenség európai szintű megértéséhez a monetáris politikai lépések tükrében. A devizapiaci topológiát ugyanis megismerve, a hálózatot érő külső és belső sokkok hatásainak kiábrázolására nyílik lehetőség az egyes devizák viselkedéséből adódóan. Mindez a pénz- és tőkepiaci szereplők (valamint a monetáris politika) számára a hatékony kockázatkezelés (fedezés) érdekében elengedhetetlen, hiszen ismerniük kell, hogy egy adott devizapár árfolyamának extrém kilengése milyen mértékben képes más árfolyamokat is megremegtetni. Amennyiben ugyanis igazolhatóvá válik a pénzügyi fertőzés a devizapiaci hozamok korrelációjának időbeli megváltozásával a rendszert érő külső- vagy belső sokk következtében, a diverzifikáció épp akkor lesz hatástalan, amikor a legfontosabb lenne.

A fejezet első részében az empirikus kutatásba bevont devizákat és országokat ismertetem. A második részben az idősoros adatok elemzése során felmerülő legfontosabb problémákat, azok kezelési lehetőségeit és a modell valós működési mechanizmusát részletezem. A fejezet utolsó részében pedig az alkalmazott módszertan alapján megvalósuló vizsgálat eredményeit, azok értékelését, illetve a vélelmezhető következtetéseket részletezem. A kutatáshoz a MALTLAB 2014a programot használtam, különösen az Oxford MFE és UCSD GARCH-toolboxokra támaszkodva.

4.1. A vizsgálatba bevont devizák és országok köre

A vizsgálatba bevont országokat és azok devizáit Farkas (2011)⁶⁰ tanulmányának megfelelően az összehasonlító politikai gazdaságtani iskola megközelítését felhasználva csoportokra bontottam annak érdekében, hogy az európai térségre jellemző régiós szintű változásokat elemezhessem (10. ábra). A vizsgálat alapjául szolgáló országok és devizák körét a 2. táblázat tartalmazza.⁶¹

2. táblázat A vizsgálatba bevont országok és devizák köre

Csoportok	Vizsgálendő devizák és országok
A vezető országok és devizáik	Liechtenstein, Svájc (CHF), eurózóna országai (EUR) ⁶²
Az északi-klaszter országai és devizái	Egyesült Királyság (GBP), Dánia (DKK), Izland (ISK), Norvégia (NOK)
A balti-térség országai és devizái ⁶³	Lettország (LVL), Litvánia (LTL), Svédország (SEK)
A kelet-közép-európai-térség (CEE) országai és devizái	Horvátország (HRK), Csehország (CZK), Magyarország (HUF), Lengyelország (PLN), Románia (RON)
A periféria országai és devizái	Albánia (ALL), Oroszország (RUB), Szerbia (RSD), Törökország (TRY), Ukrajna (UAH)

Forrás: Saját szerkesztés

A vizsgálat időintervalluma a 2005. május 1. és a 2014. február 4-e közötti időszak, mely összesen 3201 kereskedési napot foglal magában. A vizsgált időszak négy időablakra történő bontása a korábbiakban tárgyalt monetáris politikai lépések nyomán került meghatározásra.

⁶⁰ Farkas (2011) tanulmányában többdimenziós elemzést (többdimenziós skálázást) végzett az EU tagállamok vonatkozásában, melynek következtetése alapján az országok csoportosíthatókká váltak. A főbb dimenziós szempontok: a piaci liberalizáció, a nemzetközi integráció, a tudásalapú-gazdaság fejlettsége, a K+F rendszer fejlettsége, a bankrendszer fejlettsége, a pénzpiacok fejlettsége, a munkapiac rugalmassága, a szociális partnerség, a szociális védelem és az iskolázottság szintje. Ezt a csoportosítást terjesztettem ki a vizsgálendő országok körére.

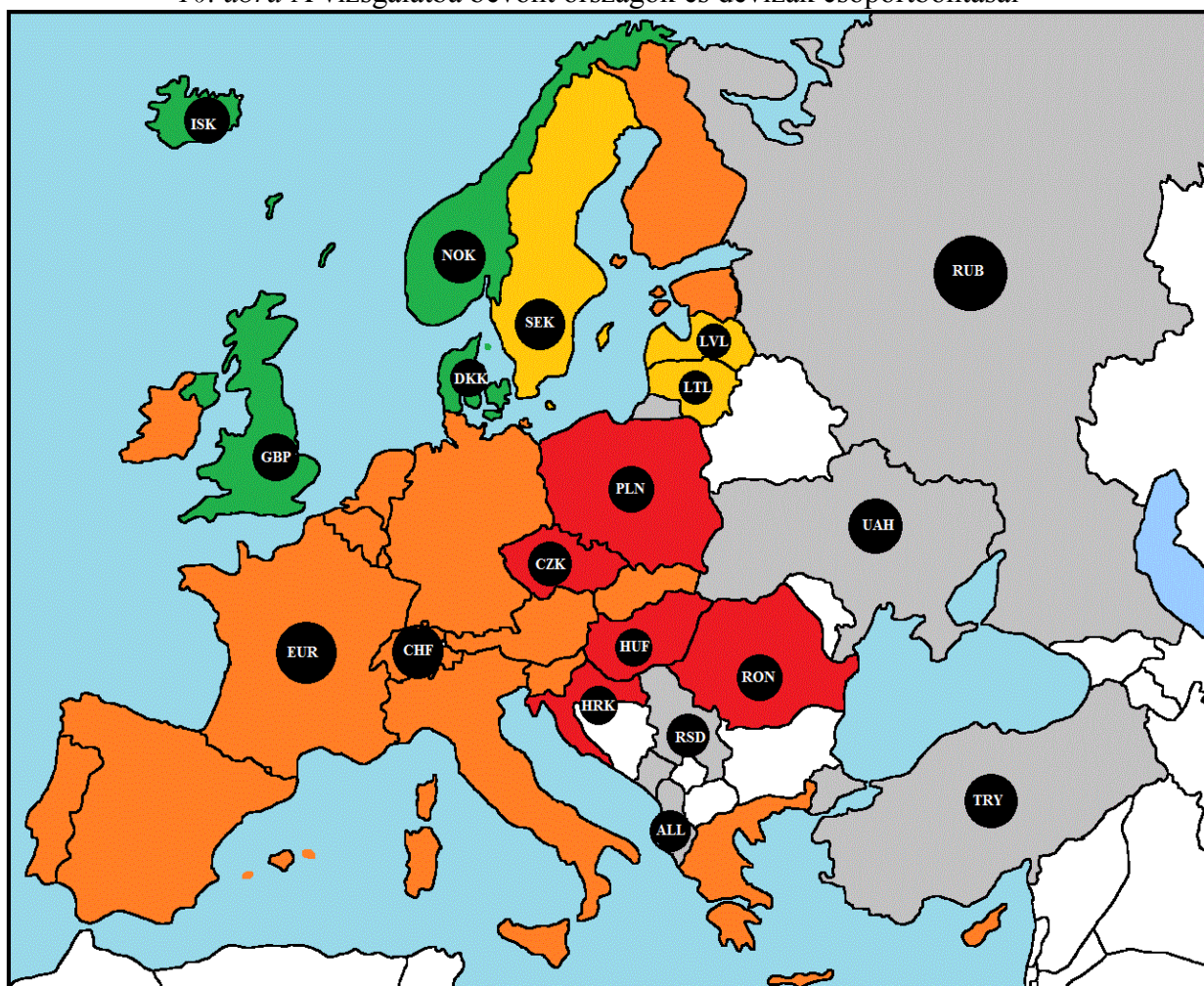
⁶¹ Európa országainak köréből kimaradt Bosznia-Hercegovina, Bulgária, Fehéroroszország, Macedónia és Moldova, ugyanis hivatalos pénznemükre vonatkozóan 2002-ig visszamenően folyamatos, napi USD-ben jegyzett árfolyamaik nem álltak rendelkezésünkre.

⁶² Az euró hivatalos fizetőeszköz egyrészről az euróövezet (eurózóna) országaiban, melyek a következők: Ausztria, Belgium, Ciprus, Észtország, Finnország, Franciaország, Görögország, Hollandia, Írország, Luxemburg, Málta, Németország, Portugália, Olaszország, Spanyolország, Szlovákia és Szlovénia, másrészt Andorrában, Monacóban, San Marinóban és a Vatikánban is. Az eurót 2005 után bevezető országok (például Szlovákia, Szlovénia, stb.) korábbi devizái módszertani okok miatt nem jelennek meg külön a mintában – tekintve, hogy munkám a devizák és nem az országok vizsgálatára irányul.

⁶³ A csoportbesorolást az érintett országok bankrendszerének tulajdonosi szerekezeten keresztüli kapcsolata indokolja (Árvai et al. 2009).

Az egyes devizák USD-ben denominált⁶⁴ árfolyamait minden kereskedési napra vonatkozóan az OANDA⁶⁵ adatbázis segítségével értem el, ezzel az egyes devizák idősoros adatainak adatszinkronizációja (azonos kereskedési napokra megállapított árfolyamok megállapítása) is biztosított. Az árfolyamok logaritmizált differenciálásával meghatároztam az egyes devizák napi hozamait, melyek a további számítások alapját képezik.

10. ábra A vizsgálatba bevont országok és devizák csoportbontásai



Megjegyzés: A narancssárga a vezető országokat; a zöld az északi országokat; a piros a kelet-közép európai térség országait; a citromsárga a balti térség országait; a szürke a periféria országait jelenti. A fehérben maradt országok módszertani okok miatt nem képezik tárgyát az elemzésnek.

Forrás: Saját szerkesztés

⁶⁴ AZ USD-ben történő denominálást helyességét támasztja alá Babetskaia-Kukharchuk et al. (2008), Stavárek (2009) munkái.

⁶⁵ <http://www.oanda.com/currency/historical-rates/>

4.2. Leíró statisztikai tesztek: normális eloszlás, ferdeség és csúcsosság

Az első fejezetben ismertetett hatékony piacok elmélete az idősoros adatok vonatkozásában is számos megkötéssel él. Az elmélet szerint az általam elemezni kívánt hozamoknak a normális eloszláson túl, stacionernek, homoszkedasztikusnak és autokorrelálnak kell lenniük (Kiss 2012). Amennyiben ezek a feltételek nem állnak fenn, a piaci hatékonyság modellje sérül. A vizsgálat kezdeti lépéseként elvégeztem az idősorok hatékonysági tesztjeit, melyek legfőbb jellemzőit és eredményeit a következőkben ismertetem.

A pénzügyi idősorok normalitásának tesztelésére jellemzően a Jarque-Bera tesztet alkalmazzuk (Thorsten-Herbert 2007), de a Kolmogorov-Smirnov teszt is megfelelő eljárási módszert jelent. A teszt nullhipotézise (H_0) alapján a minta normális eloszlású, míg az alternatív hipotézis (H_1) a normális eloszlás elvetését jelenti. A statisztikai próbafüggvény képlete:

$$JB = \frac{T}{6} * [T^{-1} * \sum_{t=1}^T (r_t^S)^3]^2 + \frac{T}{24} * [T^{-1} * \sum_{t=1}^T (r_t^S)^4 - 3]^2. \quad (43)$$

Egy véletlen változó normális eloszlásával kapcsolatban továbbá elvárjuk, hogy a harmadik momentum $E[(x - \mu)^3] = 0$, a negyedik momentum pedig $E[(x - \mu)^4] = 3$ legyen. Ha a csúcsosság értéke háromnál nagyobb, az már a szélek megvastagodását, vastagfarkúságát jelzi. Az 56. oldalon található összesítő 3. táblázat alapján elmondható, hogy a normalitás teszt egyik deviza esetén sem mutat normális eloszlást. A kurtózis háromnál (egyértelműen) nagyobb értékei a hozamok vastagfarkúságát (hatványeloszlását) jelzik, melyben már az extrémítások feltérképezésére is lehetőség nyílik.⁶⁶ A ferdeség jellemzően negatív, azaz nagy valószínűséggel kismértékű elmozdulásokra hajlamosak a vizsgált hozamok.

4.3. Autokorreláció vizsgálat Ljung-Box tesztel

A hatékony piacok elméletének második feltétele az idősoros adatok vonatkozásában az autokorrelálatlanság. A korrelációban fellelhető torzítások feltárása és kezelése a kutatás szempontjából alapvető fontosságú, hiszen a kollektív cselekvések kimutatásának alapeszközét jelentik. Amennyiben két idősor együttmozgásának mértékét és irányát szeretnénk meghatározni, a lineáris korrelációs együttható értéke a következőképpen határozhatjuk meg:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (44)$$

⁶⁶ Ne feledjük, hogy a korábbiakban már szó volt róla, hogy a normális eloszlás esetén az extrémítások valóságban előforduló magas száma nem értelmezhető.

Az autokorreláció jelensége egy adott idősoron belül akkor mutatkozik, ha az adott változó és saját (nem túl távoli) késleltetettjei korrelálnak egymással (Ramanathan 2003). Egy k lépéses autokorrelációt tehát úgy értelmezhetünk, mint az adott vizsgált idősor és annak k lépéssel eltoló változata közötti korrelációt. Az autokorreláció korrelációs együtthatójának értéke:

$$r_\tau = \frac{\sum_{t=1}^{T-\tau} (x_t - \bar{x})(x_{t+\tau} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \quad (45)$$

Az autokorreláció hipotézisvizsgálatához pénzügyi idősorok vonatkozásában a Matlab 2014a program által is használt Ljung-Box tesztet lehet alkalmazni.⁶⁷ A vizsgálat nullhipotézise (H_0) szerint adott késleltetés mellett nem tapasztalható autokorreláció, míg az alternatív hipotézis (H_1) szerint igen. A Ljung-Box teszt próbafüggvénye:

$$Q_{(m)} = T * (T + 2) \sum_{j=1}^h \frac{1}{T-j} \rho_{r,j}^2 \approx \chi^2(h). \quad (46)$$

Ha a szignifikanciaszint értéke nagyobb, mint 0,05 az autokorrelálatlanságra, míg kisebb értéke autokorrelációra utal. Az összesítő 3. táblázat (56. oldal) adatai alapján látható, hogy minden ország vonatkozásában autokorreláltak az idősorok, melyeket a kutatás eredményessége érdekében kezelni kell. Az autokorreláció megszüntetése a GARCH modellek alkalmazásának szükségességét igényli, melyeket a későbbiekben fogok részletezni.

4.4. Stacionaritás vizsgálat kiterjesztett ADF (*augmented Dickey-Fuller*) tesztel

A stacionaritás, mint a hatékony piacok modelljének idősorokra vonatkozó harmadik feltevése, a vizsgálandó idősorok valószínűségi szerkezetére nézve fogalmaz meg egyfajta korlátozást annak érdekében, hogy az idősorok a statisztika módszertani eszközeivel vizsgálhatóak legyenek (Ferenci 2011). A jelenséget úgy értelmezhetjük, hogy az idősor elemeiben az időbeli összefüggések „változatlanok”. A stacionaritásnak két fő típusát különböztethetjük meg, úgymint az erős és a gyenge stacionaritást. Az idősorok erős (szigorú) stacionaritásáról akkor beszélhetünk, ha:

$(X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tn}) \sim (X_{k+t1}, X_{k+t2}, \dots, X_{k+tn})$ minden $(t_1, t_2, \dots, t_n)$ -re és k -ra (Elek-Bíró 2010), azaz a sztochasztikus folyamatnak az együttes eloszlása az időbeli eltolások vonatkozásában invariáns (azaz nem függ az időtől). Az idősorban elfoglalt abszolút, konkrét hely tehát lényegtelen, mindössze az egymáshoz képest elfoglalt relatív helyzet a fontos. Ebből

⁶⁷ Regressziós becslések vonatkozásában gyakran alkalmazzák a Durbin-Watson próbát vagy a Lagrange-féle multiplikátort.

adódóan erős stacionaritás fennállása esetén az idősor minden pontjánál ugyanannak kell lennie az idősor adott időpontbeli eloszlásának (Ferenci 2011).

A gyenge (kovariancia) stacionaritás esetén az előbbi esethez képest az idősortól való elvárásokat mérsékeljük. Akkor beszélhetünk az idősor gyenge stacionaritásáról, ha az idősor várható értéke mindegyes pontban ugyanakkora (azaz létezik egy közös $\mu \equiv \mathbb{E}Y_i$), ha az idősor varianciájának nagysága minden időpontban állandó (azaz létezik $\sigma^2 \equiv \mathbb{D}^2Y_i$ közös szórásnégyzet), továbbá, ha az idősor két pontja közti kovariancia nagysága a két pont késleltetésétől (k) függ ($cov(Y_i, Y_{i+k}) = \mathbb{E}[(Y_i - \mathbb{E}Y_i) * (Y_{i+k} - \mathbb{E}Y_{i+k})] \equiv \gamma_k$) (Ferenci 2011, Elek–Bíró 2010).⁶⁸

A korábbiakban felvázolt $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ véletlen bolyongás modelljében a t jelen idejű érték csak a tegnapi időszaki értékkel és a véletlennel magyarázhatóak. Ebben az esetben a variancia a következőképpen írható fel: $var(Y_t) = var(Y_{t-1}) + var(u_t)$. Y_t varianciája az ismételt behelyettesítések alapján nem lesz állandó (végtelenbe tart), ha t a végtelenbe tart (Ramanathan 2003). Ez az ún. egységgyök probléma. Dickey–Fuller (1979) cikkükben kimutatták, hogy ha $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ módon áll elő, akkor ρ becslt eloszlása nem 1 körül fog sűrűsödni. A kiterjesztett Dickey–Fuller teszt (ADF) tehát az egységgyökök próbáját végzi el. A modell általános alakja (Evangelos 2010):

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-1} + u_t. \quad (47)$$

ahol $\lambda = \rho - 1$. Összességében elmondható, hogy az ADF egységgyök tesztje egyenlő a $\lambda = 0$ tesztelésével, azaz, hogy létezik-e egységgyök vagy sem. A vizsgálat nullhipotézise (H_0) alapján létezik egységgyök, azaz $\lambda = 0$ ($\rho = 1$), melynek értelmében a vizsgált idősor nem lesz stacioner.⁶⁹ Amennyiben egységgyöket találunk, mely a varianciát a végtelenbe növeli, a megoldás az idősor differenciálása, mely megszünteti a problémát. A Matlab 2014a program ADF tesztjénél kiadott 0 érték a stacionaritás hiányát, míg 1 értéke annak stacionárius voltát jelöli. Az összesítő 3. táblázat alapján látható, hogy az idősorok nem stacionerek, hiszen a

⁶⁸ A stacionaritás sajátos, ún. aszimptotikus formája esetén az idősor egyes centrális momentumainak állandósulásához egy bizonyos időnek el kell telnie, azaz nem következik be a stabilitás a folyamat elindulásának kezdeti pillanatától (Kimura et al. 2013). Természetesen az ilyen típusú idősorok vizsgálata vonatkozásában is elérhető a stacionaritás másik két formája mégpedig oly módon, hogy az idősor kezdeti elemeit nem vesszük figyelembe, csak a stabilizálódás utáni időpontoktól vizsgálódunk.

⁶⁹ Ramanathan (2003) megjegyzi, hogy hogy $\rho > 1$ lehetőséggel nem kell számolni, hiszen ez a modellt explozívvá tenné, ami gazdasági idősorok esetén szinte elképzelhetetlen.

próbát az elemzés alapját képező árfolyamok logaritmikus differenciálásával nyerhető hozamokon végeztem el.

4.5. A heteroszkedaszticitás vizsgálata ARCH-LM teszttel

A hatékony piacok elméletének utolsó idősoros feltevése, hogy a változók varianciái időben állandóak, azaz a szórások megegyezőségét (homoszkedaszticitását) feltételezzük (Hunyadi 2006). Az idősoros adatok vonatkozásában ez azonban nagyon gyakran nincs így, a varianciákra ugyanis időben csoportosulás, klasztereződés jellemző (*volatility clustering*) (Ramanathan 2003).

Petrimán – Tulassay (2005) szerint a volatilitás klaszteresedését jelzi, ha a hozamok modellezésekor keletkező ε reziduumok autokorrelálatlanok, de négyzetük már szignifikáns autokorrelációt jelez. Robert Engle erre a jelenségre alapozva megalkotta az ARCH⁷⁰ modellt. Egy q -ad rendű ARCH modell képlete (Engle 1982):

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q}^2. \quad (48)$$

Az ARCH LM-teszttel azt elemezhetjük, hogy a modellben van-e ARCH hatás a q -dik taggal bezárólag. Mindez azt jelenti, hogy a feltételes variancia jellemzőit elsőrendű autoregresszív folyamatként is értelmezhetjük.⁷¹ Az ARCH-momentum tehát a varianciák modellezésén keresztül mutatkozik meg (Petrimán–Tulassay 2005). A teszt nullhipotézise (H_0) alapján a q -edik késleltetésig nincs ARCH hatás, azaz $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q = 0$. Az alternatív hipotézis szerint ugyanakkor valamelyik béta nem nulla. A vizsgált országok és devizák összesítő 3. táblázata alapján látható, hogy Albánia és Izland kivételével a vizsgált idősorok heteroszkedasztikusak ($p < 0,05$). A heteroszkedaszticitás és a korábbiakban tárgyalt autokorreláció torzító hatásainak kiszűrése érdekében GARCH-modellt alkalmaztam, melynek működési mechanizmusát a következő fejezettrészben ismertetem.

⁷⁰ Autoregressive Conditional Heteroskedasticity = Autoregresszív Feltételes Heteroszkedaszticitás.

⁷¹ Az autoregresszív folyamat a változó önmaga késleltettjeivel vett regresszióját jelenti. Ilyen esetben tehát elmondható, hogy a zajnak (véletlennek) nincs memóriája, a múltbeli hozamok viszont emlékezettel bírnak (Ramanathan 2003, Chib – Greenberg 1994).

3. táblázat A vizsgált országok devizáinak leíró statisztikai jellemzői

Vizsgált piacok	ferdeség	csúcsosság	normális eloszlás	autokorreláció	heteroszkedaszticitás	stacionaritás
			Jarque-Bera teszt (p)	Ljung-Box teszt (p)	ARCH-LM teszt (p)	ADF teszt (p)
Vezetők						
Eurozóna (EUR)	0,02	6,50	0,00	0,00	0,00	0,00
Svájc (CHF)	-0,07	9,50	0,00	0,00	0,00	0,00
Észak						
Egyesült Királyság (GBP)	-0,48	10,07	0,00	0,00	0,00	0,00
Dánia (DKK)	-0,05	6,54	0,00	0,00	0,00	0,00
Izland (ISK)	-2,61	501,79	0,00	0,00	0,30	0,00
Norvégia (NOK)	-0,28	7,26	0,00	0,00	0,00	0,00
Balti						
Lettország (LVL)	-0,09	9,51	0,00	0,00	0,00	0,00
Litvánia (LTL)	-0,06	7,37	0,00	0,00	0,00	0,00
Svédország (SEK)	0,01	6,39	0,00	0,00	0,00	0,00
CEE						
Horvátország (HRK)	0,11	15,65	0,00	0,00	0,00	0,00
Csehország (CZK)	-0,25	8,97	0,00	0,00	0,00	0,00
Magyarország (HUF)	-0,52	9,38	0,00	0,00	0,00	0,00
Lengyelország (PLN)	-0,40	9,23	0,00	0,00	0,00	0,00
Románia (RON)	-0,57	13,63	0,00	0,00	0,00	0,00
Periféria						
Albánia (ALL)	0,00	8,33	0,00	0,01	0,21	0,00
Oroszország (RUB)	-1,00	18,83	0,00	0,00	0,00	0,00
Szerbia (RSD)	-0,16	13,14	0,00	0,00	0,00	0,00
Törökország (TRY)	-0,82	14,73	0,00	0,00	0,01	0,00
Ukrajna (UAH)	-0,74	60,34	0,00	0,00	0,01	0,00

Forrás: Saját szerkesztés

4.6. Ami az ARCH modellen túl van: a GARCH modellek

Petrimán – Tulassay (2005) tanulmányukban kifejtik, hogy bár az ARCH modell adatokhoz való illeszthetősége megfelelő, ez gyakran azzal jár, hogy a q értékeket (azaz a késleltetések számát) nagyon nagyra kell növelni. Mindez azt jelenti, hogy az adott időpillanat volatilitása a korábbi időszakok hosszú sorozatától függ, mely a volatilitás perzisztensz jellegére utal. Nem szabad ugyanakkor elfelejtenünk, hogy ha az adott devizapiacot erőteljes (külső vagy belső) sokk éri, a volatilitás mértéke látványosan megváltozhat, heteroszkedaszticitási tulajdonságot előidézve (Kürti 2006).

Bollersley Engle (1982) kutatási eredményeit továbbfejlesztette a fent említett probléma kiküszöbölése érdekében és megalkotta a GARCH⁷² modellt. Az eljárás lényege a feltételes és feltétel nélküli szórások, illetve varianciák elválasztása és meghatározása.

A szórás (σ) teljes idősorra történő, feltétel nélküli (*unconditional*) meghatározása az egész időtartamról állít valamit, értéke konstans az idősor bármely pontján. A feltétlen szórás tehát, mint hosszú távú trend egy átlagos szórásértéket képvisel a teljes megfigyelt periódusra vonatkozóan (Kürti 2006).

Ha a szórást az időtől függővé tesszük (σ_t), akkor már feltételes (*conditional*) szórásról beszélünk, mellyel az idősorban bekövetkező változásokra tudunk fókuszálni (Palandri 2014). A feltételes szórás minden időpontban más és más értéket vesz fel, hiszen a múltbeli hozamok alapján határozódik meg, mely az idő előrehaladtával egyre nagyobb visszatekintéssel párosul. A két szórás közötti különbséget jól érzékelteti, hogy T megfigyelés esetén a t -dik időpontbeli szórás a hozamok ($r_1, r_2, r_3, \dots, r_{t-1}$) függvénye, míg a feltétel nélküli szórás továbbra is a teljes idősor hozamaitól ($r_1, r_2, r_3, \dots, r_T$) függ (Amado – Teräsvirta, 2014).

A feltételes szórások és varianciák léte a hozamok dinamikus tulajdonságainak GARCH-modellbe történő beemelését tette szükségessé (Kürti 2006). A GARCH (p,q) modell általános képlete:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2, \quad (49)$$

ahol ω konstans, σ^2 és q az eredeti ARCH problémát, p a késleltetés számát, ε és α a piacokon fellépő információk feltételes varianciára gyakorolt hatását, míg β a volatilitás perzisztenciáját jelzi (Davidson–MacKinnon 2003). A GARCH-modellek használata jellemzően napi vagy heti adatok esetén releváns, hosszabb időintervallumok esetén értelmét veszti, hiszen a volatilitás klaszterező hatása az egyes pénzügyi instrumentumok hozamában eltűnik, azaz egy hosszútávú átlagos érték felé közelít (Kürti 2006).

Az eddigiekben ismertetett általános GARCH-modell korlátjának tekinthető, hogy szimmetrikus hatást vált ki a hozamokban mind pozitív, mind negatív sokkok esetén.⁷³ Az extrém események tárgyalásánál azonban láthattuk, hogy a negatív hírek sokkal nagyobb kilengéseket okoznak, mint egy hasonló jelentőséggel bíró pozitív sokk. A nemlineáris reakciókat figyelembe vevő módszertant az NGARCH modell biztosíthatja (Ossandón – Bahamonde 2013).

⁷² Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity = Általánosított Autoregresszív Feltételes Heteroszkedaszticitás.

⁷³ Ennek alapvető oka, hogy a korábban ismertetett egyenletben a hibatagok négyzetes hatványai állnak, így az előjelváltások eltűnnek.

Az NGARCH-on kívül számtalan továbbfejlesztett változat jelent meg egy-egy kérdéskör pontosabb megválaszolásához. Az adott jellemzők figyelembevétele alapján beszélhetünk exponenciális EGARCH-ról (Francq et al. 2013), aszimmetrikus APARCH-ról (Dring et al. 1993), továbbá GJR-GARCH-ról (Glosten et al. 1993) és TGARCH-ról is.

A vizsgálat során tehát meg kell találni azt a modellt, amely a legjobban illeszkedik a vizsgálni kívánt idősorra. Kiss (2012) nyomán az APARCH – GJR-GARCH – TARCH–GARCH modellek egymásra épüléséből adódóan az idősoron párhuzamosan többféle modellt futtatunk különböző paraméterezéssel, majd a legjobban illeszkedő (autokorrelációt és heteroszkedaszticitást kiszűrő) modellt kiválasztjuk. A modellek paramétereinek becslését a program elvégzi, majd az egyes modellek becslésének jóságát az ún. Akaike-féle információs kritérium (AIC) segítségével ellenőrizhetjük, mely a modellek felülbecslésének mértékét mutatja. Minél alacsonyabb az AIC értéke, annál jobb lesz a becslésünk.

4.7. A DCC-GARCH modell

A kutatás eddigiekben feltárt kezdeti (alap) eredményeinek és az elméleti háttér ismerete segítségével rátérhetek az alternatív modell tényleges működési mechanizmusára. A korábbiakban tárgyaltak alapján a kollektív viselkedési mintázatok azonosítását az összehasonlító eszköztár biztosítja. Az összehasonlítás alapjául szolgáló korrelációs együtthatók meghatározása azonban a feltétel nélküli és feltételes szórások analógiájára kétféleképpen történhet. Kiszámíthatjuk a korrelációt egyrészt a teljes idősorra nézve (feltétel nélküli korreláció), feltételezve, hogy semmilyen torzító hatás nem lép fel, másrészt a t időtényező figyelembevételével (feltételes korreláció) is, mely már a korreláció ingadozásának vizsgálatát teszi lehetővé (Tamakoshi – Hamori 2013).

A két korreláció tehát más szemléletmódban közelít a vizsgált idősorokhoz, ezért kulcsfontosságú a helyes módszertan kiválasztása. Mivel a kutatásban a régiók devizáinak hozamai közti korreláció időbeli alakulását kívánom vizsgálni, ezért az időtényezőt figyelembe vevő feltételes korrelációból kell kiindulnunk. A feltételes korreláció kiszámításának egyik módját képezi az exponenciálisan súlyozott mozgóátlag módszer (EWMA), amely egy λ súllyal korrigálja az hozamingadozásokat, azaz:

$$\hat{\rho}_{12,t} = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-j-1} \sigma_{1,s} \sigma_{2,s}}{\sqrt{(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-j-1} \sigma_{1,s}^2)(\sum_{s=1}^{t-1} \lambda^{t-j-1} \sigma_{2,s}^2)}}. \quad (50)$$

Forbes – Rigobon (2002) kutatásaikban azonban igazolták, hogy a dinamizált (gördülő) korrelációk alakulásának értelmezésekor alapproblémát jelent, hogy a feltételes szórásokkal való korrelációs számítás eredményeképpen az értékeket eltorzítja a heteroszkedaszticitás. Ha nem tudjuk kiszűrni a modellből a jelenséget, a korreláció nem csupán az egyes devizák együttmozgásainak mértékét, és azok változását, hanem a volatilitás időbeli változásának alakulását is érzékelteti. A probléma a DCC-GARCH (dinamikus feltételes korreláció) modell segítségével küszöbölhető ki (Baumöhl-Lyócsa 2014). Az eljárás során a módszer meghatározza a feltételes szórásnégyzeteket, a standardizált hibatagokat, melyekre az EWMA módszerének súlyozását használja, melyből minden egyes időpontra egy korrelációs mátrixot ad (Kiss 2012). A diagnosztikus modell tehát a napi adatokra illesztett feltételes korreláció alakulását vizsgálja a torzítások teljes kiküszöbölése érdekében.

Az eddigi fejezetrészek segítségével sikerült bemutatni a vizsgálatba bevont országok és devizák körét, a devizák idősoros adatainak az elemzés során felmerülő problémáit és azok kezelési lehetőségeit. Feltártam az adatok leíró statisztikai jellemzőit, mellyel valóban igazolhattam az extrémítások normális eloszlásnál nagyobb valószínűségi arányát, azaz a skálafüggetlen hálózatok vastagfarkú eloszlásának a létjogosultságát. Ismertettem továbbá az extrémítások azonosítását lehetővé tevő DCC-GARCH működési mechanizmusát. A fejezet utolsó részében rátérek az alkalmazott módszertan alapján megvalósuló diagnosztika eredményeire, azok értékelésére, illetve a vélelmezhető következtetésekre is.

4.8. A vizsgálat diagnosztikai eredményei

A vizsgálat diagnosztikus eredményeinek első lépését a vizsgálandó devizák hozamváltozásainak elemzése jelenti. A korábbiakban ismertetett extrémérték-elméletek közül párhuzamosan többet is alkalmazok az egyes eljárások módszertani sajátosságaiból adódó esetleges torzítások elkerülése érdekében. Mindez a kutatás szempontjából alapvető fontossággal bír, hiszen az extrém napok meghatározására alkalmas módszerek segítségével választ kaphatunk arra a kiinduló kérdésre, hogy a vizsgált időszakban az egyes devizák hozamváltozásait hány esetben detektálták az egyes eljárások extrém napi elmozdulásnak. Ennek segítségével pedig megvizsgálhatjuk, hogy az egyes eljárások valóban akkor jeleznek-e extrém kilengést, amikor ténylegesen válságos időszak volt a piacon.

4. táblázat Az extrém kilengések száma az egyes extrémérték-elméletek alapján

Csoportok	QQ-plot	Klaszteranalízis	VaR	Valószínűtlen hozamok (VAL)
	T (SZ-S-K-E)	T (SZ-S-K-E)	T (SZ-S-K-E)	T (SZ-S-K-E)
Vezetők				
Eurozóna (EUR)	263 (37-103-89-34)	185 (28-78-59-20)	331 (78-107-81-65)	263(35-106-89-33)
Svájc (CHF)	202 (30-86-63-23)	199 (36-86-57-20)	318 (74-102-69-73)	241 (35-105-69-32)
Észak				
Egyesült Királyság (GBP)	208 (32-122-41-13)	202 (31-115-38-18)	308 (81-91-73-63)	280 (49-152-57-22)
Dánia (DKK)	265(39-112-85-29)	298(44-120-100-34)	316 (75-107-72-62)	269 (36-116-88-29)
Izland (ISK)	27 (2-21-2-2)	233(50-138-18-27)	244 (66-97-34-47)	361 (91-192-32-46)
Norvégia (NOK)	269 (36-135-70-28)	224(25-117-62-20)	304 (82-92-69-61)	287 (42-142-75-28)
Balti				
Lettország (LVL)	282 (40-120-89-33)	175 (20-82-50-23)	314 (76-98-75-65)	393 (59-156-129-49)
Litvánia (LTL)	261 (34-116-82-27)	169 (22-82-48-17)	306 (75-95-72-64)	271 (38-120-85-28)
Svédország (SEK)	270 (27-150-71-22)	263 (26-145-70-22)	310 (76-101-72-61)	317 (33-173-86-25)
CEE				
Horvátország (HRK)	116 (12-60-29-15)	180 (22-88-50-20)	315 (75-102-73-65)	248 (34-108-75-31)
Csehország (CZK)	230 (19-113-58-40)	271 (26-131-70-44)	283 (60-99-64-60)	286 (24-140-73-49)
Magyarország (HUF)	258 (25-128-70-35)	295 (22-127-115-31)	299 (65-99-76-59)	329 (39-149-96-45)
Lengyelország (PLN)	240 (22-123-66-29)	251 (23-127-69-32)	312 (69-109-70-64)	334 (35-158-95-45)
Románia (RON)	221 (35-108-56-22)	168 (27-88-40-13)	315 (86-91-67-71)	332 (68- 149-79-36)
Periféria				
Albánia (ALL)	278 (31-136-81-30)	181 (19-96-50-16)	318 (72-98-79-69)	318 (35-154-90-39)
Oroszország (RUB)	241 (5-107-66-63)	250 (6-113-70-61)	341 (87-104-68-82)	429 (13-167-136-113)
Szerbia (RSD)	240 (54-117-46-23)	209 (49-104-38-18)	300 (77-100-69-54)	333 (71-146-81-35)
Törökország (TRY)	171 (43-99-18-11)	180 (40-108-21-11)	300 (82-103-62-53)	263 (62-153-32-16)
Ukrajna (UAH)	85 (1-80-2-2)	175 (8-143-13-11)	302 (71-108-60-63)	343 (30-228-45-40)
ÖSSZESEN:	1352	1332	2110	2195

Megjegyzés: T = a teljes vizsgált időszak, SZ = a szigorítási időszak S = a supprime válság időszaka, K = a köztes időszak E = az euróválság alatti extrém elmozdulások számát jelöli.

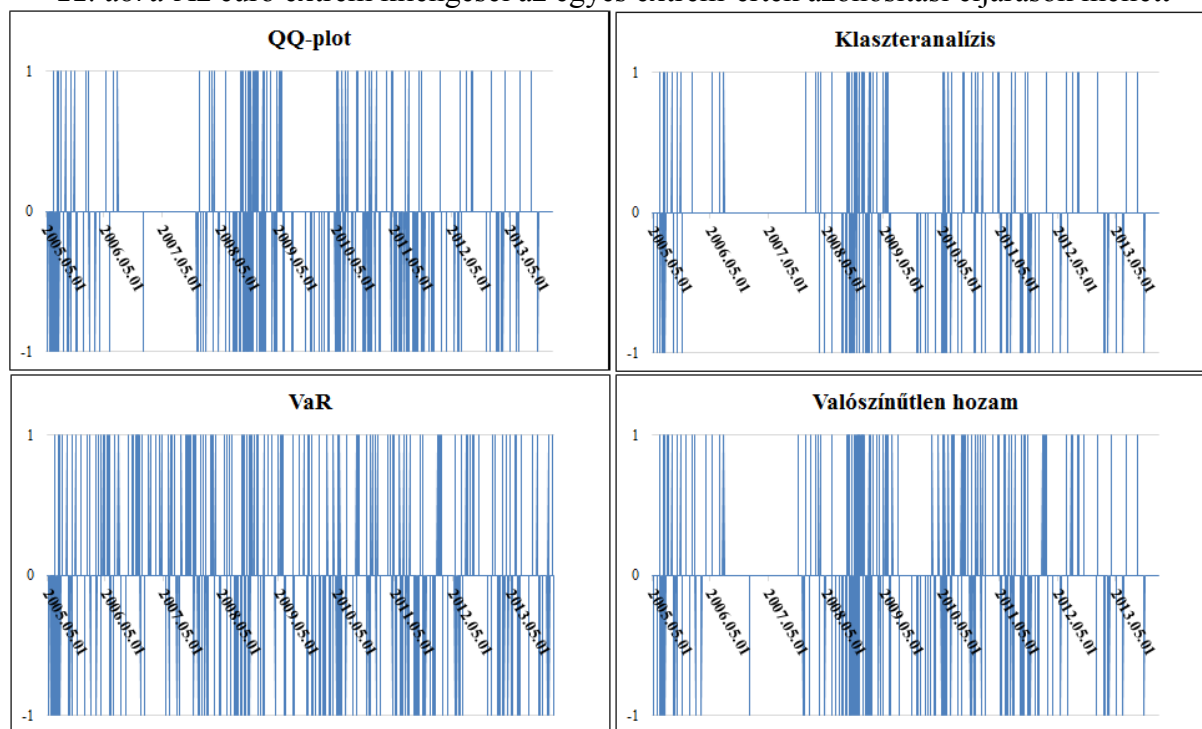
Forrás: Saját szerkesztés

A 4. táblázat alapján egyértelműen látható, hogy az egyes eljárások eltérő extrém ingadozás számot határoztak meg a módszertani sajátosságokból fakadóan. A vizsgált időszak és a vizsgálandó devizák vonatkozásában összességben elmondható, hogy a klaszteranalízis távolág alapú megközelítése, valamint a QQ-plot valószínűség alapú eljárása eredményezte a legkevesebb extrém kilengési számot, míg a Value-at-Risk és a Valószínűtlen hozamok alapján történő módszertan a legtöbbet.⁷⁴

⁷⁴ Az extrémérték-eljárások egyes devizákra vonatkozó egyéb adatait lásd az 1. számú mellékletben.

Az eljárások eredményeinek ilyen mértékű különbségeinek szem előtt tartása a pénz- és tőkepiaci szereplők számára rendkívül fontos. A gazdasági szereplőknek a kockázatok kezelése (fedezése) során csak a valódi problémáknál szabad és kell beavatkozniuk, a helytelen beavatkozás ugyanis nem a sokkok leküzdését, hanem további sokkok generálását idézhetik elő (fenntartva a zavart a piaci kedélyek alakításával). A túl sok (gyakori) figyelmeztető (extrém) jelzés továbbá bizonyos fokig érzéketlenné teheti a gazdasági szereplőket, mely ellehetetleníti a valóságos, komoly problémák időben történő észlelését és korai hatékony kezelését. A 11. ábra, mely az euró extrém napi kilengéseit ábrázolja a négy extrémérték-módszer mellett, mindezt nagyon jól illusztrálja. Az ábrán jól látható, hogy bár a QQ-plot és a klaszteranalízis módszerei számottevően kevesebb jelzést generáltak a másik két eljáráshoz képest, az extrém kilengések jelzései a válságok alatt mégis jól csoportosulnak. Az eljárások tehát a komoly, valós piaci problémákat ragadják meg, elkerülve a másik két eljárás túlzott jelzéseinek küldését. A VaR ezzel szemben a teljes vizsgálati időintervallum alatt folyamatosan jelez, olyan időszakokban is, amikor a másik három módszer egyetalan nem (például 2006. szeptember és 2007. augusztusa között). Az ábra alapján továbbá megállapítható, hogy a VaR esetében nem figyelhetők meg a válságok alatti jelzések egyértelmű koncentrációdása sem, mely az eljárás hatékonyságát alapjaiban kérdőjelezheti meg.

11. ábra Az euró extrém kilengései az egyes extrém-érték azonosítási eljárások mellett



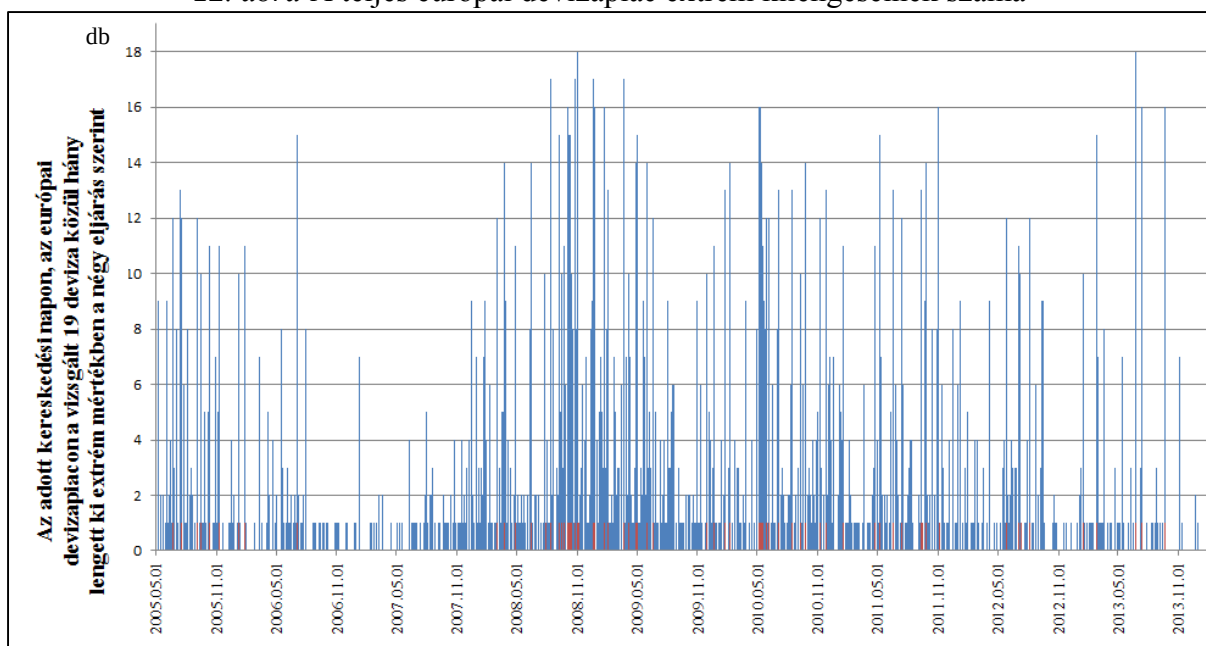
Megjegyzés: A függőleges tengelyen a +1 és -1 értékek az adott kereskedési napi pozitív, illetve negatív extrém kilengéseket jelentik, a 0 pedig a várható értéket jelöli. A vízszintes tengely az egyes kereskedési napokat jelenti a vizsgált időszakban.

Forrás: Saját szerkesztés

A módszerek eltérő jelzésszáma és a jelzések időbeliségének különbözősége megköveteli annak vizsgálatát is, hogy az egyes devizák esetében a négy módszer együttesen mikor jelez extrém kilengést egy-egy kereskedési nap vonatkozásában (részletesen lásd 2. melléklet). Az egyes devizák extrém mértékű kilengéseit a négy módszer együttesen jellemzően 180-280 kereskedési nap között állapította meg (egy-két deviza kivételével). Összességében elmondható, hogy a komoly kilengéseket mind a négy eljárás képes volt beazonosítani (11. ábra), ugyanakkor az eljárások a saját módszertanuk alapján további extrém elmozdulásokat is detektáltak, melyeket a többi módszer nem feltétlenül.

Azt követően tehát, hogy sikerült meghatározni, hogy az adott devizára vonatkozóan mikor (melyik kereskedési nap) jelzett a négy módszer együttesen extrém kilengést, képesek vagyunk azt is feltárni, hogy hány deviza esetén volt extrém elmozdulás az egyes napokon, feltéve, hogy mind a négy eljárás jelzett. A 12. ábrán látható, hogy egyetlen olyan nap sem volt az európai devizapiacra, amikor a módszerek mind a 19 vizsgált deviza extrém mértékű kilengését jelezték volna, és csupán két kereskedési napot találhatunk, amikor a piacon 18 deviza extrém mértékben kilengett.

12. ábra A teljes európai devizapiac extrém kilengéseinek száma



Forrás: Saját szerkesztés

Amennyiben a teljes devizapiacot átfogó, rendszerszintű fertőzöttséget szeretnénk elemzni, az összehasonlítást biztosító eszköztár vonatkozásában a leglényegesebb annak a meghatározása, hogy a devizapiacok legalább felén (10) volt-e extrém elmozdulás az adott kereskedési napon. Amennyiben ugyanis a teljes európai devizapiac legalább felénél extrém

mértékű kilengés tapasztalható, az már hálózati szinten sem tekinthető lokális, vagy regionális tényezőnek, hiszen komolyan érezteti hatását a teljes rendszerre. A vizsgált időszakban összességében 92 kereskedési napot találhatunk, amikor a devizapiacok legalább fele extrém mértékben kilengett. A jelenség legtartósabb megmutatkozása természetesen a 2008-as pénzügyi válság kirobbanásának idejére tehető. Amennyiben az elemzést a kitűzött kutatási cél érdekében a korábbiakban ismeretett régiók devizáinak piacaira végezzük el, erőteljesebb együttmozgási viselkedést tapasztalhatunk. Az extrémítások QQ-plotos módszertana mellett az egyes csoportokra vonatkozó eredményeket az 5. táblázat tartalmazza.

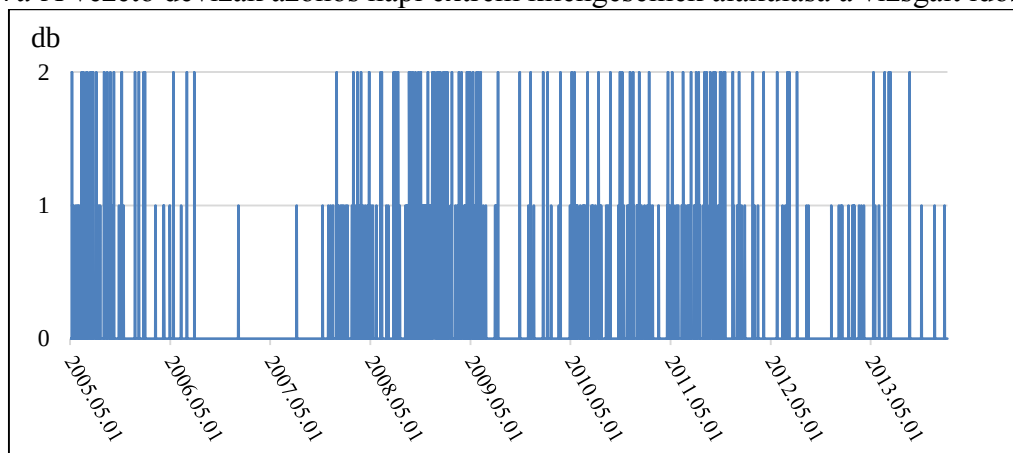
5. táblázat Az egyes régiós csoportok devizáinak együttes kilengéseinek száma

A csoportba tartozó devizák közös kilengéseinek száma:	Csoportok (devizaszám a csoportban)				
	Vezető (2)	Észak (4)	Balti (3)	CEE (5)	Periféria (5)
összes deviza esetén	316	7	152	63	5
egy kivételével az összes deviza esetén	-	97	168	45	20
kettő kivételével az összes deviza esetén	-	206	-	78	69

Forrás: Saját szerkesztés

A táblázat alapján elmondható, hogy a vezető országok devizáinak együttes extrém kilengései 316 esetben következtek be, ami a fent tárgyalt 92 kereskedési naphoz képest jelentős növekedést mutat. A 13. ábra ezt az erőteljes közös viselkedési formát jeleníti meg grafikus formában is. A balti térség devizái között is jelentős együttmozgás figyelhető meg, az északi-térség és a periféria devizáinak közös együttmozgása azonban meglehetősen alacsony. Mindez azt sejteti, hogy a csoportban olyan deviza is található, amely nem követi a többiek közös mozgását. A táblázat alapján ugyanis belátható, hogy csökkentett devizaszám feltételezése mellett már megemelkedik az adott napi közös kilengések számaránya.

13. ábra A vezető devizák azonos napi extrém kilengéseinek alakulása a vizsgált időszakban

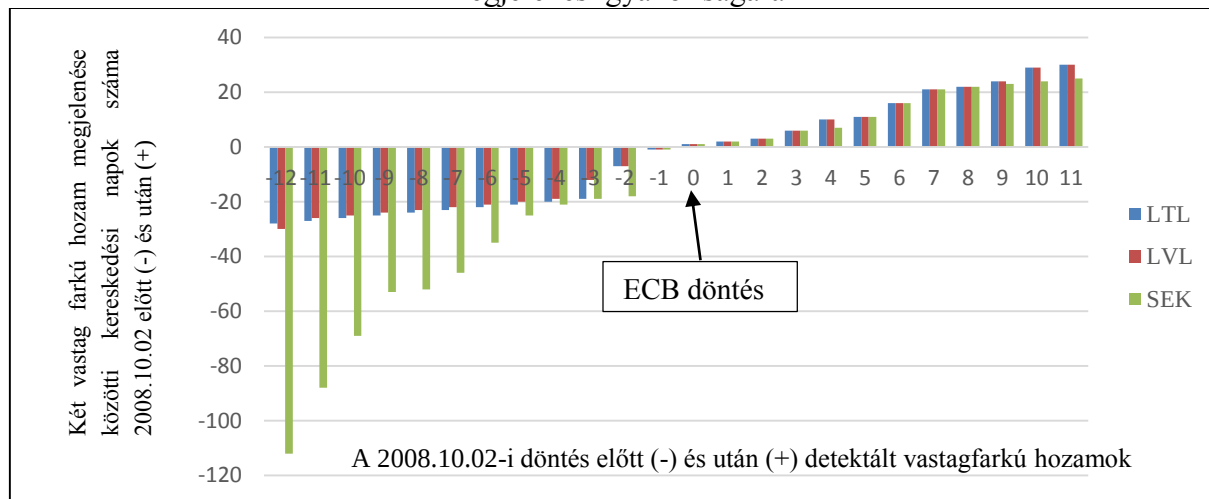


Megjegyzés: A függőleges tengely 2-es értékénél az adott napon mindkét deviza (EUR, CHF) extrém mértékben mozdult el, míg az 1-es értéknél csak az egyikük.

Forrás: Saját szerkesztés

Az extrém hozamok eddigiekben bemutatott részletes eredményei alapján azt is megállapíthatjuk, hogy a hozamok időbeli alakulása követte az ECB monetáris politikai válságkezelő lépéseit. Az extrém hozamok száma a 2008-2009-es válság és a köztes időszak időintervallumában jelentek meg a legnagyobb mértékben, az euróválság időszakára azonban a fellépő extrémítások súlya a teljes vizsgált időszakon belül megközelíti a monetáris szigorítás nyugodt időszakáét (lásd 4. táblázat zárójeles adatainak alakulását). A 14. és 15. ábrán az ECB két kiemelt fontosságú intézkedésének hatása látható az egyes devizák extrém kilengéseinek vonatkozásában (részletesen lásd 3. és 4. melléklet). A 14. ábra alapján elmondható, hogy az ECB 2008. október 2-án megkezdett kamatcsökkentése nyomán nem csökkentek az extrém hozamingadozások számarányai, hiszen a döntés előtt és a döntés után bekövetkező tizenegy extrém napi kilengés is egy húsz kereskedési napos intervallumban helyezkedik el. A piacok zavartságát tehát az ECB akkor még nem tudta kezelni, a devizák árazásában ebből adódóan egy nagyfokú bizonytalanság lépett fel a teljes európai devizahálózat vonatkozásában. Mindez egybeesik a szakirodalom erre az időszakra vonatkozó állításaival, validálva az általam alkalmazott modell megállapításait.

14. ábra Az ECB 2008. október 2-i kamatcsökkentési döntésének hatása az extrém napok megjelenési gyakoriságára

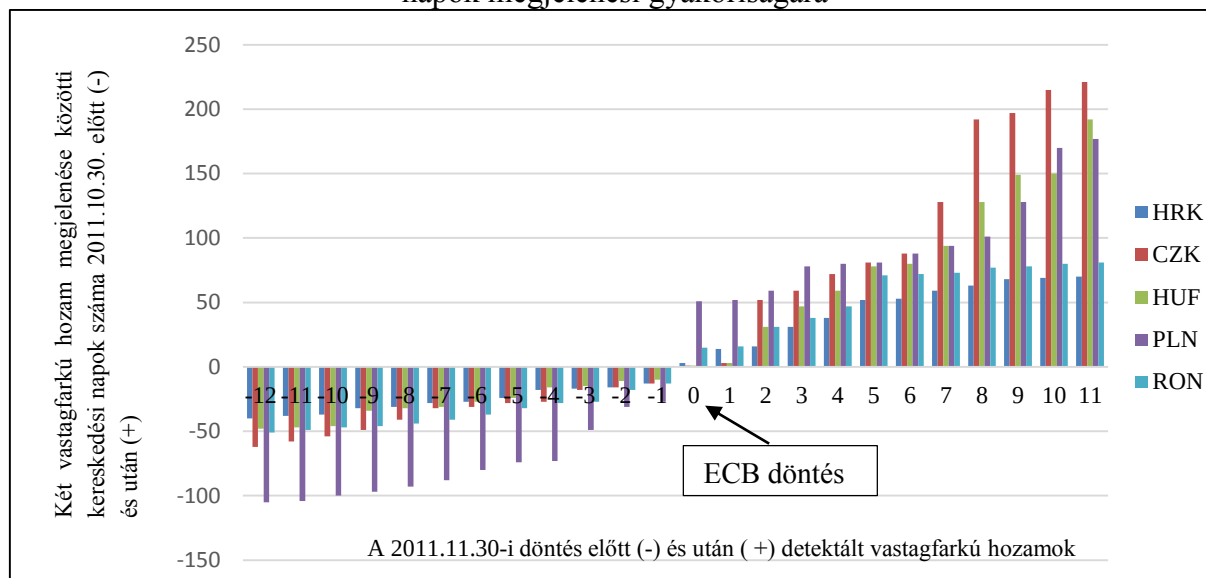


Forrás: Saját szerkesztés

A 15. ábra már az ECB euróválságra adott első legfontosabb lépését, a bilaterális swap-megállapodás hatását ábrázolja a kelet-közép-európai (CEE) országok vonatkozásában. Az ábra alapján belátható, hogy a döntés hatására az extrém napok megjelenési gyakorisága lecsökken, hiszen két extrém kilengés között egyre nagyobb az időbeli távolság a döntés után, mint a döntés előtt. A validáció ebben az esetben is sikeresnek mondható, miután a jegybankok a következő

két évben nem éltek hasonlóan drasztikus lépéssel, ami a devizás likviditás kereslet és kínálat egyensúlyának helyreállítására utal.

15. ábra Az ECB 2011. november 30-i bilaterális-swap megállapodásának hatása az extrém napok megjelenési gyakoriságára



Forrás: Saját szerkesztés

Az extrém napok elemzéséből nyert információk alapján a kollektív viselkedési mintázatok alapját képező feltétlen korrelációk nagyságának alakulását is feltárhatjuk, hiszen az extrémítások megjelenése mindig a devizapárok közötti korreláció változásával jár együtt.⁷⁵ A devizapárok megismert feltételes korrelációinak jellemzőivel, valamint a monetáris politikai lépések által (korábban) meghatározott időablakok segítségével már képesek vagyunk azonosítani az európai régiós devizapiacok fertőzési állapotát. A kutatás négy, egymást követő vizsgálati időszakának összehasonlításával ugyanis bepillantást nyerhetünk a devizák egyműttmozgásában bekövetkezett szignifikáns változásokba. A monetáris szigorítás (2005. május 1. - 2007. július 31.), a supprime válság (2007. augusztus 1. - 2010. január 31.), a köztes (2010. február 1. - 2011. november 30.) és az euróválság (2011. december 1. - 2014. február 4.) időszakainak összehasonlítását a kutatási cél megvalósítása érdekében az egyes régiókon belüli devizák vonatkozásában ismertetem.

A vezető devizákat (euró és svájci frank) illetően megállapítható, hogy minden esetben igazolódott a kollektív viselkedési formák megjelenése. A devizák között mért kezdeti

⁷⁵ A teljes időszakra vonatkozó feltétlen korreláció értékei az 5. számú mellékletben találhatóak. Amennyiben az egyes devizapárok feltétlen korrelációiból (mint hosszú távú trendből) a kereskedési napokra vonatkozó feltételes korrelációkat kivonjuk, megkaphatjuk a vizsgált időszak korrelációs gap-jeinek (korreláció rövid távú ingadozásainak) napi változását. Természetesen a teljes időszak átlagos feltételes korrelációjának (átlagos DCC) értéke aszimptotikusan közelít a feltétlen korreláció értékéhez.

rendkívül erős korreláció a supprime válság időszakával összehasonlítva szétesett, a köztes időszakban pedig tovább csökkent. A korrelációs együtttható kezdeti 0,9-es értéke ugyanis a köztes idősakra -0,2-re zuhant. A vezető devizák között tehát ebben az időszakban a divergencia jelenségének lehetünk szemtanúi. A köztes időszak és az euróválság időszakának összehasonlításánál azonban már a két deviza erős fertőzőési hajlama jelentkezett, a korreláció szignifikáns növekedése ugyanis újra megközelítette a 2005-ös szintet (16. ábra).⁷⁶

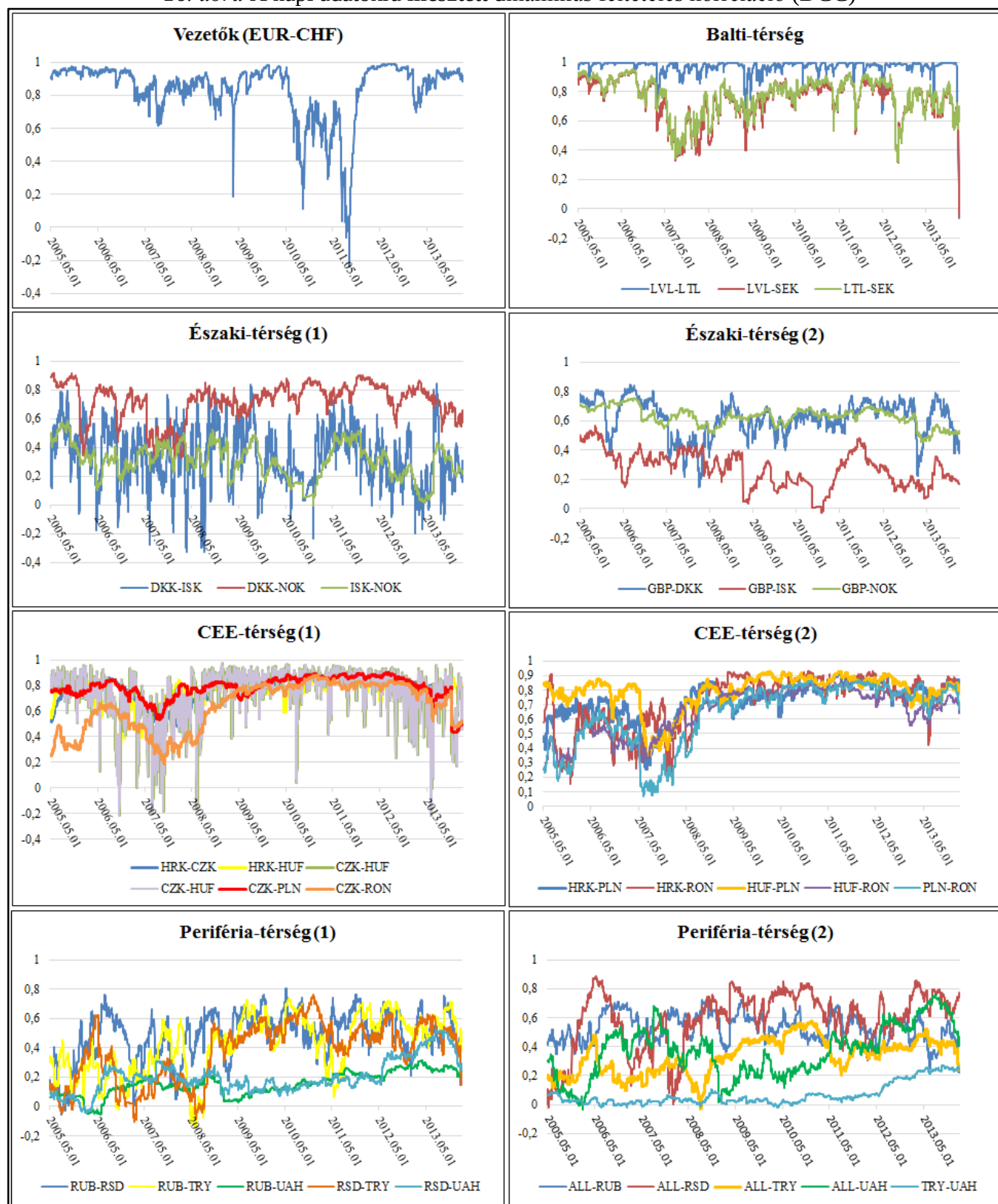
A balti-térség devizapárjai esetén a kollektív viselkedési mintázat a vezető devizákhoz képest kissé eltérő folyamatot mutat. A szigorítási időszakban a három deviza rendkívüli együttmozgásának mértéke a subprime időszakában visszaesett (divergencia), bár kisebb mértékben, mint a vezető devizáké. Ugyanakkor a köztes idősakra az együttmozgás fertőződöttségéből adódóan a korrelációk szignifikáns növekedése újra elérte a 0,8 körüli értéket. A 16. ábra alapján látható, hogy a lett és a litván lat svéd koronával szembeni korrelációja szinte teljesen tökéletes. Az euróválság időszakára azonban a vezetők fertőzésével ellentétben divergencia tapasztalható, de ez továbbra is egy 0,7 körüli korrelációs szint fennmaradását jelenti.

Az északi-térség devizapárjainak együttmozgásában a korábbi térségekkel ellentétben jelentős hullámváz érzékelhető. Az első két időszak összehasonlításában egyértelműen divergencia tapasztalható, a köztes idősakkal való összehasonlításban ugyanakkor már a devizák korrelációjának fertőzőtsége dominál. Az euróválság időszaka azonban a devizák ismételt korrelációs csökkenését eredményezte (divergencia).

A kelet-közép-európai (CEE) térség devizapárjainak elemzése kapcsán megállapítható, hogy a devizapárok közti korreláció változása szinte minden devizapár esetén azonos. Az egyetlen hektikus hullámváz csupán a magyar forint és a lengyel zlotyi korrelációs szintjének alakulása jelenti, hiszen a vizsgált időszak alatt az együttmozgás közel 0,9-es szintről -0,8-ra is lecsökkent. A monetáris szigorítás és a supprime válság időszakának összehasonlításával a régió devizapárjainak korrelációjában fertőzés mutatkozik (a HUF-PLN kivételével). A fertőzőési folyamat a köztes időszak összehasonlításával is csak tovább folytatódott. Az euróválság időszakának elemzésével azonban megállapítható, hogy a devizapárok együttmozgásában divergencia mutatható ki. A térség közös viselkedése jelzi, hogy az országok devizái sokrétű szálon függenek egymástól, melynek eredményeként a hálózatot érő sokkokra a korrelációk szinte minden esetben azonos irányba mozdultak el.

⁷⁶ Az egyes idősakok régiónkénti összehasonlításának számszerű eredményeit lásd a 6. mellékletben.

16. ábra A napi adatokra illesztett dinamikus feltételes korreláció (DCC)



Forrás: Saját szerkesztés

A periféria országainak devizáiban a kollektív viselkedési mintázatok szinte teljes egészében megegyeznek a CEE országok devizáinak viselkedési formáival. Az első és a másik időablak összehasonlításával minden devizapár korrelációjában fertőzés jelenik meg, mely tovább folytatódik a köztes időszakban is. Az együttmozgások szignifikáns megemelkedése (az ukrán hrivnya kivételével) a kezdeti 0 körüli értékről 0,6-0,8-as értékeket eredményezett. Az euróválság időszakában azonban a térség kettészakad, a devizapárok egy részénél divergencia, másik részénél fertőzés mutatkozik. Az orosz rubel – szerb dinár – albán lek együttmozgások bizonyulnak a legerősebbnek, a török líra ugyanakkor kevésbé releváns a térségben.

Csoportszinten tehát elmondható, hogy a 2008-2009-es subprime válság hatására a vezető devizák, az északi-térség és a balti régió devizapárjainak együttmozgásában divergencia, a CEE- és a periféria-országok devizapárjainak korrelációjának alakulásában viszont egyértelműen fertőzés tapasztalható. A két válság közti köztes időszak a vezetők kivételével minden csoportban a fertőzést eredményezte. Mindez azt jelenti, hogy a CEE devizák és a periféria országok devizái még erőteljesebb együttmozgást valósítottak meg. Az euróválság hatására azonban a csoportok együttmozgásában egyértelmű divergencia mutatkozik, csupán az euró-svájci frank korreláció volt képes erősödni az európai térségben.

Az elemzés alapján megállapíthatjuk, hogy az északi-térség devizapárjainak korrelációs együttmozgása és a balti-térség devizapárjainak korrelációs alakulása a vizsgált időszakban hasonlóan reagált. A periféria és a CEE-országok devizapárjainak esetében szintén hasonló megállapításra juthatunk. Amennyiben tehát valamilyen sokk éri a hálózatot, a két-két csoportban bekövetkező változás vélelmezhetően azonos irányú lesz. Az előbbi megállapításokat a piaci szereplők a kockázatkezelés folyamatában nagy hatékonysággal hasznosíthatják, hiszen ismerve a devizák hasonló reakciót még kifinomultabb (költséghatékonyabb) fedezési stratégiákat valósíthatnak meg.

A régiós országok devizapárjainak korrelációs elemzése után azonban érdekes lehet az általam leírt csoportosításhoz képest a teljes devizapiacra is röviden kitekinteni. A régiós piacok összevont (rendszerszintű) elemzése során ugyanis megállapíthatjuk, hogy a monetáris szigorítás és a subprime válság időszaka között a devizapárok árfolyamainak közel fele fertőződött, míg másik felénél a divergencia jelengése mutatkozott. A subprime válság és a köztes időszak időablakának összehasonlítása viszont a devizapárok határozott fertőzöttségi állapotát jelzi. A köztes és az euróválság időszakának vonatkozásában azonban már piacok kollektív viselkedési mintázatában a divergencia dominanciája jelentik meg. Fontos azonban megjegyezni, hogy amennyiben a kollektív viselkedéseket a teljes devizapiacra kívánjuk

elemezni, a devizák euróval és svájci frankkal való korrelációs vizsgálata a releváns⁷⁷ (elég csupán a kontinens domináns deviza alapú hiteleinek problémájára gondolni). A CEE országok devizáinak euróval vett korrelációja nagymértékben megegyezik a CEE csoport devizáinak egymás közti korrelációjának alakulásával. Mindez azt sejteti, hogy a térség devizái az euróhoz szorosan hozzá vannak kötve. Az előbbi megállapítást tovább erősíti, hogy a CHF és a CEE-devizák együttmozgása szinte ellentétes irányú a CEE térség egymással vett korrelációjának alakulásával. Összességében tehát, ha az EUR-CHF között a korreláció változik, a CEE devizák EUR-val vett korrelációja azonos irányba változik, míg az CHF-kal vett korrelációjuk épp ellenkező irányba.

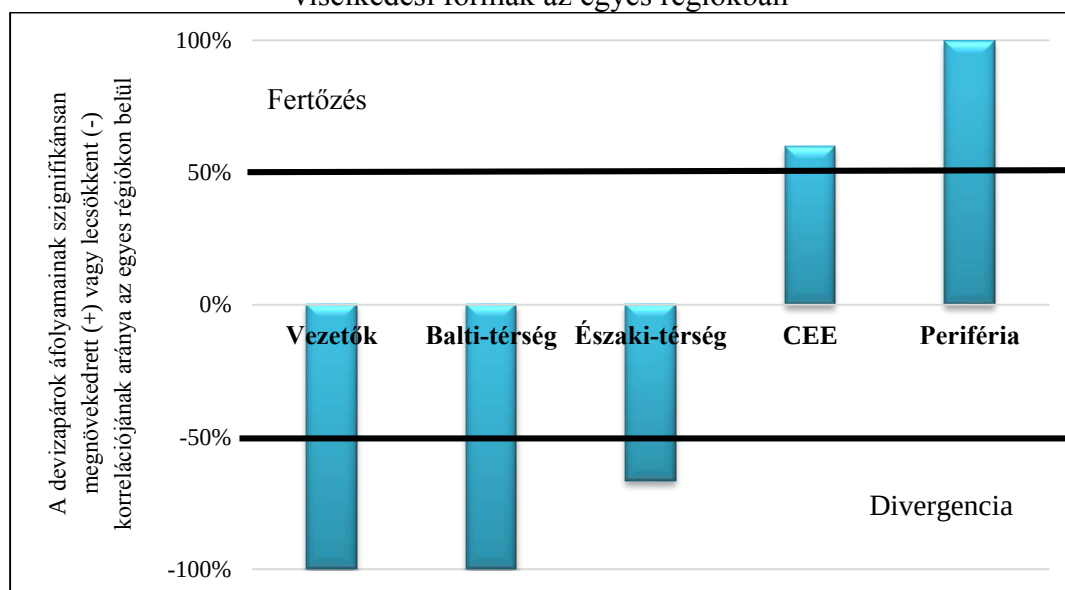
A vezető devizák és a periféria országok devizáinak közös korrelációs mintázataival kapcsolatban megállapítható, hogy az euróval vett korrelációk az EUR-CHF gyengülése és erősödése esetén is megemelkedhetnek. A svájci frankkal vett korrelációk alakulásában azonban csak a rubel követte le az EUR-CHF alakulást, a csoport többi devizája teljesen eltérő mértékben reagált a vizsgált időszakokban. A balti-térség három devizája esetén sajátosság, hogy amíg a CHF-kal vett korrelációjuk teljesen leköveti az EUR-CHF kollektív viselkedési formákat, az EUR-val vett korrelációjuk azonban a köztes időszakban pont ellentétes irányba mozdult el. Az euróválság óta azonban a korreláció ismételten teljesen leköveti az EUR-CHF kollektív viselkedési formákat. Az északi-térség devizáinak a svájci frankkal vett korrelációja szintén teljes mértékben megegyezik az EUR-CHF kollektív viselkedési mintázatokkal. Az euróval vett korreláció alakulásában azonban ez a jellemző már nem érzékelhető.

Az eddigiekben ismertetett eredmények alapján a kutatás központi célját megvalósítva felmérhetjük az európai régiós devizapiacok kollektív viselkedési mintázatának általános fertőzőtségi állapotát a teljes vizsgált időszak vonatkozásában. A 17-18-19. ábrák az egyes összehasonlított időszakok fertőzési jellemzőit ábrázolják. A monetáris szigorítás és a supprime válság időszakának összehasonlításából látható, hogy az európai térségek közül a kelet-közép-európai régióban és a periféria devizáinak körében a fertőzés jelensége mutatkozott, hiszen a régiós devizapárok több mint felében⁷⁸ szignifikánsan megnőtt a korreláció. A vezető devizák, a balti-térség és az északi-térség devizáinak körében azonban a korrelációk szignifikáns csökkenésből adódó divergencia kollektív viselkedési mintázata azonosítható (17. ábra).

⁷⁷ A teljes devizapiacra a páronkénti árfolyamok 171 (19*18/2) db korrelációt adnának, melyek napi szintű vizsgálata az adatok értelmezhetetlenségéhez vezetnének, ezért tartom célszerűnek a két kulcsvaluta kiemelését.

⁷⁸ A 3.3. alfejezet módszertana alapján meghatározott 50%-ot tekintem a fertőzés/divergencia feltételének.

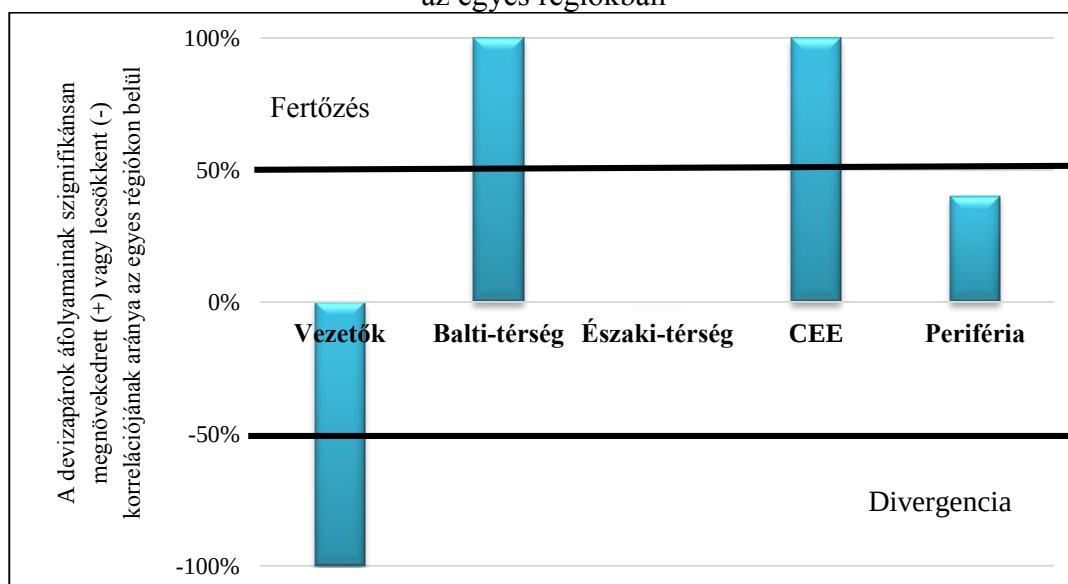
17. ábra A monetáris szigorítás és a subprime válság időszaka alatt megvalósult kollektív viselkedési formák az egyes régiókban



Forrás: Saját szekresztés

A supprime válság és a köztes időszak összehasonlításából megállapítható, hogy a kelet-közép-európai devizapárok korrelációs mértéke a 2008-2009-es válság hatására minden esetben erősödött (18. ábra). A periféria országainak devizapárjai esetében ez az erősödési tendencia már nem mutatkozik, a devizapárok egymással szembeni korrelációjának alakulása hullámzóvá vált. Amíg a vezető devizák körében továbbra is a divergencia jelensége tapasztalható, a balti-térség korábbi divergenciáját erőteljes fertőzési hajlam váltotta fel. Az északi-térség vonatkozásában a korábbi divergencia megszűnt, azonban fertőzést sem detektálhatunk a devizák változó együttmozgásából adódóan.

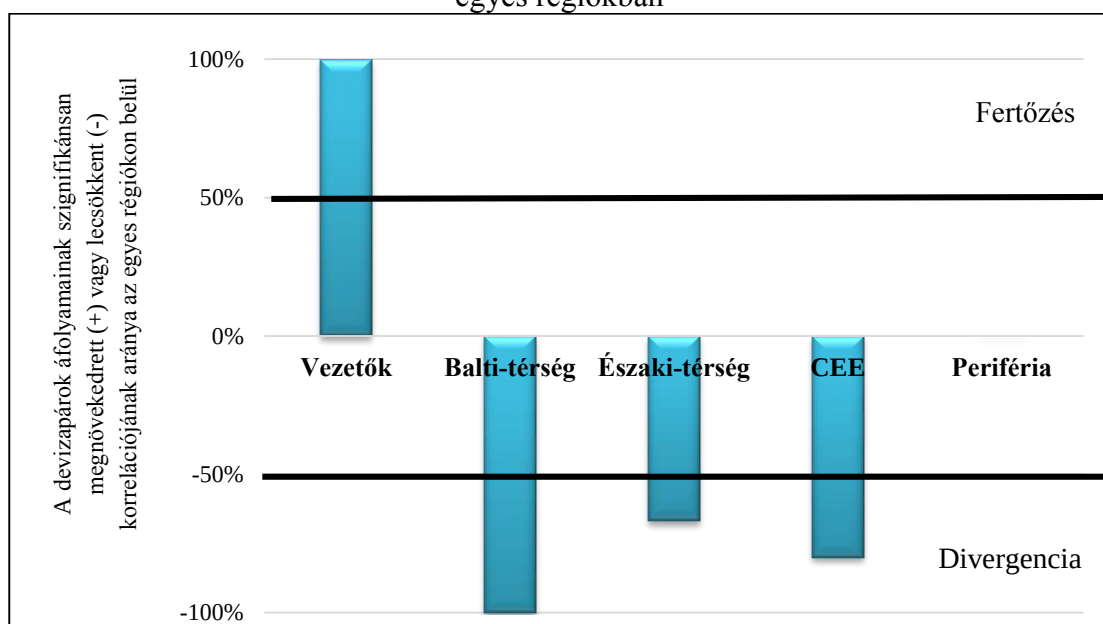
18. ábra A subprime válság és a köztes időszak alatt megvalósult kollektív viselkedési formák az egyes régiókban



Forrás: Saját szerkesztés

A köztes időszak és az euróválság összehasonlításával a közelmúlt egy érdekes jelenségére figyelhetünk fel (19. ábra). A kelet-közép-európai térség devizáinak korábbi erőteljes fertőzöttsége ugyanis megszűnt, és egy korábban nem látott divergens viselkedési formát vett fel. További érdekesség, hogy a vezető devizák korábbi erős divergenciája ugyancsak eltűnt, és a fertőzési hajlam jelent meg. A balti- és az északi-térség devizapárjainak körében ismételten a divergencia kollektív viselkedési formája rajzolódik ki. A periféria devizapárjaiban fellelhető korábbi fertőzöttség egyre jobban gyengült, az időszak alatt pedig teljesen meg is szűnt.

19. ábra A köztes időszak és az euróválság alatt megvalósult kollektív viselkedési formák az egyes régiókban



Forrás: Saját szerkesztés

Ezzel empirikus kutatásom végére értem, hiszen az extrémítások azonosítására alkalmas újszerű, alternatív piacmodell segítségével sikerült feltárni a teljes európai devizapiac régiós fertőzöttségi állapotát és időbeli alakulását a vizsgált időszak vonatkozásában. A megismert eredmények a pénz- és tőkepiaci-, valamint más gazdasági szereplők (állam, monetáris politikát képviselő nemzeti bank, stb.) kockázatkezelési hatékonyságát növelheti, hiszen a régiók devizáinak megismert közös kollektív viselkedése támpontot nyújthat a különféle hálózatot érő sokkok okozta árfolyamkitettségek fedezési stratégiák finomhangolása során. A kutatás legfőbb eredményeit és alkalmazhatósági lehetőségeit a következő, záró fejezet részben ismertetem.

4.9. Kitekintés, alkalmazási lehetőségek

Az empirikus elemzés eredményei alapján összefoglalva megállapítható, hogy az általam alkalmazott módszertan megfelelően alkalmazható a kollektív viselkedési formák azonosítására a teljes európai devizapiacon, hiszen a detektált fertőzési és divergens jellemzők a szakirodalom által jelzett időszakokra estek. Az ECB monetáris politikai lépéseinek elemzése tehát alkalmas volt a devizapiac válságjelenségeinek vizsgálatára annak ellenére, hogy a devizapiac közvetlen befolyásolásának szándéka, nem jelenik meg az ECB elsődleges céljai között. Mindez a gazdasági szereplők számára megkönnyítheti az árfolyamkitettségből adódó kockázatok kezelését, hiszen a piaci válságot jelző indikátort egy közvetlenül megfigyelhető csatornán is képesek elérni, komoly modellalkotás nélkül.

Kockázatkezelési szempontból fontos kiemelni, hogy a tanulmány elején ismertetett tranzakciós kitettség fedezésére alkalmazott stratégiák Madura (2008) szerint egyenrangúak (azaz a teljes/szelektív/nem fedezés alkalmazása egyaránt racionálisnak tekinthető, tehát nincs egyértelműen követendő „jó” stratégia), és pusztán a gazdálkodó preferenciáin múlik, hogy melyiket választja (például tulajdonosi akarat, informatikai háttér stb.). Munkám újszerű eredménye, hogy ezek költség oldalról történő „rangsorolását” segíthetem elő azáltal, hogy a diverzifikált devizaportfóliót feltételező nem fedezés és a szelektív fedezés módozatát eredményeim új megvilágításba helyezik. A diverzifikáció sikerességéhez az 1.1-es fejezetben a historikus korreláció időbeli stabilitását követeljük meg (azaz $\theta \approx 0$), míg a szelektív fedezés kapcsán a klasszikus VaR modell háttérfeltételezését (hozamok normális eloszlását) kell elfogadnunk.

A kikötések okozta torzulások érdekében alternatív eljárásokat (QQ plot, klaszterezés) foglalmaztam meg azzal az igénnyel, hogy a vizsgált hozamok időbeli eloszlása jobban illeszkedjen a tényleges válságjelenségekre. A fertőzések és divergenciák igazolása a különböző válság-periódusokban arra utal, hogy az θ paraméter abszolút értékben nagyobb, mint nulla, ami a diverzifikációs stratégia jelentős korrekcióját feltételezné időszakról időszakra, mely a gazdálkodó devizás pénzáramainak nagyarányú átstrukturálását követelné meg. Vállalati szempontból a diverzifikált devizás portfólióra épülő nem fedezési stratégia így drasztikus stratégiaváltásokat igényelhet, mely jelentős látens költségeket hordoz magában. Az extrém devizamozgások kifinomultabb megközelítését lehetővé tevő alternatív (QQ-plot) eljárás nyomán lehetőség van a szelektív fedezési döntések számának csökkentésére oly módon, hogy azok a valóban válságos időszakok hajnalán történjenek. Az egyes módszerek összehasonlítása során látható volt ugyanis, hogy a klasszikus VaR modell számos vakriasztást ad, így ez a devizás kitettség sokszor szükségtelen fedezésével járna együtt. Opciós fedezés

alkalmazása esetén mindez explicit módon emelné meg a gazdálkodó pénzügyi ráfordításait. A tranzakciós kitettség három fedezési stratégiája esetében így elmondható, hogy a teljes fedezés explicit költségével és a nem fedezés egyértelmű stratégia-kiigazításokkal járó reálgazdasági nehézségeivel szemben a szelektív fedezés várható költségeit képesek lehetünk tovább csökkenteni azáltal, hogy az általunk alkalmazott modellek a normális eloszlás sérülését figyelik az eloszlás szélein. *Munkám újszerűségét az extrém árfolyammozgások fenti (klasszikus és kifinomultabb) megközelítése, a mögöttük álló modellek tesztelése és az ezzel kapcsolatos fedezési hatékonyságnövelő megállapítások jelentik.*

A tanulmány segítségével sikerült továbbá a kutatás központi célkitűzését megvalósítani, hiszen feltártam a teljes európai devizapiac régiónkénti átlagos fertőzöttségi (kollektív viselkedési) jellemzőit, melynek alapján képes voltam az európai régiók között különbséget tenni az egyes időszakokban mutatkozó eltérő viselkedési mintázatoknak köszönhetően. A kelet-közép-európai országok vonatkozásában jól látható az euróválság alatt jelentkező divergencia jelensége, mely a térség homogenitásának szétesését eredményezte. A régió devizáinak évtizedes közös együttmozgása tehát megszűnt, a devizák önálló úton kezdenek járni. A vizsgált időszakban a CCE országokkal hasonló módon csak a balti-térség devizái viselkedtek, a subprime válság alatti fertőződés az euróválság hatására divergenciává alakult. A vezető devizák viselkedési formája a subprime válság óta a teljes devizapiaccal ellentétes úton jár. A kutatás tehát rávilágít arra, hogy rendszerszintű válságok esetén a divergencia az eurózónán kívüli országoknál is felléphet annak ellenére, hogy a térségben a korábbi időszakban erőteljes fertőzöttség mutatkozott. Mindez ugyanakkor kihat gazdasági szereplők árfolyamkitettségére, mely a téma kiemelt fontosságát sugallja.

Az empirikus vizsgálat eredményeiből továbbá kirajzolódik, hogy az egyes devizák válság előtti mozgása egy jövőbeli euróbevezetést célzó monetáris politika számára kedvező lehetett, hiszen a devizák szorosabb együttmozgása megkönnyítette a potenciális ERM II tagságot. A vizsgált devizák ugyanakkor a 2008-as válság előtt folyamatosan felértékelődési nyomással néztek szembe, míg válság után a divergencia nehezítette egy ilyen árfolyampolitika tartós fennmaradását. Egy kis nyitott gazdaság esetében a deviza szabad lebegtetése ugyanis visszahat a transzmissziós mechanizmus árfolyamcsatornáján keresztül a középtávú árszínvonal alakulására – így az esetleges kollektív viselkedések közvetett hatást gyakorolhatnak az árstabilitás elsődleges céljának elérésére is. A gazdaság külföld általi finanszírozottsága nyomán pedig a kamat és hitelcsatorna is torzulhat. Explicite tehát a jegybanknak hiába nem kell beavatkoznia az árfolyam védelmében, áttételesen azonban mégis mindig muszáj az árszínvonal stabilitásának megőrzése céljából.

A megismert kollektív viselkedési mintázatok tükrében fontos továbbá kiemelni, hogy bár az országok (állam, mint gazdasági szereplő) számára teljesen ésszerűnek tűnhet a költségvetési deficit finanszírozására a saját valutájukkal szoros korrelációs kapcsolatban lévő másik devizában eladósodni (például CHF, EUR), mely tartalékvalutaként magas likviditással és alacsony kamatszinttel jár együtt, ez azonban mégis komoly veszélyforrása válhat. Az áfolyamok nagymértékű kilengését ugyanis a csúcsosság (negyedik momentum) időbeli növekedése is képes előidézni.

5. ÖSSZEGZÉS

A globalizáció napjainkban óriási sebességgel terjed, mely mára életünk minden apró részletét áthatotta, hatásai pedig a látható és láthatatlan transzmissziós mechanizmusokon keresztül számos tovagyűrűző hatással bírnak. Az összekapcsolódás hálózati jellegéből kiindulva az egyes országok és gazdasági szereplők bekapcsolódtak a nemzetközi vérkeringésbe, mely számos potenciális előnyt és veszélyt tartogat számukra. A kölcsönös függőség kettőségének egyik szemléletes példája a pénzügyi rendszerek világméretű összefonódása. A gazdaság szereplői a külföldi piacok könnyű elérésével ugyanis nemzetközi méretekben képesek kockázataikat diverzifikálni, míg a piacok összekapcsolódásának, egységesülésének hatására a kockázatsökkentés potenciális lehetősége számottevően lecsökken.

Az elmúlt időszakban a pénzügyi instabilitást előidéző tényezők tovagyűrűző hatásaként fellépő *extrémitások* a tőke- és pénzpiacok sokkjaiban fokozódó koncentrátságot eredményeztek, mely a kutatás középpontját jelentő európai *devizapiacok* (szabadon lebegő) árfolyamainak alakulására jelentősen hatottak. Ennek érzékeltetését szolgálta a dolgozat főcímének metaforája is, ahol a devizapiac egészére, mint szervezetre, az egyes devizapiaci árfolyampárokra pedig, mint a szervezet építőelemeire (sejtjeire) tekintettem a kutatás során.

A pénz- és tőkepiaci szereplőknek tehát a piacon fellépő kockázatok minél hatékonyabb kezelése érdekében ismerniük kell, hogy egy adott devizapár extrém kilengése milyen mértékben képes más devizaárfolyamokat is megremegtetni? Amennyiben ugyanis igazolhatóvá válik a pénzügyi fertőzés a hozamok korrelációjának időbeli megváltozásával a rendszert érő külső- vagy belső sokk következtében, a kockázatporlasztás (diverzifikáció) épp akkor lesz hatástalan, amikor a legfontosabb lenne. Szükség van tehát egy olyan alternatív modell megalkotására, mely a devizapiacon gyakran fellépő nem várt mozgások és turbulens hatások még alaposabb megértését biztosítják, mellyel a gazdasági szereplők árfolyamkitettségüket költséghatékonyabban fedezhetik.

Jelen tanulmány ennek érdekében arra tett kísérletet, hogy az *extrémitások azonosításának újszerű (kifinomultabb) megközelítésével az egyes európai régiókban egy átlagos fertőzöttségi szintet mérhessek fel, mely lehetőségül szolgálhat az európai devizaárfolyam-kitettségek fedezési stratégiáinak hatékonyabbá tételéhez*. A jelenség tanulmányozásának és megértésének kulcsfontosságú részét képezi az európai monetáris politikai döntések vizsgált időszakbeli feltárása is, melynek, mint a válságos időszakokat jelző indikátornak kitüntetett szerepe van. A kitűzött cél megvalósítását részben az elméleti háttérrel biztosító szakirodalommal, részben az elemzéshez használt statisztikai módszertan alapos ismertetésével igyekeztem elérni.

Ennek érdekében munkámat a gazdasági szereplők árfolyamkitettségeinek fedezési stratégiáival, a kitettséget előidéző extrémítások vizsgálatával és azok kollektív viselkedési formáinak feltérképezésével kezdtem. Az *1. fejezet* a devizaárfolyam-kitettség fedezési lehetőségeinek, az extrém események és az extrémításokkal kapcsolatos fogalmak pontos meghatározására szolgált. Felvázoltam az extrémítások alapvető statisztikai és dinamikus (skálafüggetlen) tulajdonságait annak érdekében, hogy a használni (felépíteni) kívánt alternatív modell hatékony piacok elméletétől eltérő vonásait megállapíthassam. A fejezetben kiemelt fontossággal tárgyaltam a dolgozat alappillérét képező kollektív viselkedési formákat: a fertőzést és a divergenciát. A *2. fejezet* segítségével az extrém és normál értékek szétválasztási lehetőségeinek szakirodalmi áttekintését végeztem el feltárva a statisztikai alapokon nyugvó eljárásokat (VaR, EVT, QQ-plot) és a távolság alapú klaszterelemzést. A dolgozat *3. fejezetében* az empirikus összehasonlítás alapját biztosító ECB monetáris politikai válságkezelő lépéssorozatait ismertettem a teljes vizsgált időszak (2005. május 1. – 2014. február 4.) vonatkozásában. A *4. fejezet* segítségével feltártam a piaci hatékonyság sérülését a vizsgált idősoros adatokat illetően, részletezve a heteroszkedaszticitás, a stacionaritás és az autokorreláció problematikáját és kezelésük lehetőségeit. Végezetül a GARCH modellre építve a dinamikus feltételes korreláció (DCC) számításának menetét is bemutattam.

A tanulmány céljának megvalósítása érdekében a szakirodalmi és a módszertani fejezeteket követően elvégeztem empirikus vizsgálatomat az USD-ben denominált 19 európai deviza árfolyamadatainak felhasználásával. Az egyes országokat sajátosságaik alapján csoportokra bontva (vezetők, balti-térség, északi-térség, kelet-közép-európai térség és a periféria országok) elemeztem. A monetáris politika döntéseinek elemzésével pedig a vizsgált időintervallumot négy adóablakra osztottam, úgymint a supprime válság előtti (2005. május 1. – 2007. július 31.), a subprime válság alatti (2007. augusztus 1. – 2010. január 31.), a köztes (2010. február 1. – 2011. november 30.) és az euróválság (2011. december 1. – 2014. február 4.) időszakára. Az eredmények alapján megállapítható, hogy minden időszakban igazolódtak a kollektív viselkedési mintázatok az egyes európai régiókban. Az általam alkalmazott módszertan tehát megfelelően alkalmazható a kollektív viselkedési formák azonosítására a teljes európai devizapiacon, hiszen a detektált fertőzési és divergens jellemzők a szakirodalom által jelzett időszakokra estek. Az ECB monetáris politikai lépéseinek elemzése, mint válságjelző indikátor tehát alkalmas volt a piaci válságjelenségek vizsgálatára. Az elmúlt időszak válságokkal tűzdelt időszakának elemzésével kapcsolatban fontos kiemelnem, hogy a tanulmány nem az egyes válságok okainak és specifikus jellemzőinek feltárását tűzte ki célul. A válságokra egyszerűen úgy tekintettem, mint a kiépült devizapiaci hálózatot megremegtető

extrémnek minősített elmozdulások koncentrált halmazára (sokkokra), melyeket a rendszer általános jellemzőinek feltárására kívántam felhasználni.

A megismert kollektív viselkedési formák kockázatkezelési megközelítésben hozzájárulnak ahhoz, hogy a tranzakciós kitettség kezelésének diverzifikált devizaportfoliót feltételező nem fedezési és a szelektív fedezési módozatát új megvilágításba helyezzék. A historikus korreláció időbeli stabilitásának és a klasszikus VaR modell normális eloszlásának feltételezéseiből adódó torzulások (vakriasztások) helyett ugyanis az alkalmazott alternatív eljárással (QQ-plot) a vizsgált hozamok időbeli eloszlását jobban hozzáilleszthetjük a tényleges válságjelenségekre. A kifinomultabb megközelítéssel lehetővé válik, hogy a modell a valóban válságos időszakok kezdetén jelezzen, elkerülve a vakriasztásokból eredő szükségtelen fedezéseket, hiszen a módszerrel képesek lehetünk a normális eloszlás sérülését figyelni a valószínűségi eloszlás szélein.

Az empirikus elemzésből nyert adatok alapján megállapíthatom, hogy sikerült kutatásom tárgyát megvalósítani, hiszen *az európai devizák korrelációs együttmozgásának kifinomultabb elemzésével képes voltam feltárni a teljes európai devizapiac régiós fertőzőtségi szintjét és alakulását az elmúlt tíz év időszakában. Mindezek ismerete fontos jellemzőként szolgálhatnak az európai devizaárfolyam-kitettségek fedezési stratégiáinak hatékonyabbá tételében.* Ennek fényében a tanulmány főcímének kérdésére is megadhatjuk a választ, azaz: bár az egyes európai régiók eltérő reakciókat mutatnak a rendszert érő sokkokra vonatkozóan, egy-egy régió országainak viselkedése már nagymértékű hasonlóságot mutat. Csoportszintű viselkedési mintázatok rajzolódnak ki az európai devizapiacon, mely támpontul szolgálhat a kockázatkezelési stratégiák kialakításában.

Összességében elmondható, hogy kutatási célom megvalósítása érdekében számos tényrt tártam fel, melyekre támaszkodva több kitekintést is tettem. A kutatási terület azonban korán sem tekinthető lezártnak. A tanulmány központi kérdéskörének megvalósítása érdekében sikerült megvizsgálni a dolgozat fő célkitűzését, az eredmények azonban további ok-okozati kérdéseket vetnek fel. A felhasznált alternatív eljárás azonban egyértelmű ok-okozati összefüggések feltárására már nem használható. A kutatási munkám további folytatását képezheti a megismert alapösszefüggések feltárásán túl az egyes országcsoportok hasonló viselkedésének és a régiós különbségekben rejlő megválaszolatlan „miérték” mélyreható felkutatása az árfolyamkitettségből adódó fedezési stratégiák minél kifinomultabb voltának támogatása érdekében.

IRODALOMJEGYZÉK

- Ács A. (2012): A likviditás dimenziói. *Hitelintézeti Szemle*, 10 (3), 241-261.o.
- Albert R. – Jeong, H. – Barabási A. L. (1999): Diameter of World Wide Web. *Nature*, 401, 130-131.o.
- 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.
- Alexander, C. (2008): *Market Risk Analysis: Practical Financial Econometrics*. Wiley
- Amado, C. – Teräsvirta, T. (2014): Conditional Correlation Models of Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Nonstationary GARCH Equations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 32 (1), 69-87.o.
- Andriani, P. – McKelvey, B. (2012): Beyond Gaussian Averages: Redirecting. *International Business and Management Research*, 1212-1230.o. Letöltési idő: 2014.06.29. Letöltve: <http://www.jstor.org/stable/2117870?origin=JSTOR-on-page>.
- Arnove, M. – Laurens, B. J. – Ois Segalotto, J.-F. – Sommer, M. (2009): Central Bank Autonomy: Lessons from Global Trends. *IMF Staff Papers*, 56 (2).
- Árvai Zs. – Driessen, K. – Ötör-Robe, I. (2009): Regional Financial Interlinkages and Financial Contagion Within Europe. *IMF Working Paper*.
- Babbie, E. (2008): *A társadalomtudományi kutatás gyakorlata*. Balassi Kiadó, Budapest.
- Babetskaia-Kukharchuk, O. – Babetskii, I. – Podpiera, J. (2008): Convergence in exchange rates: market's view on CE-4 joining EMU. *Applied Economics Letters*, 15, 385-390.o.
- Bak, P. (1986): *How Nature Works*. Springer -Verlag, New York.
- Bak, P. (1996): *How Nature Works: The Science of self-organised criticality*. Copernicus, New York.
- Bak, P. – Tang, C. – Wiesenfeld, K. (1987): Self-Organized Criticality: An Explanation of 1/f Noise. *Physical Review Letters*. 59 (4), 45-60.o.
- Bak, P. –Tang, C. –Wiesenfeld, K. (1988): Self-Organized Criticality. *A Physical Review*. 38, (1), 56-76.o.
- Bánfi T. – Kürthy G. – Bánfi A. (2011): Szabályozás a pénzügyi válság(ok) után (között): kényszer és lehetőség. *Pénzügyi Szemle*, 56, 191-210.o.
- Barabás B. (2010): *Extrémérték-elmélet*. Letölthető: <http://www.math.bme.hu/~belab/extrem/extreme.pdf> Letöltési idő: 2014.06.12.
- Barabási A. L. (2002): *Linked. The New Science of Networks*. Cambridge MA. Perseus Publishing.

Barabási A. L. (2003): *Behálózva. A hálózatok új tudománya. Hogyan kapcsolódik minden egymáshoz és mit jelent ez a tudományban, az üzleti és a mindennapi életben.* Magyar könyvklub. Budapest

Barabási A. L. – Albert R. (1999): Emergence of scaling in random networks. *Science*, 286, 509-512 o.

Barabási A. L. – Albert R. – Jeong H. (2000): Scale-free characteristics of random networks: The topology of the worldwide web. *Physica A*, 281, 69-77.o.

Barabási A. L. – Oltvai Z. N. (2004): Network biology: understanding the cell's functional organization. *Nature Rev. Gen.* 5, 101-114.o.

Barczy M. – Ispány M. (2010): *A statisztika alapfogalmai, az információtömörítés módszertana.* Letölthető: http://www.inf.unideb.hu/valseg/dolgozok/barczy/KompStatElo2_BM_IM.pdf Letöltési idő: 2014. 06.27.

Baumöhl, E. – Lyócsa, S. (2014): Volatility and dynamic conditional correlations of worldwide emerging and frontier markets. *Economic Modelling*, 38, 175-183.o.

Bearce, D. H. (2002): *Monetary Divergence: Domestic Policy Autonomy in the Post-Bretton Woods Era.* Ann Arbor. University of Michigan Press.

Bech, M. L. – Atalay, E. (2008): The topology of the federal funds market. Federal Reserve Bank of New York, *Staff Reports*, 354-357.o.

Bekaert, G. – Harvey, C. R. – Ng, A. (2005): Market Integration and Contagion. *Journal of Business*, 78 (1), 39-69.o.

Benati, L. – Goodhart, C. (2011): Monetary Policy Regimes and Economic Performance: The Historical Record, 1979-2008. In: Friedman, B. – Woodford, M. (eds.): *Handbook of Monetary Economics*. ID, North Holland, Elsevier.

Bende J. B. (2009): *Portfólió VaR és a VaR kritikái.* Diplomadolgozat. ELTE Természettudományi kar.

Benedek G. – Lublós Á. – Szenes M. (2007): A hálózatelmélet banki alkalmazása. *Közgazdasági Szemle*, 54, 682-702.o.

Berlinger E. – Michaletzky M. – Szenes M. (2011): A fedezetlen bankközi forintpiac hálózati dinamikájának vizsgálata a likviditási válság előtt és után. *Közgazdasági Szemle*, 58, 229-252.o.

BIS (2011): Global liquidity – concept, measurement and policy implications. *BIS CGFS Publications*, 45.

Blanchard, O. – Dell’Ariccia, G. – Mauro, P. (2010): Rethinking Macroeconomic Policy. International Monetary Fund. *Staff position note SPN/10/01.*

BoJ (2010): *Coordinated Central Bank Actions.* Bank of Japan, Press Release Letölthető: http://www.snb.ch/en/mmr/reference/pre_20111130/source/pre_20111130.en.pdf Letöltési idő: 2014.10.12.

BoJ (2013): *Bank of Japan, Announcements, Press Release* Letölthető: http://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2013/k130404a.pdf Letöltési idő: 2014.10.28.

Bonanno, G. – Lillo, F. – Mantegna, R. (2001): Levels of complexity in financial markets. *Physica A*, 299, 16-27.o.

Bozsó D. – Rakonczai P. – Zempléni A. (2005): Árvizek a Tiszán és néhány mellékfolyóján, extrémérték-modellezés a gyakorlatban. *Statisztikai Szemle*, 83. (10-11) 919-936. o.

Brealey, R. A. – Myers, S. C. (2011): *Modern vállalati pénzügyek*. Panem kiadó, Budapest.

Brock, W. A. – Hommes, C. H. – Wagener, F. O. O. (2008): More hedging instruments may destabilize markets. *CeNDEF Working Paper*, University of Amsterdam.

Brockwell, P. J. – Davis, R. A. (2002): *Introduction to Time Series and Forecasting*. Springer-Verlag, New York.

Bródy A. (2009): A pénz cseréje pénzre – pénzbőség és pénzsűke. *Közgazdasági Szemle*, 56, 1110-1124.o.

Brooks, C. – Persaud, G. (2000): Value-at-risk and market crashes. *The Journal of Risk*, 2 (4) 46-52.o.

Browna, L. – Aktas G. (2011): Fear of the unknown: a pre-departure qualitative study of Turkish international students. *British Journal of Guidance & Counselling*, 39 (4), 339-355.o.

Bru, A. – Albertos, S. – Luis Subiza, J. – Garcia-Asenjo, J. L. – Bru, I. (2003): The universal dynamics of tumor growth. *Biophysical Journal*, 85 (5), 2948-2961.o.

Campbell, R. – Koedij, K. – Kofman, P. (2002): Increased Correlation in Bear Markets. *Financial Analysts Journal*, 58 (1), 87-94.o.

Cappiello, L. – Engle, R. F. – Sheppard, K. (2006): Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4 (4), 537-572.o.

Castagliola, P. (1996): Optimized algorithms for computing Wilcoxon's T_n , Wilcoxon's $W_{m,n}$, and Ansari-Bradley's $A_{m,n}$ statistics, when m and n are small. *Journal of Applied Statistics*, 23 (1), 41-57.o.

Chan, N. H. (2002): *Time Series Applications to Finance*. John Wiley & Sons, Inc.

Cipriani, M. – Guarino, A. (2008): Herd Behavior in Financial Markets: an Experiment with Financial Market Professionals. *IMF Working Paper*.

Clauset, A. – Shalizi, C. R. – Newman, M. E. J. (2009): Power-law distributions in empirical data. *SIAM Review*, 51 (4), 661-703.o.

Coles, S. (2001): *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer-Verlag, London.

Cont, R. – Bouchaud, J-P. (2000): Herd behavior and aggregate fluctuations in financial markets. *Macroeconomic Dynamics*, 4, 170–196.o.

Cotter, J. (2006): Extreme value estimation of boom and crash statistics. *European Journal of Finance*, 12, 553–66.o.

Csermely P. (2004): *A rejtett hálózatok ereje. Hogyan stabilizálják a világot a gyenge kapcsolatok?* Vince Kiadó, Budapest.

Danielsson, J. – Hartmann, P. – de Vries, C. (1998): The cost of Conservatism. *The Journal of Risk*, 11, 101-103. o.

Danielsson, J. – de Vries, C. (2000): Value-at-Risk and Extreme Returns. *Annales D'Économie et de Statistique*, 60, 239-270.o.

Das, B. – Resnick, S. I. (2008): QQ plots, random sets and data from a heavy tailed distribution. *Stochastic Models*. 24, 103–132.o.

Davidson, R. – MacKinnon, J. G. (2003): *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press, New York.

De Bondt, W. F. M. – Thaler, R. H. (1985): Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance*, 40, 793-805.o.

Deutsch, H.-P. (2002): *Derivatives and Internal Models*. Palgrave.

Dickey D. A. – Fuller, W. A. (1979): Distribution of the estimators for autoregressive. Time Series with a Unit root. *J. Am. Stat. Assoc.*, 14, 427-431.o.

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, 83-106.o.

Dunbar, N. (2000): *Inventing Money*. John Wiley & Sons Ltd.

ECB (2002–2012): *Annual Report*. European Central Bank, Frankfurt.

ECB (2008): *Measures to address liquidity pressures in some funding markets*. European Central Bank, Frankfurt.

ECB (2008): *Measures designed to address elevated pressures in the short-term US dollar funding markets*. European Central Bank, Frankfurt

ECB (2008): *Swiss National Bank and European Central Bank cooperation to provide swiss franc liquidity*. European Central Bank, Frankfurt

ECB (2010): *ECB signs swap facility agreement with the Bank of England*. European Central Bank, Frankfurt.

ECB (2011): *Coordinated central bank action to address pressures in global money markets*. European Central Bank.

ECB (2013): *ECB establishes standing swap arrangements with other central banks*. European Central Bank, Frankfurt

ECB (2014): *Institutions*, Letölthető: http://europa.eu/about-eu/institutions-bodies/ecb/index_hu.htm Letöltés ideje: 2014.10.01.

Elek P. – Bíró A. (2010): *Ökonometria*. Letölthető: file:///D:/Let%C3%B6lt%C3%A9sek/0041_okonometria.pdf, Letöltési idő: 2014.09.01.

Embrechts, P. – Kluppelberg, C. – Mikosch, T. (1997): *Modelling Extremal Events – For Insurance and Finance*. Springer, New York.

Engle, R. F. (1982): Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*, 50, 987-1008.o.

Equilor (2014): *A devizapiac sajátosságai*. Letölthető: http://www.equilor.hu/devizapiac_sajatossagai.php, Letöltési idő: 2014.10.15.

Erdős M. – Mérő K. (2010): *Pénzügyi közvetítő intézmények. Bankok és intézményi befektetők*. Akadémia Kiadó, Budapest.

Evangelos, E. I. (2010): Unit-root testing: on the asymptotic equivalence of Dickey–Fuller with the log–log slope of a fitted autoregressive spectrum. *Journal of Time Series Analysis*, 31 (3), 153-166.o.

Fama, E. (1970): Efficient Capital markets, A Review Theory and Empirical Work, *Journal of Finance* 5, 383-417.o.

Farmer, R. E. A. (2013): Qualitative easing: a new tool for the stabilisation of financial markets. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 53 (4) 405-413.o.

Fazekas I. (2000): *Bevezetés a matematikai statisztikába*. Kossuth Egyetemi Kiadó, Debrecen.

Ferenci T. (2011). *A sztochasztikus idősorelemzés alapjai*, BCE, Statisztika Tanszék letölthető: <http://www.medstat.hu/oko/2011osz/idosor.pdf>, Letöltés ideje: 2014.10.06.

Fisher, R. A. – Tippett, L. H. C. (1928): Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. *Philosophical Society*. 24, 180–190. o.

Forbes, J. K. – Rigobon, R. (2002): No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57 (6), 2223-2261.o.

Francq, C. – Wintenberger, O. – Zakoian, J-M. (2013): GARCH models without positivity constraints: Exponential or log GARCH? *Journal of Econometrics*, 177 (1), 34-46.o.

Frey, R. – McNeil, A. (2002): VaR and expected shortfall in portfolios of dependent credit risks: Conceptual and practical insights. *Journal of Banking & Finance*, 26, 1317–1334.o.

Gabaix, X. – Gopikrishnan, P. – Plerou, V. – Stanley, H. E. (2003): A theory of power-law distributions in financial market fluctuations. *Nature*, 423, 267-270.o.

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, 1779-802.o.

Greene, W. H. (2002): *Econometric analysis*, 5th edition, Prentice-Hall. Englewood Cliff, Nj.

Grilli, V. – Masciandaro, D. – Tabellini, G. (1991): Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries. *Economic Policy*, 13, 41–92.o.

Györfy D. (2013): Válságkezelés Európában, a gazdaságpolitika depolitizálásának kilátásai. *Pénzügyi Szemle*, 58 (2), 123-135.o.

- Hámori B. (2003): Kísérletek és kilátások, Daniel Kahneman. *Közgazdasági Szemle*, 50, 779-799.o.
- Hazime, M. (1965): Transport, Collective Motion, and Brownian Motion, *Progress of Theoretical Physics*, 33 (3), 102-123.o.
- Herrmann-Pillath, C. (2000): How to Research Complex Systems: A Methodological Comparison of "ORDO-Liberalism" and Regulation Theory. In: Labrousse, A. – Weisz, J-D. (eds.): *Institutional Economics in France and Germany*, Springer, Heidelberg.
- Hollander, M. – Wolfe, D. A. (1973): *Nonparametric Statistical Methods*. John Wiley & Sons, New York.
- Holton, G. A. (2002): History of Value-at-Risk, *The Journal of Risk*. 1922-1998.o.
- Hunyadi L. (2006): A heteroszkedaszticitásról egyszerűbben. *Statisztikai Szemle*, 84 (1), 75-82.o.
- Illés I. (2002): *Társaságok pénzügyei*. Saldo Pénzügyi Tanácsadó és Informatikai Rt. Budapest.
- Jensen, H. J. (1998): *Self-Organized Criticality – Emergent Complex Behavior in Physical and Biological Systems*. Cambridge University Press, New York.
- 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.
- Jiawei, H. – Micheline, K. (2004): *Adatbányászat, koncepciók és technikák*. Panem, Elsevier, Budapest.
- Jorion, P. (1999): *A kockáztatott érték*. Panem kiadó, Budapest.
- Kantz, H. – Altman, E. G. – Hallerberg, S. – Holstein, D. – Riegert, A. (2006): Dynamical Interpretation of Extreme Events: Predictability and Predictions. In: Albeverio, S. – Jentsch, V. – Kantz, H. (eds.): *Extreme Events in Nature and Society*. Springer.
- Kasch-Haroutounian, M. – Price, S. (2001): Volatility in the transition markets of Central Europe. *Applied Financial Economics*, 11, 93-105.o.
- Kendall, M. (1953): The Analysis of Economic Time-Series. *Journal of The Royal Statistical Society*, 96 (1), 11-25.o.
- Kertész J. – Vicsek T. (2006): Komplex hálózatok a természetben és a társadalomban. *Magyar Tudomány*, 5, 558-564.o.
- Kimura, T. – Masuyama, H. – Takahashi, Y. (2013): Subexponential asymptotics of the stationary distributions of GI/G/1-type Markov chains, *Stochastic Models*, 29, 190–239.o.
- Kiss G. D. (2011): A pénz- és tőkepiaci válság hatása a kelet-közép-európai monetáris politika mozgásterére. In: Farkas, B. (2011): *Válság: mérföldkő az európai integrációban? Discussion Papers*. Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar, 47-72.o.
- Kiss G. D. (2012): *Tőkepiaci fertőzés és divergencia meghatározása extrém események segítségével – kelet-közép európai részvény, kötvény és devizapiaci hálózatok példáján*. Doktori értekezés Szeged.

Kiss G. D. – Kosztópulosz A. (2012): The Impact of the Crisis on the Monetary Autonomy of Central and Eastern European Countries. *Public Finance Quarterly*, 57, 27-51.o.

Kiss G. D. – Schusztter T. (2014a): Az együttmozgás vége- a kelet-közép európai devizák és a svájci frank kapcsolata. *Hitelintézeti Szemle*, 13 (1), 78-97.o.

Kiss G. D. – Schusztter T. (2014b): What are the differences Between the Currencies of Foreign Exchange Loans? *Public Finance Quarterly*, (2), 187-206.o.

Kóbor Á. (2003): *A piaci kockázatmérési eszközök alkalmazási lehetőségei a pénzügyi stabilitás elemzésében*, PhD értekezés, BKÁE.

Kohn, M. (2007): *Bank- és pénzügyek, pénzügyi piacok*. Osiris Kiadó, Budapest.

Kosztópulosz A. (2011): A pénzügyi válság és következményei: monetáris politikai és szabályozási kihívások. In: Farkas, B. (2011): *Válság: mérföldkő az európai integrációban?* *Discussion Papers*. Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar, 14-46.o.

Krink, T. – Tomsen, R. (2001): Self-Organized Criticality and Mass Extinction in Evolutionary Algorithms. *Proc. IEEE int. Conf. on Evolutionary Computing*, 1155-1161.o.

Kuusk, A. – Paas, T. (2013): A meta-analysis based approach for examining financial contagion with special emphasis on CEE economies. *Eastern European Economics*, 51 (3), 73-93.o.

Kürti L. Á. (2006): A piaci kockázat modellezése: egy kopula-megközelítés. *Közgazdasági Fórum*, 43-75.o.

Kvascev, G. S – Djurovic, Z. M. – Kovacevic, B.D. (2009): Adaptive recursive M-robust system parameter identification using the QQ-plot approach. DOI: 10.1049/iet-cta.2009.0647

Lawson, C. – Zimková, E. (2009): The credit crisis: what lessons for Visegrad? *Prague Economic Papers*, 2, 99-113.o.

Leadbetter, M. R. – Lindgren, G. – Rootzen, H. (1983): *Extremes and related properties of random sequences and processes*. Springer. New York.

Letenyei L. (2003): A kapcsolatháló regénye. *Szociológiai Szemle*, 3, 123-131.o.

Levin, D. (2009): Modeling tail behavior with extreme value theory. *Risk Management*, 45, 14–18.o.

Liberti, L. – Lator, C. – Maculan, N. – Mucherino, A. (2014): Euclidean Distance Geometry and Applications. *IAM Rev*, 56 (1), 3–69.o.

Lőrincz M. – Nagy B. Zs. (2011): A kockázatos érték módszertani aspektusai – empirikus alkalmazás. *Közgazdász Fórum*, 45-64.o.

Lublóy Á. (2005): Dominóhatás a magyar bankközi piacon. *Közgazdasági Szemle*, 52, 377-401.o.

Luceno, A. (2007): A Universal QQ-Plot for Continuous Non-homogeneous Populations. *Journal of Applied Statistics*, 34 (10), 1207–1223.o.

Lukács O. (1999): *Matematikai Statisztika*. Műszaki Könyvkiadó, Budapest.

- Madura, J. (2008): *International Financial Management*. Thomson.
- Mantegna, R. N. – Stanley, H. E. (2000): *An Introduction to Econophysics*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Medvegyev, P. (2000): Stabilitás és piaci verseny. *Racionalitás és méltányosság: Tanulmányok Augusztinovics Máriának, Közgazdasági Szemle Alapítvány*, Budapest.
- Mendes, B. V. M. – Lima, J. S. S. (2005): Modeling clusters of extreme losses. *Journal of Actuarial Practice*, 12, 1-21.o.
- Mendes, B. V. M. (2006): A Bayesian analysis of clusters of extreme losses. *Appl. Stochastic Models Bus. Ind.* 22, 155–167.o.
- Mishkin, F. S. (2011): Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis, National Bureau of Economic Research. *NBER Working Paper Series*, Massachusetts Avenue Cambridge.
- MNB (2004): Structural breaks and financial risk management. *MNB Working paper*.
- MNB (2014): *Amit a hozamokról tudni kell*. Letölthető: https://felugyelet.mnb.hu/data/cms547529/Amit_a_hozamokr_l_tudni_kell.pdf Letöltés ideje: 2014.08.14.
- Molnár M. A. (2005): A hatékony piacok elméletének történeti előzményei. *Hitelintézeti Szemle*, 4, 17-36.o.
- Molnár M. A. (2006): A hatékony piacról szóló elmélet kritikái és empirikus tesztjei, *Hitelintézeti Szemle*, 3, 44-62.o.
- Moss, S. (2002): Policy analysis from first principles. *Proceedings of The National Academy of Science*, 99, 7267-7274.o.
- Nagy-György J. – Osztényiné K. É. – Székely L. (2010): *Valószínűesszámitás és statisztika példatár*. Polygon, Szeged.
- Newman, M. E. J. (2005): Power-laws, Pareto-distributions and Zipf's law. *Contemporary Physics*, 46 (5), 323-351.o.
- Nyström, K. – Skoglund, J. (2002): *Framework for Scenariobased Risk Management*. Swedbank, Group Financial Risk Control.
- 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.
- Ossandón, S. – Bahamonde, N. (2013): A new nonlinear formulation for GARCH models. *Comptes Rendus Mathématique*, 351 (5/6), 235-239.o.
- Palandri, A. (2014): Risk-free rate effects on conditional variances and conditional correlations of stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 25, 95-111.o.

Petrimán Z. – Tulassay Zs. (2005): Bepillantás az ARCH modellek világába. *Hitelintézeti szemle*, 4 (2), 73-80.o.

Pickands, J. (1975): Statistical inference using extreme value order statistics, *Annals of Statistics*, 3, 347–70.o.

Plümper, T. – Troeger, V. E. (2008): Fear of Floating and the External Effects of Currency Unions. *American Journal of Political Science*, 32, 656-676.o.

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.

Ramanathan, R. (2003): *Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal*. Panem Kiadó. Budapest.

Rasmussen, P.-F. – Ashkar, F. – Rosbjerg, D. – Bobée, B. (1994): The POT method for flood estimation: a review. in: Hipel, K. (ed.): *Stoch. Stat. Methods Hydrol Envir.*

Reiss, R.-D. – Thomas, M. (2007): *Statistical Analysis of Extreme Values with Applications to Insurance, Finance, Hydrology and Other Fields*, Birkhauser, Boston.

Robert, B (1828): A brief account of microscopical observations made in the months of June, July, and August, 1827, on the particles contained in the pollen of plants; and on the general existence of active molecules inorganic and inorganic bodies. *Philosophical Magazine*, 4, 161-173.o.

Romhányi B. (2001): *A hozamgörbe tanulási hipotézise*. Doktori értekezés, Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem, Budapest.

Sajtos L. – Mitev A. (2007): *SPSS kuttási és adatkezelési kézikönyv*. Alinea Kiadó, Budapest.

Schützenmeister, A. – Jensen, U. – Piepho, H. P. (2012): Checking Normality and Homoscedasticity in the General Linear Model Using Diagnostic Plots. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*. DOI: 10.1080/03610918.2011.582560.

Sebestyén T. (2011): *Hálózati struktúra és egyensúly: a tudás-áramlás szerkezeti jellemzőinek kérdései*. Műhelytanulmányok. Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar.

Sheldon, M. R. (1996): *Stochastic Processes*, Wiley Series in Probability and Statistics, 2nd Edition.

Shin, C. W. – Kim, S. (2004): *Self-organised criticality and scale-free properties in emergent functional neural networks*. Cornell University Library. Letöltve: <http://arxiv.org/abs/cond-mat/0408700v2>, Letöltési idő: 2014.07.23.

Simai M. (2008): *A világgazdaság a XXI. század forgatagában*. Akadémiai Kiadó, Budapest.

Slovik, P. – B. Cournède (2011): Macroeconomic Impact of Basel III. *OECD Economics Department Working Papers*, 844, DOI: 10.1787/5.

Song, C. – Havlin, S. – Makse, H. A. (2005): Self-similarity of complex networks, *Nature*, 433, 392-395.o.

Sornette, D. (2006): Endogenous versus Exogenous Origins of Crises. In: Albeverio, S. –Jentsch, V. – Kantz, H. (eds.): *Extreme Events in Nature and Society*. Springer

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.

Taleb, N. (2007): *The Black Swan*. Random House, New York.

Tamakoshi, G. – Hamori, S. (2013): An asymmetric dynamic conditional correlation analysis of linkages of European financial institutions during the Greek sovereign debt crisis. *European Journal of Finance*, 19 (10), 939-950.o.

Thorsten, T. – Herbert, B. (2007): Jarque–Bera Test and its Competitors for Testing Normality – A Power Comparison, *Journal of Applied Statistics*, 34 (1/2), 87-105.o.

Tinbergen, J. (1967): *Economic Policy: Principles and Design*. 2nd Edition. North Holland, Amsterdam.

Tolikas, K. – Gettinby, G. D. (2009): Modelling the distribution of the extreme share returns in Singapore, *Journal of Empirical Finance*, 16, 254–63.o.

Tolikas, K. – Koulakiotis, A. – Brown, R. A. (2007): Extreme risk and value-at-risk in the German stock market. *European Journal of Finance*, 13, 373–95.o.

Tsay, R. S. (2005): *Analysis of Financial Times Series*. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.

Udvari B. (2013): *Az Európai Unió nemzetközi fejlesztéspolitikája: a kereskedelempolitikai eszközök eredményessége*. JATEPress, Szeged.

Uhrin Á. – Schusztér T. (2013): Az USA Aid for Trade politikája. *Külgazdaság*, 57 (11-12), 48-82.o.

Váradai K. (2012): Az ajánlati könyv statisztikai tulajdonságai. *Hitelintézeti Szemle*, 14 (3), 272-286.o.

Világbank (2014): *Definitions of contagion*. Letöltve: <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/EXTPROGRAMS/EXTMACROECO/0,,contentMDK:20889756~pagePK:64168182~piPK:64168060~theSitePK:477872,00.html>, Letöltés ideje: 2014.07.12.

Vitali, S. – Glattfelder, J. B.–Battiston, S. (2011): The network of global corporate control. *PLoS ONE*, 6, 34-55.o.

Wang, Q. J. (1991): The POT model described by the generalized Pareto distribution with Poisson arrival rate. *J. Hydrol*, 129, 263–280.o.

Watts, D. J. – Strogatz, S. H. (1998): Collective dynamics of 'small-world' networks. *Nature*, 393, 440.o.

Wuchty, S. – Almaas, E. (2005): Peeling the yeast protein network, *Proteomics* 5 (2), 444-449.o.

Zarowin, P. (1990): Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25 (1), 113–125.o.

MELLÉKLETEK

1. melléklet Az egyes devizák eltérő módszerek esetén mutatott extrém elmozdulásainak jellemzői 2005. május 1. és 2014. február 4. között (1/2)

Extrémérték-eljárások	Vezetők		Északi-térség				Balti-térség		
	EUR	CHF	GBP	DKK	ISK	NOK	LVL	LTL	SEK
QQ-plot									
a teljes minta kurtózisa	6,50191	9,498683	10,06951	6,535441	501,7894	7,256693	9,508126	7,374464	6,389624
normál napok kurtózisa	2,785394	2,893109	2,800846	2,978315	5,416579	2,85573	2,841848	2,780612	2,892556
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	0,008495	0,008708	0,007949	0,008476	0,03732	0,010787	0,008545	0,008657	0,010999
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	-0,00711	-0,00881	-0,00754	-0,00729	-0,03331	-0,00886	-0,00726	-0,00746	-0,00953
VaR									
a teljes minta kurtózisa	6,50191	9,498683	10,06951	6,535441	501,7894	7,256693	9,508126	7,374464	6,389624
normál napok kurtózisa	3,481916	3,755759	5,740678	3,821449	55,69755	4,18374	4,036519	3,73933	4,098987
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	0,742315	0,807525	0,666683	0,756195	1,2485	0,903592	0,661962	0,750154	0,927652
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	-0,74232	-0,80753	-0,66668	-0,75619	-1,2485	-0,90359	-0,66196	-0,75015	-0,92765
Klaszter									
a teljes minta kurtózisa	6,50191	9,498683	10,06951	6,535441	501,7894	7,256693	9,508126	7,374464	6,389624
normál napok kurtózisa	2,955115	2,939323	2,957623	2,931956	2,799959	2,925389	2,960902	2,959396	2,907366
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	-0,00901	-0,00834	0,000142	-0,00708	-0,01271	-0,01014	0,000317	-0,00913	-0,00993
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	0,008559	0,009587	0,009152	0,007961	0,011345	0,010678	0,008881	0,009671	0,010999
klaszterek száma	74	95	73	100	58	69	100	74	82
meghiúsult-e a 3-as kurtózishoz közelítés? (0: nem, 1: igen)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VAL									
a teljes minta kurtózisa	6,50191	9,498683	10,06951	6,535441	501,7894	7,256693	9,508126	7,374464	6,389624
normál napok kurtózisa	2,789727	2,81928	2,656125	2,980851	2,567969	2,821423	2,635875	2,767947	2,805177
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	0,007512	0,00847	0,006886	0,007693	0,009156	0,008973	0,006704	0,007726	0,009455
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	-0,00783	-0,00785	-0,00688	-0,0079	-0,01011	-0,00958	-0,00692	-0,00794	-0,00973

Forrás: Saját szerkesztés

1. melléklet Az egyes devizák eltérő módszerek esetén mutatott extrém elmozdulásainak jellemzői 2005. május 1. és 2014. február 4. között (2/2)

Extrémérték-eljárások	CEE-térség					Periféria-térség				
	HRK	CZK	HUF	PLN	RON	ALL	UAH	RUB	RSD	TRY
QQ-plot										
a teljes minta kurtózisa	15,64763	8,965243	9,383335	9,227839	13,62543	8,333506	18,82524	13,13529	14,72943	60,34025
normál napok kurtózisa	3,069681	3,00447	2,909659	3,048496	2,698645	2,632475	3,483526	2,854704	2,948739	6,132161
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	0,011771	0,011479	0,014032	0,013538	0,011347	0,008844	0,007504	0,011021	0,01362	0,015353
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	-0,01074	-0,01023	-0,01184	-0,01196	-0,00995	-0,0077	-0,00661	-0,01061	-0,01167	-0,0143
VaR										
a teljes minta kurtózisa	15,64763	8,965243	9,383335	9,227839	13,62543	8,333506	18,82524	13,13529	14,72943	60,34025
normál napok kurtózisa	5,040597	3,904814	3,916059	5,786277	4,420373	3,775359	8,287826	4,042343	6,222057	34,95174
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	0,85577	0,989792	1,128935	1,077651	0,897414	0,75858	0,490635	0,949809	1,023568	0,803408
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	-0,85577	-0,98979	-1,12894	-1,07765	-0,89741	-0,75858	-0,49063	-0,94981	-1,02357	-0,80341
Klaszter										
a teljes minta kurtózisa	15,64763	8,965243	9,383335	9,227839	13,62543	8,333506	18,82524	13,13529	14,72943	60,34025
normál napok kurtózisa	2,824462	2,934325	2,968348	3,013503	2,879036	2,907594	3,486083	2,934091	2,89031	4,374127
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	-0,00994	-0,01056	-0,01321	-0,01196	-0,01231	-0,01077	-0,00729	-0,01172	-0,01248	-0,00853
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	0,008456	0,009894	0,013807	0,012761	0,011056	0,008626	0,006454	0,011105	0,011522	0,010187
klaszterek száma	74	95	73	100	58	69	100	74	82	100
meghiúsult-e a 3-as kurtózishoz közelítés? (0: nem, 1: igen)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VAL										
a teljes minta kurtózisa	15,64763	8,965243	9,383335	9,227839	13,62543	8,333506	18,82524	13,13529	14,72943	60,34025
normál napok kurtózisa	2,673839	2,882581	2,777098	2,867666	2,50565	2,561624	3,078984	2,677343	2,683368	3,44754
pozitív extrém hozamok (X+) minimuma	0,007987	0,009796	0,011342	0,010597	0,008583	0,007397	0,005033	0,008627	0,009413	0,006267
negatív extrém hozamok (X-) maximuma	-0,00833	-0,00993	-0,01184	-0,01127	-0,00908	-0,00792	-0,0055	-0,00967	-0,01046	-0,00636

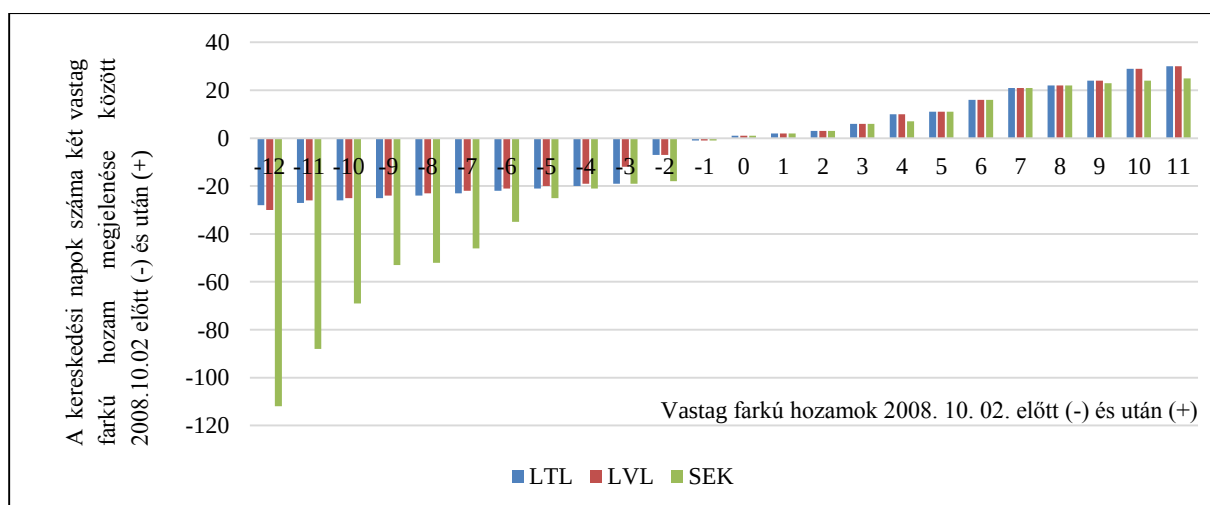
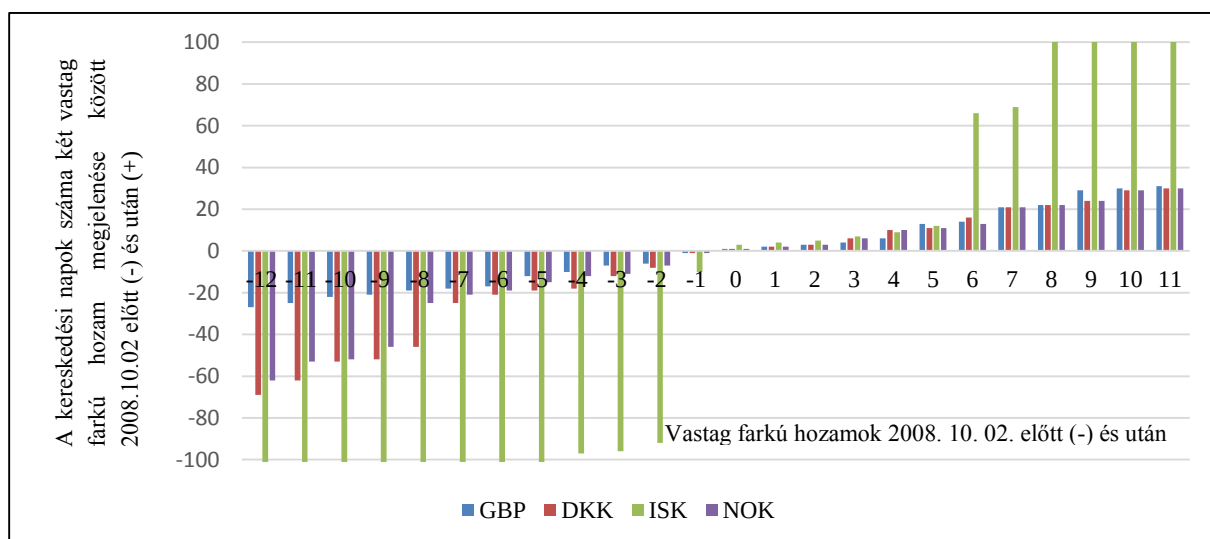
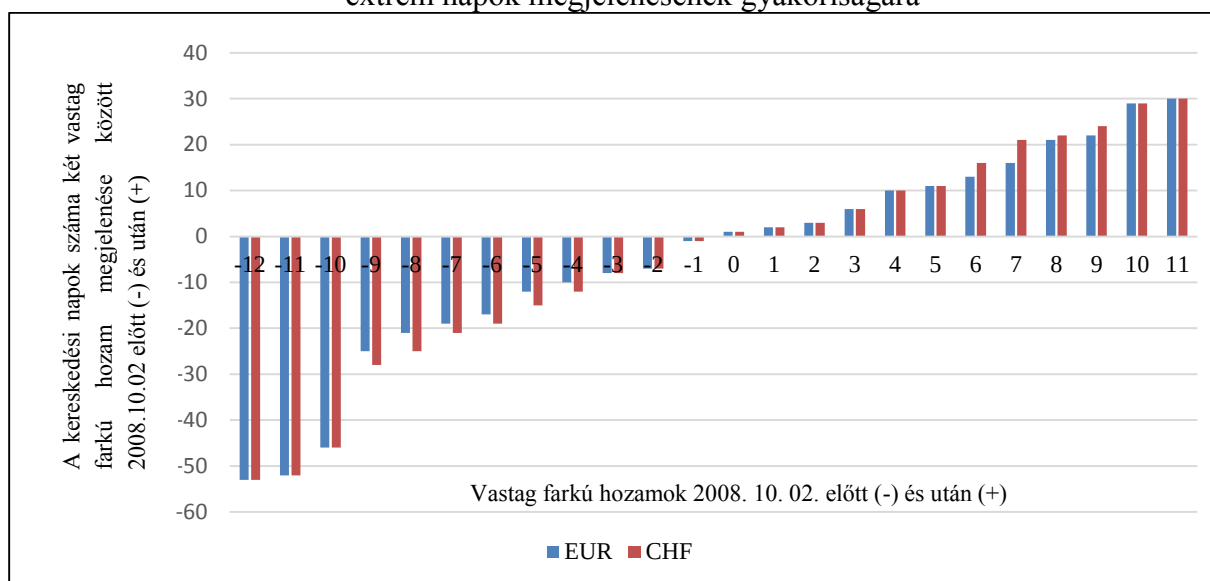
Forrás: Saját szerkesztés

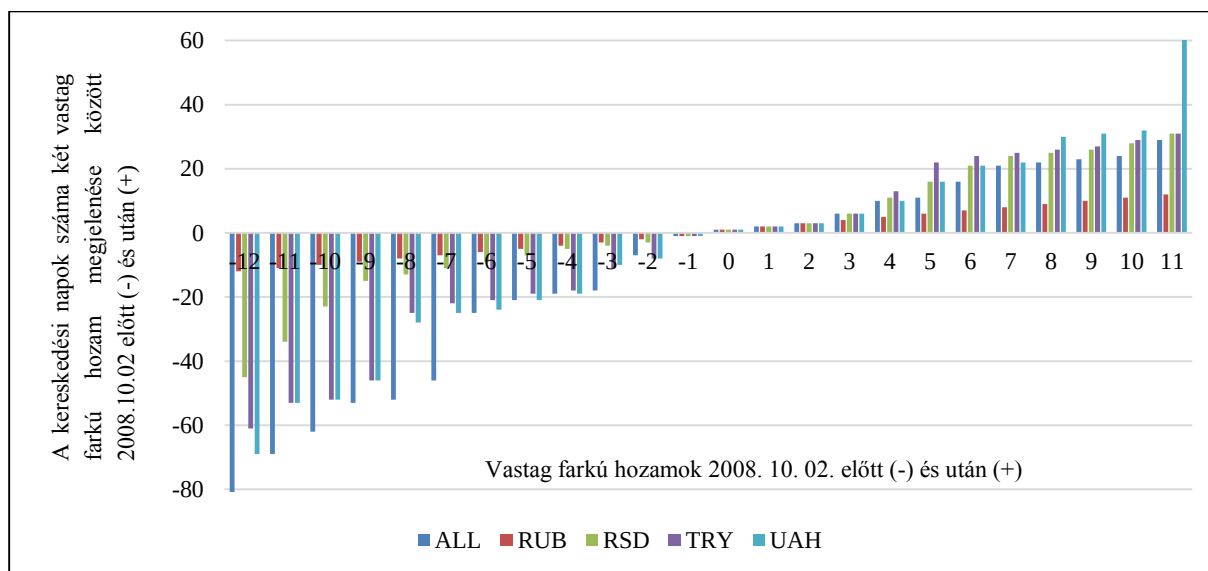
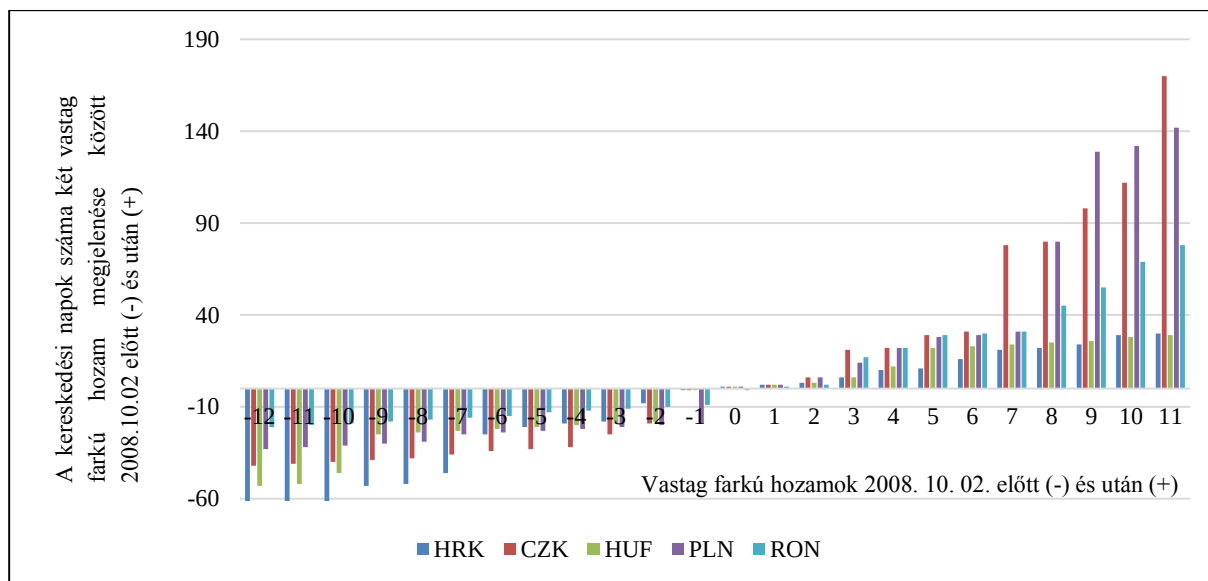
2. *melléklet* Az adott napi extrém elmozdulások négy módszer alapján történő közös azonosítása a vizsgált időszak alatt

Csoportok	Adott napi extrém elmozdulások számának azonosítása					ÖSSZESEN
	mind a 4 módszer alapján	3 módszer alapján	2 módszer alapján	1 módszer alapján	nincs extrém napi jelzés	
Vezetők						
Eurozóna (EUR)	270	85	72	178	2588	3201
Svájc (CHF)	282	88	46	157	2170	3201
Észak						
Egyesült Királyság (GBP)	205	123	139	124	2610	3201
Dánia (DKK)	322	103	55	103	2610	3201
Izland (ISK)	21	185	139	137	2713	3201
Norvégia (NOK)	271	77	71	159	2615	3201
Balti						
Lettország (LVL)	229	84	125	162	2601	3201
Litvánia (LTL)	239	96	86	164	2608	3201
Svédország (SEK)	271	87	49	164	2622	3201
CEE						
Horvátország (HRK)	182	117	100	163	2631	3201
Csehország (CZK)	275	112	40	109	2657	3201
Magyarország (HUF)	242	71	88	125	2667	3201
Lengyelország (PLN)	234	84	76	169	2630	3201
Románia (RON)	181	86	108	183	2635	3201
Periféria						
Albánia (ALL)	204	127	87	130	2653	3201
Oroszország (RUB)	133	105	98	323	2542	3201
Szerbia (RSD)	238	68	69	135	2691	3201
Törökország (TRY)	201	89	82	228	2601	3201
Ukrajna (UAH)	97	108	156	206	2634	3201

Forrás: Saját szerkesztés

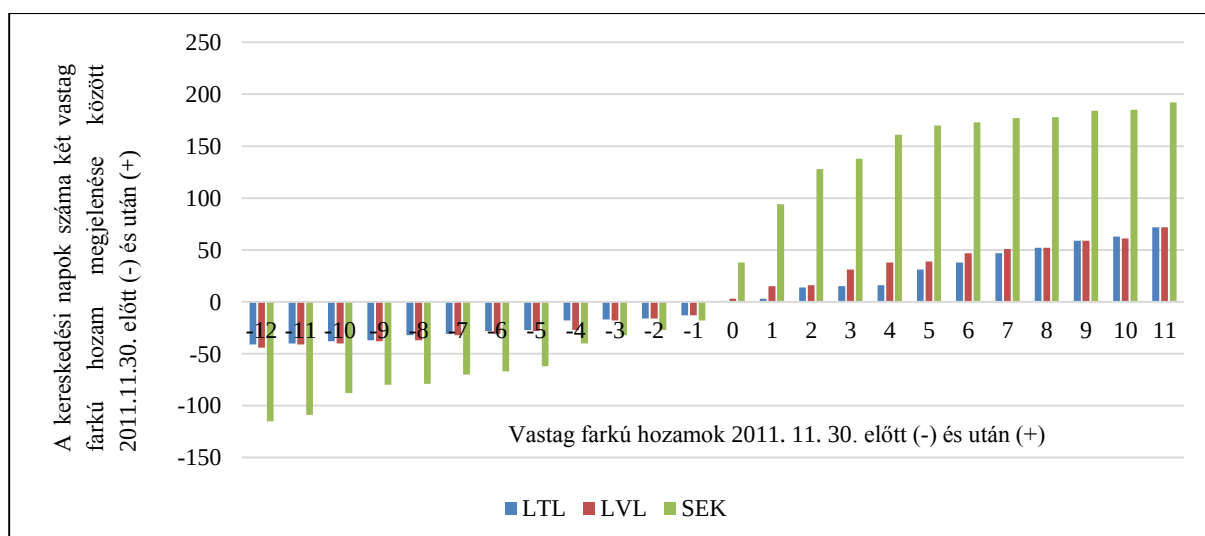
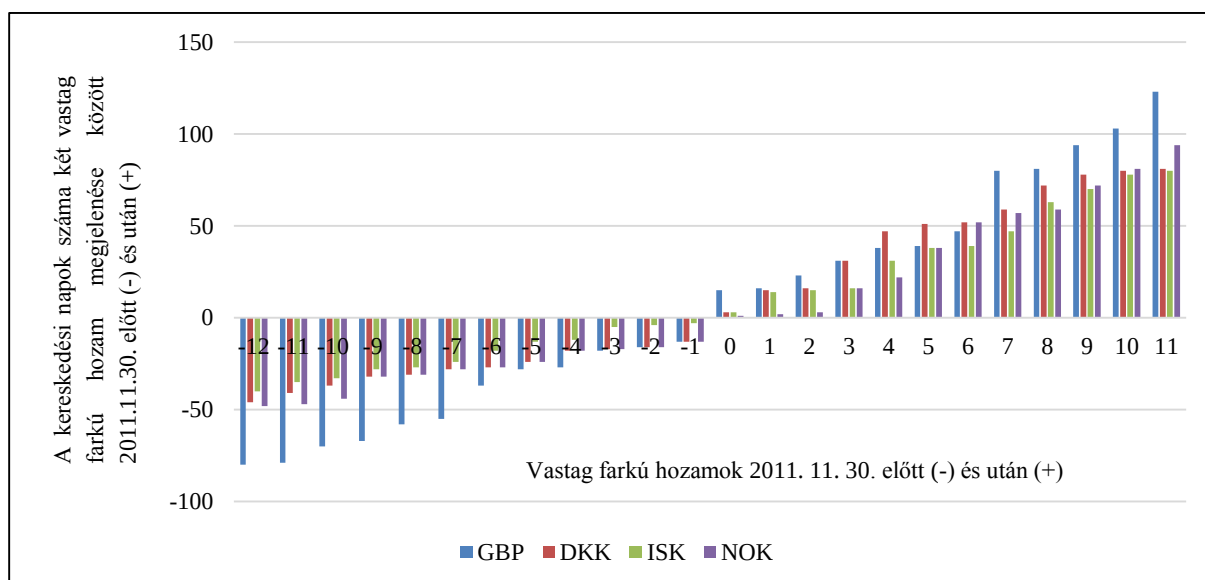
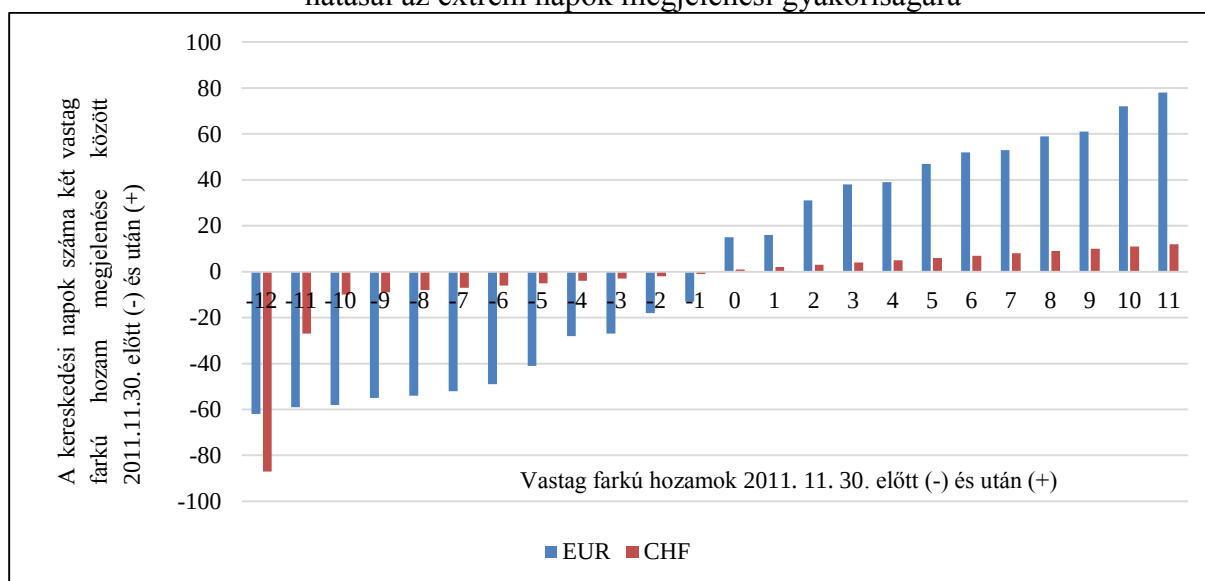
3. melléklet A monetáris politika 2008. október 2-i kamatcsökkentési döntésének hatásai az extrém napok megjelenésének gyakoriságára

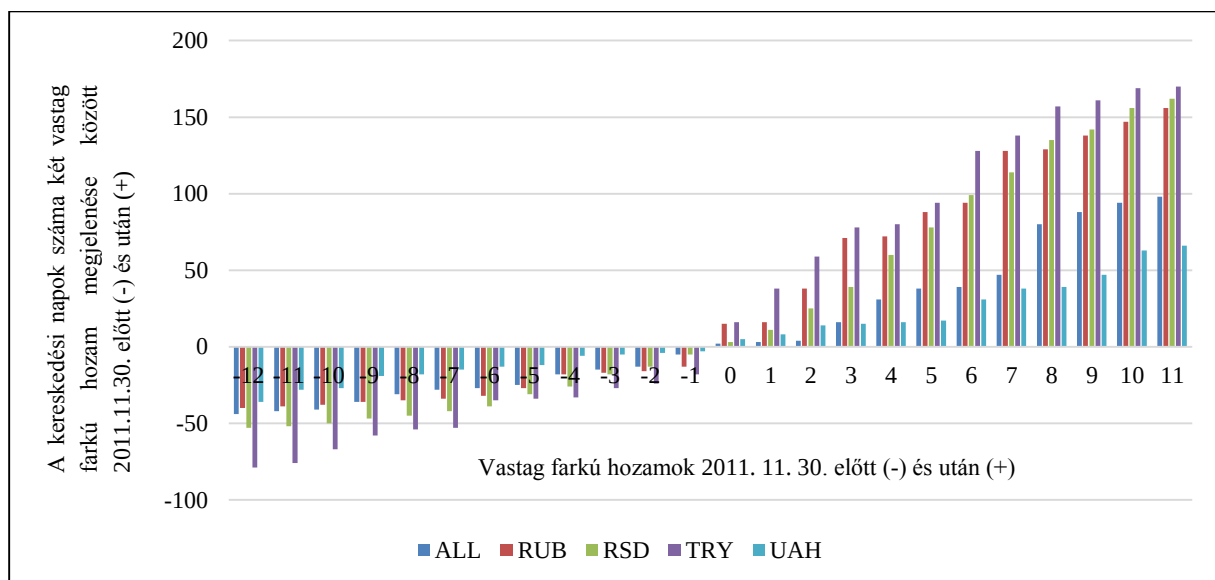
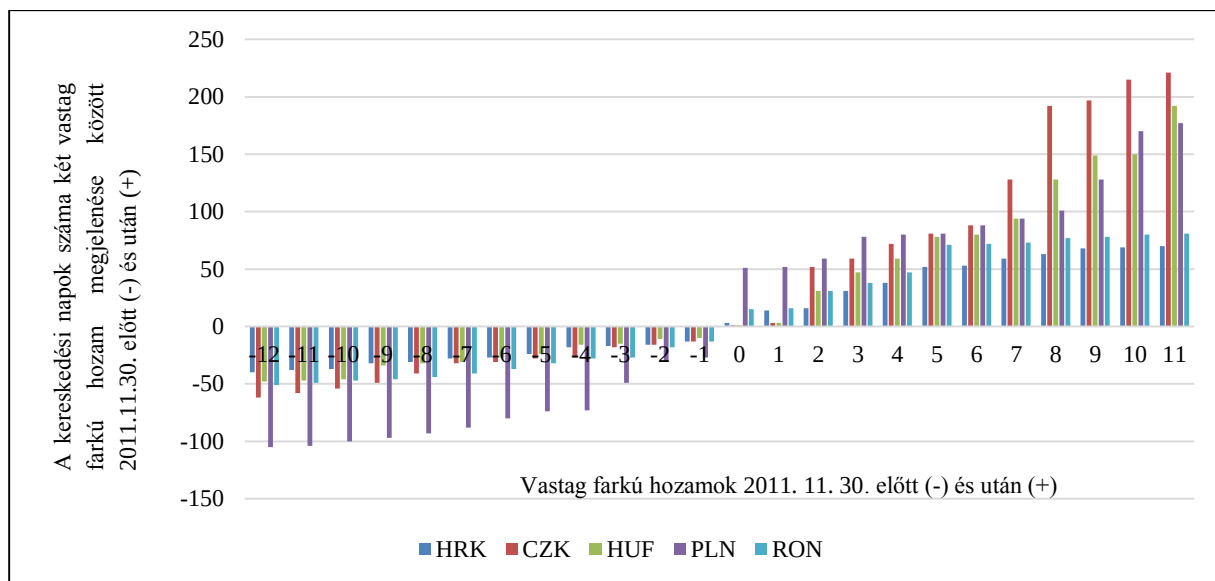




Megjegyzés: Az ábrákon a vízszintes tengelyen felvett 0 érték jelzi a monetáris döntés időpontját.
 Forrás: Saját szerkesztés

4. *melléklet* A monetáris politika 2011. november 30-i bilaterális-swap megállapodásának hatásai az extrém napok megjelenési gyakoriságára





Megjegyzés: Az ábrákon a vízszintes tengelyen felvett 0 érték jelzi a monetáris döntés időpontját.
 Forrás: Saját szerkesztés

5. melléklet A teljes idősorra vonatkozó feltétlen korreláció értékei

	EUR/ USD	GBP/ USD	ALL/ USD	HRK/ USD	CZK/ USD	DKK/ USD	HUF/ USD	ISK/ USD	LVL/ USD	LTN/ USD	NOK/ USD	PLN/ USD	RON/ USD	RUB/ USD	RSD/ USD	SEK/ USD	CHF/ USD	TRY/ USD	UAH/ USD
EUR/USD	0	0,682	0,587	0,571	0,759	0,916	0,732	0,201	0,821	0,877	0,807	0,665	0,553	0,457	0,459	0,775	0,822	0,315	0,086
GBP/USD	0,682	0	0,431	0,427	0,552	0,635	0,552	0,125	0,604	0,630	0,622	0,531	0,410	0,359	0,332	0,582	0,572	0,269	0,061
ALL/USD	0,587	0,431	0	0,602	0,488	0,554	0,494	0,148	0,681	0,651	0,503	0,502	0,584	0,426	0,451	0,483	0,452	0,269	0,135
HRK/USD	0,571	0,427	0,602	0	0,503	0,585	0,515	0,151	0,654	0,643	0,487	0,537	0,575	0,414	0,407	0,516	0,443	0,255	0,081
CZK/USD	0,759	0,552	0,488	0,503	0	0,801	0,741	0,196	0,692	0,737	0,658	0,707	0,520	0,450	0,405	0,740	0,620	0,360	0,057
DKK/USD	0,916	0,635	0,554	0,585	0,801	0	0,757	0,207	0,810	0,870	0,747	0,706	0,562	0,455	0,463	0,822	0,767	0,325	0,075
HUF/USD	0,732	0,552	0,494	0,515	0,741	0,757	0	0,199	0,687	0,712	0,672	0,758	0,568	0,492	0,442	0,737	0,556	0,469	0,039
ISK/USD	0,201	0,125	0,148	0,151	0,196	0,207	0,199	0	0,188	0,207	0,177	0,177	0,174	0,079	0,146	0,219	0,151	0,113	0,004
LVL/USD	0,821	0,604	0,681	0,654	0,692	0,810	0,687	0,188	0	0,923	0,691	0,669	0,623	0,499	0,529	0,705	0,665	0,322	0,084
LTN/USD	0,877	0,630	0,651	0,643	0,737	0,870	0,712	0,207	0,923	0	0,726	0,675	0,601	0,457	0,486	0,744	0,733	0,332	0,083
NOK/USD	0,807	0,622	0,503	0,487	0,658	0,747	0,672	0,177	0,691	0,726	0	0,627	0,500	0,452	0,395	0,756	0,662	0,367	0,074
PLN/USD	0,665	0,531	0,502	0,537	0,707	0,706	0,758	0,177	0,669	0,675	0,627	0	0,563	0,522	0,439	0,692	0,489	0,469	0,062
RON/USD	0,553	0,410	0,584	0,575	0,520	0,562	0,568	0,174	0,623	0,601	0,500	0,563	0	0,445	0,460	0,532	0,390	0,344	0,039
RUB/USD	0,457	0,359	0,426	0,414	0,450	0,455	0,492	0,079	0,499	0,457	0,452	0,522	0,445	0	0,379	0,468	0,314	0,306	0,037
RSD/USD	0,459	0,332	0,451	0,407	0,405	0,463	0,442	0,146	0,529	0,486	0,395	0,439	0,460	0,379	0	0,412	0,337	0,266	0,074
SEK/USD	0,775	0,582	0,483	0,516	0,740	0,822	0,737	0,219	0,705	0,744	0,756	0,692	0,532	0,468	0,412	0	0,614	0,373	0,075
CHF/USD	0,822	0,572	0,452	0,443	0,620	0,767	0,556	0,151	0,665	0,733	0,662	0,489	0,390	0,314	0,337	0,614	0	0,169	0,049
TRY/USD	0,315	0,269	0,269	0,255	0,360	0,325	0,469	0,113	0,322	0,332	0,367	0,469	0,344	0,306	0,266	0,373	0,169	0	0,007
UAH/USD	0,086	0,061	0,135	0,081	0,057	0,075	0,039	0,004	0,084	0,083	0,074	0,062	0,039	0,037	0,074	0,075	0,049	0,007	0

Forrás: Saját szerkesztés

6. melléklet Az Ansari-Bradley-teszt és a T-próba eredményei alapján az egyes időszakok összehasonlítása a vizsgált régiókban

Összehasonlítandó időszakok a régiókban	A két időszak összehasonlításában a korrelációk szignifikánsan nőttek (+1) vagy csökkentek (-1)									
Vezetők	EUR-CHF									
Szigorítás vs. Subprime	-1									
Subprime vs. Köztes	-1									
Köztes vs. Euróválság	1									
Északi-térség	GBP-DKK	GBP-ISK	GBP-NOK	DKK-ISK	DKK-NOK	ISK-NOK				
Szigorítás vs. Subprime	-1	-1	-1	-1	-1	1				
Subprime vs. Köztes	1	-1	1	-1	1	-1				
Köztes vs. Euróválság	1	-1	-1	-1	-1	-1				
Balti-térség	LTL-SEK	LVL-LTL	LVL-SEK							
Szigorítás vs. Subprime	-1	-1	-1							
Subprime vs. Köztes	1	1	1							
Köztes vs. Euróválság	-1	-1	-1							
CEE-térség	CZK-HUF	CZK-PLN	CZK-RON	HRK-CZK	HUF-PLN	HUF-RON	HRK-HUF	HRK-PLN	HRK-RON	PLN-RON
Szigorítás vs. Subprime	1	1	1	-1	-1	1	1	1	1	1
Subprime vs. Köztes	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Köztes vs. Euróválság	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	1	-1	-1
Periféria-térség	RUB-UAH	RUB-TRY	RUB-RSD	ALL-RUB	ALL-UAH	ALL-TRY	ALL-RSD	TRY-UAH	RSD-TRY	RSD-UAH
Szigorítás vs. Subprime	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Subprime vs. Köztes	1	1	1	-1	-1	1	1	1	1	-1
Köztes vs. Euróválság	1	1	-1	-1	1	-1	-1	1	-1	1

Forrás: Saját szerkesztés