

OTDK-dolgozat

2023

Budapesti Corvinus Egyetem
Pénzügyi, Számviteli és Gazdaságjogi Intézet

Volatilitás-terjedés hatása Közép-Kelet Európa piacaira
Impact of volatility-spillover on Central and Eastern European markets

Ótött-Kovács Gábor

Konzulens: Madari Zoltán

Kézirat lezárásának dátuma: 2022.04.19.

Tartalomjegyzék

Absztrakt	1
I. Bevezetés	1
II. Irodalmi áttekintés	2
III. Módszertan	4
III.1. DCC GARCH	5
III.2. BEKK GARCH	5
III.3. Modellek összehasonlítása	7
IV. Adatok	7
V. Eredmények.....	10
V. 1. Az S&P 500 hatása.....	10
V.2. A DAX hatása.....	15
V.3. A MOEX hatása	20
V.4. Az SSE hatása	24
V.5. Eredmények összefoglalása	28
VI. Konklúzió	29
Irodalomjegyzék	30

Ábrajegyzék

1. ábra: A vizsgált volatilitás átvevő indexek loghozamai	9
2. ábra: A vizsgált volatilitást átadó indexek loghozamai.....	10
3. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk az S&P500 és a vizsgált indexek között.....	14
4. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk a DAX és a vizsgált indexek között.....	19
5. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk a MOEX és a vizsgált indexek között.....	23

6. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk az SSE és a vizsgált indexek között	27
7. ábra: Országok érzékenysége a sokkhatásokra	29

Táblázatjegyzék

1. táblázat: A loghozamok leíró statisztikái	8
2. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek az S&P500 esetében	11
3. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az S&P500 esetében	12
4. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek a DAX esetében.....	16
5. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az DAX esetében.....	17
6. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek a MOEX esetében.....	21
7. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az MOEX esetében	22
8. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek a SSE esetében	25
9. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az SSE esetében	26
10. táblázat: Nem szignifikáns értékek paraméterenként	28

Absztrakt

A globalizációnak köszönhetően az egyes országok mélyen integrálódtak a világgazdaságba, és nagy mértékben összefonódtak. Így az egyes országokban megjelenő sokkhatásoknak komoly következményei lehetnek más gazdaságokra nézve is. Ez utóbbi jelenség legjobban a tőzsdeindexeken keresztül vizsgálható, melyek jó képet adnak az országokat ért sokkokról, melyek jellemzően az adott index volatilitásában csapódnak le. Jelen kutatásban azt vizsgálom, hogy az ilyen volatilitás-terjedés milyen hatással van Közép-Kelet Európa országaira, illetve, hogy megnövekedett-e a keleti gazdaságok befolyása a térségben. Volatilitás-átvevő országokként Lengyelországot, Magyarországot, Csehországot, Szlovákiát, Szlovéniát, Ukrajnát, Romániát és Ausztriát vizsgáltam legnagyobb tőzsdeindexeik alapján, volatilitás-átadó országoknak pedig az Amerikai Egyesült Államokat, Németországot, Oroszországot és Kínát jelöltem meg. A kutatás módszertana a DCC GARCH, illetve a BEKK GARCH modellek voltak, melyek kiválóan alkalmasak sokkhatások átadásának modellezésére idősorokon. Eredményül azt kaptam, hogy Közép-Kelet Európa gazdaságai igen nagy mértékben vesznek át volatilitást a megjelölt országoktól, tehát mélyen integrálva vannak a világgazdaságba, és nagy mértékben függenek attól. A keleti gazdaságoktól való függés nem erősödött a vizsgált időszakban. A vizsgált volatilitás átvevő országok közül a sokkhatásoktól legvédettebb, bár még így is nagyon nyitott, Szlovákia, míg a legkitettebb Horvátország.

I. Bevezetés

A modern világban a globalizációnak hála az országok gazdaságai mélyen össze vannak fonódva, a különböző gazdasági mutatók között igen gyakran fedezhetünk fel együtt mozgásokat. Ezek a jelenségek különösen jól megfigyelhetők akkor, ha sokkhatások érik az egyes változókat. Ezek a hatások akkor is megjelenhetnek egy-egy országnál, ha a sokk nem is közvetlenül azt érte. Számos okból lényeges megérteni, hogyan fonódnak össze a világ gazdaságai, a befektetők számára rendkívül fontos a portfóliók diverzifikációjának szempontjából, hiszen fontos ismerni, hogy az egyik országban jelenlévő kockázatok mennyire befolyásolják egy másik ország piacának mozgásait. Ezeknek az összefüggéseknek az ismeretében ez a diverzifikációs folyamat sokkal hatékonyabb tud lenni. A szabályozók

számára ugyancsak jelentős fontossággal bír az ilyen kapcsolatok feltárása, különösen a monetáris politika számára, hiszen a sokkhatások terjedése végett jobban elő tudnak készíteni egyes intézkedéseket. Az üzleti ciklusok megértése szempontjából is fontos megérteni a különböző piacok szinkronizációját (Kang és Yoon, 2019). A kapcsoltságok vizsgálatával arról is fontos következtetéseket vonhatunk le, hogy az egyes országok vállalatainak ellátási láncai mennyire vannak egymásba integrálva, mekkora mértékben függ egy gazdaság a többitől, vagy éppen tőle függenek-e? Ennek a kapcsoltságnak legfőbb indikátora a kereskedelem és a pénzügyi kapcsoltság (Chevallier et al. 2018).

Jelen tanulmány tárgya Közép-, és Kelet Európa piacainak kitettsége. A régió, mint feltörekvő gazdaságokból álló térség, egyre nagyobb figyelmet kapott az utóbbi években a befektetők részéről, legfőképpen diverzifikációs lehetőségeket keresve (Živkov et al. 2018). Ezeknek a piacoknak rohamos fejlődésével megnövekedett mind a piaci kapitalizációjuk, tőkeáttételük, és egyre jobban integrálódtak a nemzetközi pénzügyi piacokba (Hung, 2022). Elmondhatjuk tehát, hogy fontos megértenünk a térség kapcsoltságát a főbb tőkepiacokkal. Kutatásom jelentős lyukat tölt be a szakirodalomban, hiszen, bár foglalkoznak a régió volatilitás átvételével a szakértők, még nem jelent meg elemzés, mely ilyen részletességgel, ennyi átvevő és átadó országot vizsgált volna ilyen hosszú időszoron.

Kutatásomban azt vizsgálom, vesznek-e át volatilitást a világ nagy tőzsdeindexeitől Közép - Kelet Európa tőzsdeindexei, és ha igen milyen mértékben? Tanulmányozom továbbá, kimutató-e a nagy keleti gazdaságoktól, Kínától és Oroszországtól való függés megnövekedése Közép-, és Kelet-Európa gazdaságaiban? Előzetes feltevésem szerint igen, hiszen ezek az országok nagy ütemben növekedtek az elmúlt időszakban, és agresszíven növelték befolyásukat a világban.

II. Irodalmi áttekintés

A volatilitás átadás jelenségét széleskörű szakirodalom vizsgálja, kiemelt figyelmet szentelve a piacok közötti összefonódásnak. A témával foglalkozó kutatók jellemzően valamely GARCH modellt alkalmaznak módszertanként, melyek típusai tanulmányonként eltérhetnek egymástól.

Cardona és szerzőtársai 2017-es tanulmányukban az Amerikai Egyesült Államok és Latin-Amerika összekapcsoltságát vizsgálták a volatilitás tekintetében 1997-től 2007-ig, a

módszertant tekintve MGARCH-BEKK-el dolgoztak. Ebben az esetben is fennáll a tény, hogy fejlődő országok és egy fejlett piac közötti összefüggés kerül feltárára. Azt találták, hogy az USA az egész vizsgált időtávon volatilitást adott át ezen fejlődő országok piacának, sőt, azt találták, hogy ez a korreláció idővel egyre inkább szignifikáns lett, így elvetették az előzetesen feltett függetlenedés hipotézisét az Egyesült Államok, illetve Brazília és Mexikó között. Felfedezték azt is, hogy a vizsgált országok közül egyedül Brazília adott át volatilitást az Egyesült Államoknak. A térség vezető országának a volatilitás-átadást vizsgálva Brazíliát találták. Fontos tanulság a tanulmányból, hogy az Egyesült Államok nagy befolyással van a fejlődő országokra, bár itt ezt nem állíthatjuk az egész világra biztosan, hiszen csak Latin-Amerika a vizsgálat tárgya. Emellett kijelenthetjük, hogy ezeknek a piacoknak a fejlődése nem indikál függetlenedést, hanem megmarad a beágyazottság, és nem csökken idővel a függőség.

Malik és szerzőtársai 2021-ben a BRICS országok és az Egyesült Államok piacainak volatilitását vizsgálta a BEKK modellel, és megállapította, hogy az USA-ban, Kínában és Brazíliában a legerősebb a volatilitás klasztereződése, azaz az időben korábban történt sokk később is magasabb volatilitást indikál az idősorban. A legnagyobb hosszútávú kölcsönhatás a tanulmány szerint pedig az USA és Oroszország között áll fent. A szerzők szerint továbbá Oroszország az a gazdaság, amely az adatok alapján a legvédettebb a külső sokkoktól, és ellenáll a volatilitás terjedésének.

Golosnoy és szerzőtársai 2015-ben fejlett piacok közötti, napon belüli volatilitás tovagyűrűzését tanulmányozták a 2008-as válság előtt és közben. Eredményül kapták, hogy az USA, Németország és Japán piaci között megfigyelhető a volatilitás terjedése mind a válság előtt, mind aközben. A válság közben ez a kölcsönhatás fentmaradt ugyan, de a sokkok hatásának ideje megrövidül. A szerzők erre a válság forgatagát nevezik meg egy lehetséges oknak, úgy vélik, a sok információ forgatagában egy-egy hír gyorsabban elveszíti jelentőségét.

Syllignakis és Kouretas 2006-os tanulmányukban vizsgálták meg, hogy milyen rövid,- és hosszútávú kapcsolat áll fent a CEE (Csehország, Magyarország, Lengyelország, Szlovénia és Szlovákia) országok piaci, és két fejlett piac, Németország és az Egyesült Államok között. Kutatásukhoz többek között DCC GARCH modellt használtak, és arra jutottak, hogy a CEE országok piaci hosszútávon szignifikánsan együtt mozognak a német és amerikai piacokkal. Kitérnek továbbá az észt és román tőzsdék elzártságára is. A vizsgált országokról megállapítják, hogy rövidtávú volatilitás-átvételük megnövekedett krízishelyzetek, specifikusan az ázsiai és

az orosz válság idején, melynek értéke később visszacsökkent, kivéve Csehországot, Magyarországot és Lengyelországot. Konklúzióként megállapították, hogy az idő előrehaladtával a Keleti Blokk volt országainak szabad piacai fejlődésükkel párhuzamosan egyre mélyebben összefonódtak az európai és tengeren túli tőzsdékkal. A szerzők nem javasolják továbbá a befektetőknek, hogy diverzifikációs céllal fektessenek a régió részvényeibe a hosszú-, és rövidtávú együttmozgások okán, kivételként Romániát és Észtországot említik.

Schneider 2001-ben foglalkozott Magyarország helyzetével, Csehországgal és Lengyelországgal együtt vizsgálta a piacokat, VAR és GARCH modellekkel dolgozott. Úgy találta, hogy az erős, nyugati gazdaságok piacai erős befolyással vannak ezen országokéra, ugyanakkor ez inkább a hozamokban jelenik meg, mintsem a volatilitásban. Schneider a lokális integrációkat is megvizsgálta, és úgy látta, hogy ezek jelen vannak, ugyanakkor erősebb kapcsolat tapasztalható Magyarország és Lengyelország között. Magyarország helyzetével foglalkozik Gagnon és Karolyi is, akik szintén erős függőséget tapasztalnak a magyar tőkepiacot illetően. Az S&P 500 és Nikkei indexeket vonták be elemzésükbe, tehát eredményeik szerint Magyarország az Egyesült Államoktól és Japántól mutat függőséget.

Hung 2022-es tanulmányában 5 ország, mégpedig Horvátország, Csehország, Magyarország, Lengyelország és Románia piacainak kapcsolatát vizsgálta a világpiaccal, azt egyetlen indexben mérve. Munkája során a DECO-GARCH modell segítségével megállapította, hogy kétirányú hozam-, és volatilitás-átadás figyelhető meg a CEE országok és az MSCI World Index között az európai adósságválság után. Hung szerint ez jelentősen korlátozza a befektetők diverzifikációs célú vásárlásait a régióban, emellett a döntéshozók figyelmét a fejlett gazdaságokra irányítja, hiszen azok kimutatható hatással vannak a régióra.

III. Módszertan

A pénzügyi idősorok egyik közös jellemzője az időben változó volatilitás, illetve annak klasztereződése. Ez azt jelenti, hogy egy nagy volatilitású időszakot jellemzően szintén egy nagy volatilitású időszak követ, míg egy nyugodt, kis volatilitású időszakot kis volatilitású időszak követ. Ennek a modellezésére született meg az ARCH modell, majd annak

általánosított változata a GARCH modell, mely betűszó a Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity megfelelője. A GARCH modell a következőképpen írható fel:

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

ahol p és ε^2 a hibatag visszatekintését határozza meg, q és σ^2 pedig a szórás visszatekintését határozza meg. Az α_i változó a jelenlegi hírek feltételes varianciára gyakorolt hatását, β_i pedig a jelenlegi információk régiekére való hatását, azaz a volatilitás fennmaradását jelöli (Kirchgässner és szerzőtársai, 2012).

A vetkező két alfejezetben kifejtett, GARCH családba tartozó modell kiváltképpen alkalmas a volatilitás terjedésének vizsgálatára, a szakirodalom is széles körben elismeri és alkalmazza őket. Ezen okból kifolyólag én is ezeket használom fel arra, hogy a CEE országok volatilitás-sokkoknak való kitettségét, és ezeknek időbeni dinamikáját vizsgáljam.

III.1. DCC GARCH

Engle 2002-ben megjelent tanulmányában mutatta be a dinamikus feltételes korreláció modellt, mely kiválóan alkalmas arra, hogy kiszűrje a heteroszkedaszticitást, és igazolni tudja a korreláció időbeli változását (Engle, 2002). Neve az angol fogalom kezdőbetűiből adódik, a szakirodalom dynamic conditional correlation-ként emlegeti. A DCC GARCH modellt a következőképpen lehet felírni:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{i,t}^2 & \sigma_{i,j,t} \\ \sigma_{i,j,t} & \sigma_{j,t}^2 \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \alpha_{i,j} \begin{bmatrix} e_{i,t-p}^2 & e_{i,j,t-p} \\ e_{i,j,t-p} & e_{j,t-p}^2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \beta_{i,j} \begin{bmatrix} e_{i,t-q}^2 & e_{i,j,t-q} \\ e_{i,j,t-q} & e_{j,t-q}^2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

Ezen modell $r_t \parallel \Phi_{t-1} \sim N(0, H_t)$ és Φ_{t-1} valamennyi $t-1$ időpontban elérhető információval jellemezhető idősorok feltételes σ_{it}^2 varianciáját modellezi.

III.2. BEKK GARCH

A BEKK modellt, mely megalkotói, Baba, Engle, Kraft és Kroner után kapta a nevét, Baba és szerzőtársai (1990), illetve Engle és Kroner (1995) írták le, azóta is töretlenül népszerű a pénzügyi kutatásokban. Tsuji (2017) alapján a modell aszimmetrikusan a következőképpen lehet felírni:

$$H(t) = CC' + A'u(t-1)u(t-1)'A + B'H(t-1)B + D'v(t-1)v(t-1)'D \quad (3)$$

ahol H az időben változó variancia és kovariancia mátrix, u a maradéktagok mátrixa, A , B , C , és D pedig a koefficienseket tartalmazó mátrixok, továbbá $v(t-1) = u(t-1) \circ I_{u < 0}(u(t-1))$, ahol $u(t-1) = [u_{1,t-1} \ u_{2,t-1}]'$, $v(t-1) = [v_{1,t-1} \ v_{2,t-1}]'$, és $\circ$ jelöli a Hadamard-szorzót.

Az első vizsgált eszköz hozamainak varianciája a következőképpen írható fel:

$$\begin{aligned} \sigma_{1,t}^2 = & C(1,1)^2 + A(1,1)^2 u_{1,t-1}^2 + 2A(1,1)A(2,1)u_{1,t-1}u_{2,t-1} \\ & + A(2,1)^2 u_{2,t-1}^2 + B(1,1)^2 \sigma_{1,t-1}^2 + 2B(1,1)B(2,1)\sigma_{12,t-1} \\ & + B(2,1)^2 \sigma_{2,t-1}^2 + D(1,1)^2 v_{1,t-1}^2 \\ & + 2D(1,1)D(2,1)v_{1,t-1}v_{2,t-1} + D(2,1)^2 v_{2,t-1}^2 \end{aligned} \quad (4)$$

A második vizsgált eszköz hozamainak varianciája a következőképpen írható fel:

$$\begin{aligned} \sigma_{2,t}^2 = & C(2,1)^2 + A(1,2)^2 u_{1,t-1}^2 + 2A(1,2)A(2,2)u_{1,t-1}u_{2,t-1} \\ & + A(2,2)^2 u_{2,t-1}^2 + B(1,2)^2 \sigma_{1,t-1}^2 + 2B(1,2)B(2,2)\sigma_{12,t-1} \\ & + B(2,2)^2 \sigma_{2,t-1}^2 + D(1,2)^2 v_{1,t-1}^2 \\ & + 2D(1,2)D(2,2)v_{1,t-1}v_{2,t-1} + D(2,2)^2 v_{2,t-1}^2 \end{aligned} \quad (5)$$

Továbbá a két eszköz hozamainak a kovarianciája a következőképpen írható fel:

$$\begin{aligned}
\sigma_{12,t} = & C(1,1)C(2,1) + A(1,1)A(1,2)u_{1,t-1}^2 + (A(1,2)A(2,1) \\
& + A(1,1)A(2,2))u_{1,t-1}u_{2,t-1} + A(2,1)A(2,2)u_{2,t-1}^2 \\
& + B(1,1)B(1,2)\sigma_{1,t-1}^2 + (B(1,2)B(2,1) \\
& + B(1,1)B(2,2))\sigma_{12,t-1} + B(2,1)B(2,2)\sigma_{2,t-1}^2 \\
& + D(1,1)D(1,2)v_{1,t-1}^2 + (D(1,2)D(2,1) \\
& + D(1,1)D(2,2))v_{1,t-1}v_{2,t-1} + D(2,1)D(2,2)v_{2,t-1}^2
\end{aligned} \tag{6}$$

III.3. Modellek összehasonlítása

Mind a két bemutatott modell széles körben elismer és alkalmazott, mind a szakirodalomban, mind a portfóliókezelésben, ugyanakkor vitatott, hogy párhuzamosan létjogosultságuk lenne, hiszen technikailag ugyanarra képesek. Ugyanakkor születtek tanulmányok, melyek a modellek erősségeit és gyengeségeit összehasonlítva igenis indokoltnak tartják mindkettő variáció alkalmazását (Huang és szerzőtársai, 2010; Caporin és McAleer, 2009). A BEKK GARCH nagy előnye és nagy hátránya is ugyanaz, mégpedig a jelentősen nagyobb számú paraméter, mely jobban alkalmassá teszi múltbéli információk megmagyarázására, ugyanakkor rendkívül zajos az illeszkedése. A modell alkalmasabb a feltételes kovariancia mérésére, mint a DCC GARCH. Utóbbi azonban kevesebb paraméterével kiszűri az úgynevezett „dimenzionalitás átkát”, alkalmasabb előrejelzésre, és kevésbé hajlamos felhalmozni a hibáit. Nagy előnye még a BEKK-kel szemben, hogy könnyebben figyel és állapít meg szignifikáns értékeket, mint társa, ami még a legegyszerűbb esetekben sem mindig tudja kimutatni azt. A szakirodalom mindezen előnyök és hátrányok miatt fontosnak tartja a modellek rugalmas és vegyes használatát.

IV. Adatok

Mivel kutatásomban főként Közép-Kelet Európa piacainak volatilitást érintő kitettségét vizsgáltam, ezért a térség 9 országának tőzsdeindexét töltöttem le, melyek Lengyelország, Románia, Csehország, Horvátország, Szlovákia, Szlovénia, Ukrajna, Ausztria és Magyarország. A felhasznált tőzsdeindexek pedig rendre WIG, BET, PX, CROBEX, SAX, SBITOP, PFTS, ATX és BUX. Volatilitás átadó szerepre az Egyesült Államok S&P 500 indexét, Németország BUX indexét, Oroszország MOEX indexét és Kína SSE indexét használtam. Ezek az idősorok napi záróárfolyamokat tartalmaznak, USD-ben mérve. Az adatok

letöltéséhez a Thomson Reuters adatbázist vettem igénybe, melyet a pénzügyekkel foglalkozó kutatók széles körben elismernek, és gyakorta használják akadémiai kutatások megalapozásához. Mindegyik idősor első értéke 2006.03.31-ei adat és utolsó értéke 2022.03.02. A könnyebb matematikai kezelhetőség okán a kiválasztott eszközök mindegyikénél a loghozam-számítás módszerét alkalmaztam. Az így keletkezett idősorokat az 1. táblázat írja le.

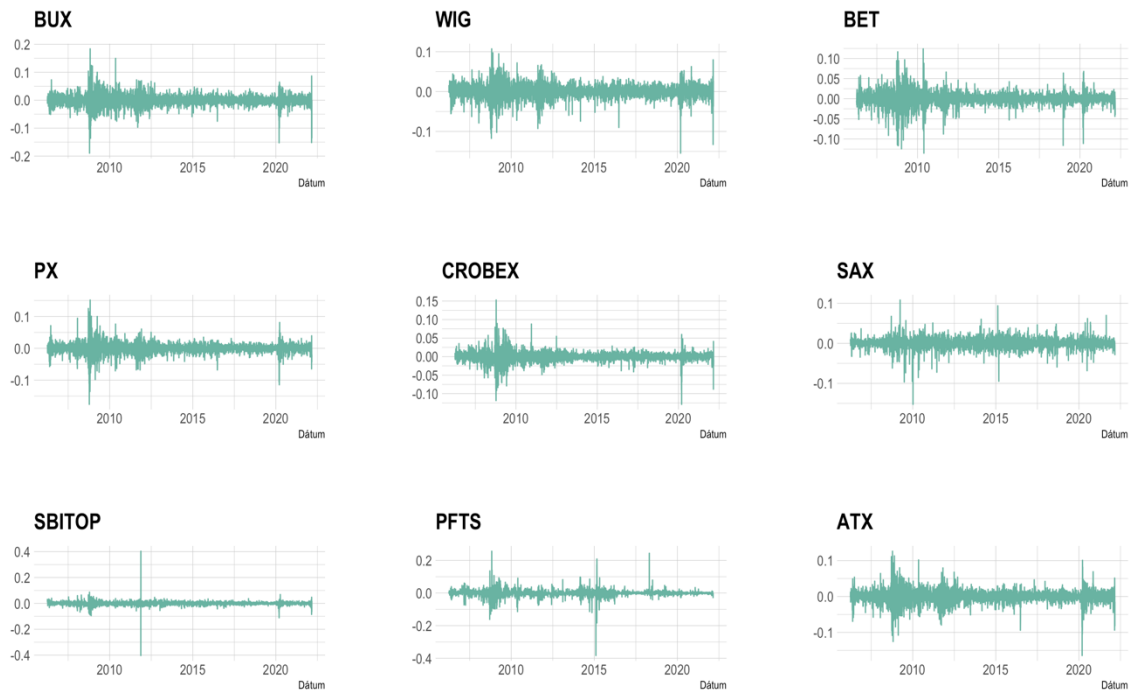
1. táblázat: A loghozamok leíró statisztikája

*A táblázat tartalmazza a végrehajtott tesztek eredményeit: ***, **, * rendre 1%-os, 5%-os és 10%-os szignifikanciaszinteket jelölnek.*

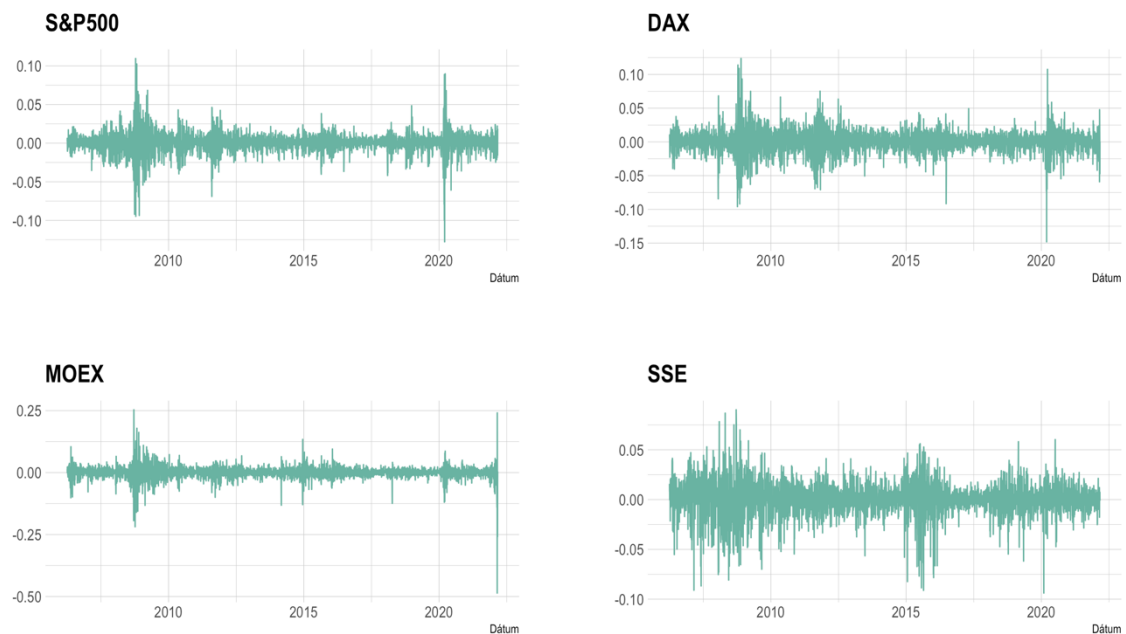
	Átlag	Variancia	Ferdeség	Csúcsosság	JB	ERS	Q.20.
WIG	0,00004	0,0003	-0,644***	6,923***	8580,569***	-11,911***	47,035***
BET	0,00001	0,00027	-0,677***	10,409***	19064,298***	-22,977***	68,954***
PX	-0,00003	0,00027	-0,590***	13,967***	33998,724***	-19,497***	149,276***
CROBEX	-0,00008	0,00017	-0,582***	16,955***	49977,564***	-12,899***	117,696***
SAX	-0,000037	0,00015	-0,766***	14,782***	38218,667***	-19,860***	32,670***
SBITOP	0,00001	0,00023	-0,340***	245,849***	10458989,245***	-9,944***	95,827***
PFTS	-0,00038	0,00038	-1,007***	60,651***	637249,104***	-23,460***	113,128***
BUX	0,00002	0,0004	-0,323***	10,063***	17595,446***	-25,615***	93,921***
ATX	-0,00009	0,00032	-0,506***	8,217***	11861,054***	-27,656***	67,132***
S&P500	0,00029	0,00015	-0,564***	13,999***	34132,643***	-27,635***	171,776***
DAX	0,00018	0,00024	-0,280***	8,332***	12068,233***	-16,105***	41,126***
MOEX	-0,00018	0,00059	-2,273***	54,093***	509910,591***	-16,333***	40,665***
SSE	0,00030	0,00024	-0,663***	5,212***	5004,228***	-10,677***	69,156***

A ferdeség oszlopban olvasható eredményekhez tartozó teszt nullhipotézise, hogy az eloszlás normális, ha az érték szignifikáns, akkor elvetjük azt, tehát a loghozamok nem normális eloszlást követnek (D'Agostino, 1970). A csúcsosság oszlopról ugyanez mondható el, tehát a szignifikáns teszteredmények nem normális eloszlást jelölnek (Anscombe és Glynn, 1893). A JB oszlop a normalitásteszt eredményeit tartalmazza, szintén normális eloszlást feltételező nullhipotézissel (Jarque és Bera, 1980). Az ERS teszt (Elliott és szerzőtársai, 1992) nullhipotézise, hogy a folyamat egységgyök, melynek elvetése alapfeltétele a GARCH

modellek alkalmazásának, mivel csak stationer hozamok a megfelelők. A Q.20. oszlop teszteredményeinek szignifikanciája az ARCH hatást igazolja, nullhipotézise, hogy nem áll fent a hatás (Fisher és Gallagher, 2012) azaz a korábbi periódusok volatilitása hatással vannak a későbbi volatilitásokra.



1. ábra: A vizsgált volatilitás átvevő indexek loghozamai (saját szerkesztés)



2. ábra: A vizsgált volatilitást átadó indexek loghozamai (saját szerkesztés)

Az 1. és 2. ábrán láthatóak a vizsgált indexek loghozamai, melyek vizuálisan is igazolják az ERS teszt eredményeit. Az árfolyamok differenciálásával keletkezett értékeknél nem figyelhető meg semmilyen sztochasztikus trend, és várható értéke egyértelműen konstans, azaz nem változik meg az idő folyamán.

V. Eredmények

V. 1. Az S&P 500 hatása

Ebben az alfejezetben azt mutatom be, hogy milyen hatása van az amerikai részvényindexnek, az S&P 500-nak a vizsgált európai piacokra. Az USA a világ vezető gazdasága, óriási befolyással van az egész világra. A DCC GARCH és BEKK GARCH modellek eredményeit, melyből a kapcsolatokra lehet következtetni, a 2. és 3. táblázatok mutatják be.

A modellek eredményeiből sok mindent megtudhatunk a vizsgált hozamok egyedi tulajdonságairól ugyanúgy, mint az egymásra gyakorolt hatásokról. Ez utóbbiról a BEKK modellben az $A(1,2)$ illetve a $B(1,2)$ értékek adnak információt. $B(1,1)$ és $B(1,2)$ szorzatát vizsgálva pedig, ha az pozitív, megállapíthatjuk, hogy az első eszköz hozamának megnövekedett varianciája a következő periódusban megnöveli a két index közötti kovarianciát. A DCC modellben a volatilitás-átvételt a $dcca1$ és $dccb1$ paraméterek jelzik, előbbi a rövid távú hatást, utóbbi pedig a hosszú távú hatást méri. Ezen értékekből, illetve a hozzájuk tartozó t-értékből következtetéseket vonhatunk le az összekapcsoltság mértékéről.

2. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek az S&P500 esetében

A táblázat országokra lebontva adja meg az egyes koefficienseket, közvetlenül alattuk a hozzájuk tartozó *t*-érték jelenik meg, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

	C(1,1)	C(1,2)	C(2,1)	C(2,2)	A(1,1)	A(1,2)	A(2,1)	A(2,2)	B(1,1)	B(1,2)	B(2,1)	B(2,2)
WIG												
Becs.	0,001	0,001	0,000	-0,006	0,260	-0,408	0,095	0,355	0,980	0,321	-0,059	0,740
<i>t</i> -érték	2,628	1,180	0,000	-18,365	12,458	-11,386	9,851	14,462	95,747	11,736	-8,461	35,486
BET												
Becs.	0,003	0,000	0,000	-0,003	-0,298	0,362	0,054	0,333	0,657	-0,550	-0,573	-0,710
<i>t</i> -érték	4,985	-1,616	0,000	-2,705	-13,085	12,741	5,048	35,106	38,760	-15,340	-25,114	-23,248
PX												
Becs.	0,003	0,001	0,000	0,002	-0,268	0,405	0,199	0,190	0,375	-0,769	-0,732	-0,506
<i>t</i> -érték	-6,805	5,385	-	-6,343	-11,850	12,696	10,549	8,595	7,508	-15,875	-43,878	-13,213
CROBEX												
Becs.	0,000	-0,004	0,000	0,000	-0,055	0,418	0,199	0,335	-0,807	-0,617	0,713	-0,371
<i>t</i> -érték	0,257	-24,744	-	0,445	-1,367	17,946	8,757	18,783	-36,424	-28,015	28,329	-18,447
SAX												
Becs.	-0,002	-0,004	0,000	0,008	-0,434	-0,059	0,057	0,259	0,876	-0,202	-0,114	-0,592
<i>t</i> -érték	-18,124	-6,879	-	10,003	-27,494	-1,271	3,607	8,627	95,684	-5,629	-4,441	-9,156
SBITOP												
Becs.	-0,001	0,000	0,000	-0,006	-0,071	0,641	0,054	0,319	0,173	-0,712	-0,838	-0,186
<i>t</i> -érték	-15,372	3,798	-	-32,355	-6,065	32,287	4,239	17,811	6,852	-39,734	-77,456	-9,075
PFTS												
Becs.	0,002	-0,005	0,000	-0,002	-0,396	0,043	-0,037	-0,779	0,904	0,076	-0,052	-0,733
<i>t</i> -érték	9,725	-7,455	-	-1,638	-29,669	1,497	-3,615	-23,227	132,814	1,887	-3,171	-39,142
BUX												
Becs.	-0,001	0,002	0,000	0,010	0,162	1,204	0,040	-0,117	-0,618	-1,189	-0,300	0,300
<i>t</i> -érték	-4,354	1,734	-	167,283	8,379	28,401	3,645	-4,920	-22,077	-20,162	-16,843	14,967
ATX												
Becs.	0,000	-0,001	0,000	-0,007	-0,271	0,768	0,070	-0,050	-0,393	0,525	-0,473	-0,867
<i>t</i> -érték	1,081	-1,357	-	-58,824	-12,294	14,653	1,874	-1,731	-35,679	8,931	-80,934	-42,298

Ha a BEKK modell eredményei alapján az S&P 500 szinte minden országnak ad át volatilitást. Akadnak azonban kivételek is, melyek a modell szerint nem annyira érzékenyek az S&P-ből érkező sokkokra. A szlovák index, a SAX esetében A(1,2) nem lett szignifikáns, az ukrán PFTS index esetében A(1,2) mellett B(1,2) sem szignifikáns. Ez azt jelenti, hogy ezek a gazdaságok kevésbé érzékenyek az USA-ból érkező sokkokra. B(1,1) és B(1,2) szorzata pozitív a lengyel, a horvát és a magyar index esetében, tehát az amerikai hozamok megnövekedett varianciája növeli az együttmozgást a következő napon.

3. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az S&P500 esetében

A táblázat tartalmazza országonként a becsült paramétereket és a hozzájuk tartozó t-értékeket, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

		μ	α	ω	α	β	λ	dcca1	dccb1	mshape
S&P 500	<i>Becs.</i>	0,001	-0,060	0,000	0,146	0,853	4,522			
	<i>t-érték</i>	9,253	-4,098	0,906	3,855	26,993	9,954			
WIG	<i>Becs.</i>	0,000	0,060	0,000	0,067	0,924	6,526	0,011	0,986	6,198
	<i>t-érték</i>	1,963	3,918	0,552	1,907	22,866	8,523	4,291	285,051	17,225
BET	<i>Becs.</i>	0,001	0,052	0,000	0,100	0,895	5,411	0,014	0,971	5,604
	<i>t-érték</i>	3,776	3,122	0,258	0,927	8,719	4,371	3,227	91,895	14,986
PX	<i>Becs.</i>	0,001	0,032	0,000	0,099	0,892	6,882	0,011	0,984	6,167
	<i>t-érték</i>	3,215	2,034	0,677	2,319	20,496	7,942	3,011	163,555	14,555
CROBEX	<i>Becs.</i>	0,000	0,055	0,000	0,064	0,931	5,544	0,012	0,984	5,866
	<i>t-érték</i>	2,160	3,518	1,413	10,254	134,359	11,704	4,202	227,805	16,734
SAX	<i>Becs.</i>	0,000	-0,056	0,000	0,033	0,966	2,791	0,009	0,986	4,000
	<i>t-érték</i>	2,415	-4,502	1,098	4,668	797,241	8,908	3,312	202,104	33,101
SBITOP	<i>Becs.</i>	0,000	0,090	0,000	0,131	0,837	5,308	0,006	0,994	5,621
	<i>t-érték</i>	2,847	5,329	0,590	3,616	17,769	5,242	3,730	493,571	16,590
PFTS	<i>Becs.</i>	0,000	0,164	0,000	0,143	0,856	3,550	0,006	0,992	4,514
	<i>t-érték</i>	1,150	9,326	0,646	3,627	20,494	27,338	3,493	431,780	24,578
BUX	<i>Becs.</i>	0,001	0,040	0,000	0,082	0,911	7,697	0,011	0,981	6,267
	<i>t-érték</i>	2,697	2,528	0,759	2,432	25,001	7,739	1,078	41,504	14,288
ATX	<i>Becs.</i>	0,001	0,023	0,000	0,085	0,907	6,603	0,008	0,990	6,209
	<i>t-érték</i>	2,856	1,411	0,547	1,754	17,519	7,671	3,645	286,791	13,857

A DCC modell eredményeit vizsgálva is hasonló következtetésekre juthatunk, mint a BEKK alapján, de vannak bizonyos különbségek. Ebben a modellben minden rövid és hosszútávú volatilitás-átadás szignifikáns értékű, kivéve a magyar BUX-indexet, ahol csak a rövidtávú. A modell alapján ez azt jelenti, hogy a gyors lecsengésű amerikai sokkok nem érintik komolyabban hazánk tőkepiacát. Az ilyen sokkokra a koefficiensek alapján kiemelten érzékeny a lengyel WIG és a horvát CROBEX, melyek szignifikanciáját mérő t-érték 4 feletti. Hosszútávon rendkívül érzékeny a szlovén SBITOP és ukrán PFTS. Ez utóbbi eredmény ellentmond a BEKK modell eredményeinek.

A 3. táblázat outputjai között találhatóak további értékek, melyek egyenként az idősorokat jellemzik. Fontos megfigyelni α és β értékeket, melyek bizonyítéknak szolgálnak a Módszertan fejezetben leírt volatilitás klasztereződésének jelenségére. Előbbi mutató annak rövid távú, utóbbi pedig hosszú távú tartósságát jelzi. A β mutató minden esetben rendkívül szignifikáns, α esetében is csak két kivételt tapasztalhatunk. A λ paraméter jelöli a t-eloszlás szabadságfokát az idősorok hozamaiban, mely minél inkább nagyobb, a Student-féle t-eloszlás annál inkább hasonlít normál eloszlásra. Így az alacsonyabb becsült értékek több szélsőségesen alacsony vagy magas hozamot jeleznek. A legalacsonyabb λ -t a szlovák indexnél figyelhetjük meg, majd az ukrán index következik. Szélsőséges hozamoktól pedig leginkább a BUX kíméli meg a befektetőket.



3. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk az S&P500 és a vizsgált indexek között (saját szerkesztés)

A 3. ábrán megvizsgálhatjuk, hogyan alakult az egyes indexek korrelációja az időben haladva. A diagrammok általában egy közepes vagy gyenge korrelációt mutatnak az értékek között, ami viszonylag stabil. Érdekes megfigyelni, hogy a válságok szinte minden esetben növelték az együttmozgásokat, jól látszik ez 2008-nál és 2020-nál. A vizsgált indexek közül az átlagosnál magasabb korreláltságot mutat az osztrák ATX és a lengyel WIG, valamint Horvátország indexe rendkívül változékonnyan mozgott együtt az S&P500-al.

A modellek eredményei jól illeszkednek az Irodalmi áttekintésben leírt kutatásokhoz, hiszen Syllignakis és Kouretas, Gagnon és Karolyi, illetve Schneider is szignifikáns hatást tulajdonítottak az USA-nak, mint volatilitás-átadónak. Syllignakis és Kouretas ugyanakkor leírja, hogy az idő előrehaladtával megnövekedett összefonódást tapasztaltak, azonban a korrelációknál jelen esetben nincsen erősödő trend. Ez azt jelenti, hogy 2006.03.31-re, azaz az első adatok idejére ez az integráció már kialakult. Utóbbi két szerző azonban Romániát elzártnak találta, amit a friss eredmények már megcáfolnak.

V.2. A DAX hatása

Ebben az alfejezetben a DAX hatása kerül bemutatásra, mely a német tőzsdeindex. Németország Európa legnagyobb gazdasága, jelentős exportjával és importjával mélyen integrálódott a regionális ellátási láncokba. A modellek eredményei a 4. és 5. táblázatban találhatóak. Mindkét modellben csak a két idősorra kalkulált értékek és a DAX-ot leíró paraméterek bírnak újdonság-értékkel, mivel az egyedi jellemzők ismét ugyanazok.

4. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek a DAX esetében

A táblázat országokra lebontva adja meg az egyes koefficienseket, közvetlenül alattuk a hozzájuk tartozó t-érték jelenik meg, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

	C(1,1)	C(1,2)	C(2,1)	C(2,2)	A(1,1)	A(1,2)	A(2,1)	A(2,2)	B(1,1)	B(1,2)	B(2,1)	B(2,2)
WIG												
Becs.	-0,002	0,001	0,000	0,004	-0,309	-0,119	0,064	-0,324	-0,829	0,029	-0,143	-0,901
t-érték	-6,975	3,048	-	8,689	-11,892	-3,696	2,564	-10,117	-57,225	0,919	-9,127	-28,351
BET												
Becs.	-0,002	0,001	0,000	-0,003	-0,181	0,160	0,251	0,366	0,872	0,735	-0,829	0,234
t-érték	-3,117	0,790	-	-24,805	-6,390	6,985	9,071	20,065	39,476	44,189	-40,004	10,914
PX												
Becs.	-0,001	0,003	0,000	0,001	0,286	0,017	-0,040	0,377	0,079	-0,741	-1,052	-0,171
t-érték	-1,249	6,397	-	2,301	11,210	0,696	-1,463	20,515	0,646	-8,279	-13,855	-1,274
CROBEX												
Becs.	0,009	-0,003	0,000	-0,001	0,285	0,030	-0,123	0,448	-0,219	-0,398	-0,798	-0,476
t-érték	29,299	-14,429	-	-3,398	11,005	2,029	-4,606	23,448	-14,731	-91,989	-24,330	-50,315
SAX												
Becs.	0,001	0,009	0,000	0,007	-0,345	-0,304	-0,046	0,225	0,895	0,103	0,150	-0,040
t-érték	0,966	15,984	-	10,823	-14,377	-11,701	-1,315	4,894	43,643	0,826	1,413	-0,173
SBITOP												
Becs.	0,000	0,000	0,000	0,004	-0,129	0,202	-0,019	0,265	-0,523	-0,759	1,284	0,344
t-érték	-0,174	-0,199	-	27,899	-2,966	6,963	-1,148	14,762	-20,061	-43,289	58,911	17,221
PFTS												
Becs.	0,003	0,000	0,000	-0,006	-0,336	0,053	-0,011	-0,783	-0,923	-0,027	-0,010	-0,717
t-érték	10,674	-0,601	-	-23,799	-27,158	2,608	-0,800	-24,781	-156,485	-2,797	-1,362	-38,234
BUX												
Becs.	-0,003	0,000	0,000	-0,004	0,352	0,084	-0,031	0,364	0,880	-0,010	0,048	0,898
t-érték	-202,098	-2,140	-	-19,953	18,470	3,397	-1,809	17,014	483,894	-0,624	6,278	78,603
ATX												
Becs.	-0,012	-0,009	0,000	0,000	0,115	0,447	-0,619	-0,905	-0,222	0,537	-0,072	-0,981
t-érték	-34,995	-213,741	-	2,643	2,079	8,666	-13,471	-21,575	-3,126	11,970	-2,583	-42,984

A BEKK modell outputjait szemlélve ennél az indexnél is arra a következtetésre juthatunk, hogy jelentős befolyással van a térség tőzsdéire. Az A(1,2) paraméterek között pusztán egy olyan található, ami nem szignifikáns, mégpedig a cseh PX indexhez tartozó paraméter. A B(1,2) paraméterek is szignifikánsak többségükben, kivételt képeznek a WIG, a SAX és a BUX indexek. Ez azt jelenti, hogy ezek a gazdaságok a BEKK modell alapján függenek ugyan a némettől, de nem olyannyira, mint a többi vizsgált ország. A DAX hozamainak megnövekedett varianciájára a BET, a CROBEX, az SBITOP és a PFTS is magasabb kovarianciával reagál a következő periódusban, kiemelkedően magas ez a reakció a román és a szlovén indexek hozamainál.

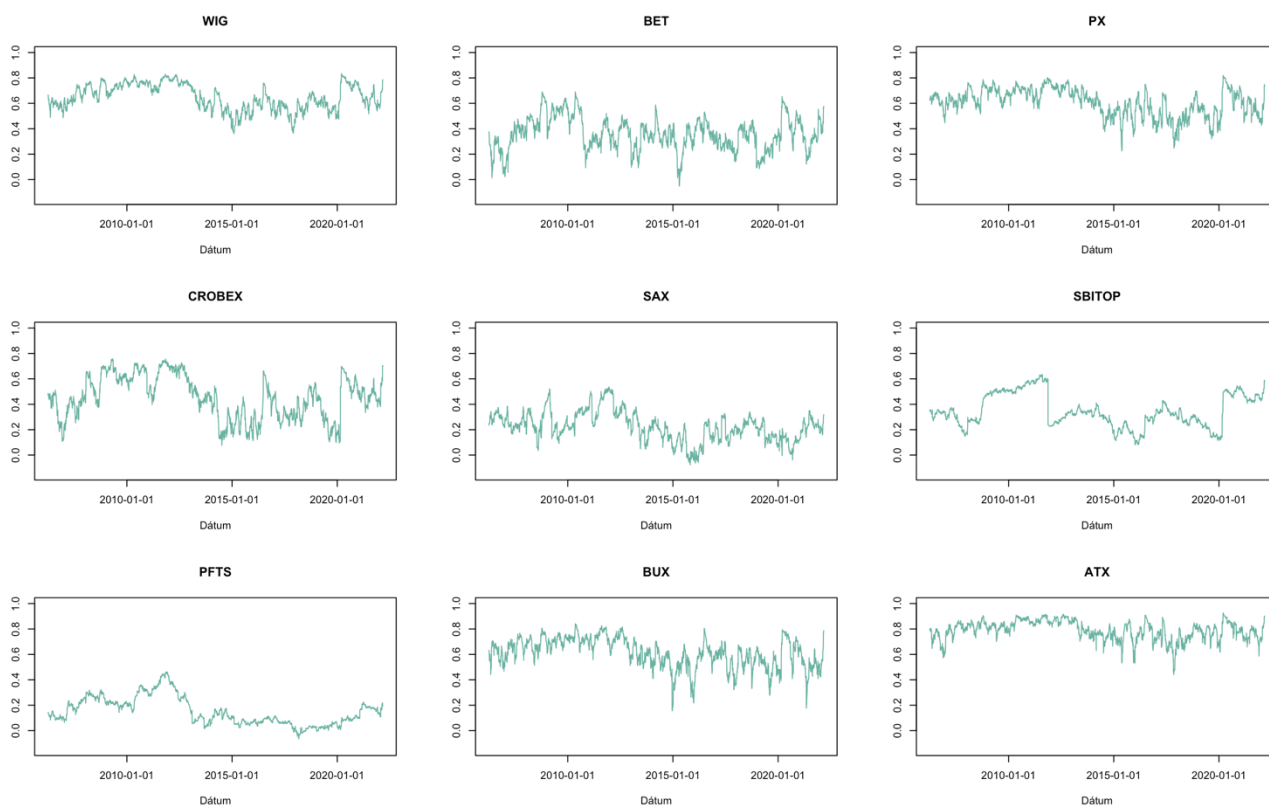
5. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az DAX esetében

A táblázat tartalmazza országonként a becsült paramétereket és a hozzájuk tartozó t-értékeket, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

		μ	α	ω	α	β	λ	dcca1	dccb1	mshape
DAX	<i>Becs.</i>	0,001	-0,027	0,000	0,080	0,917	5,321			
	<i>t-érték</i>	4,993	-1,801	0,970	4,804	55,202	10,265			
WIG	<i>Becs.</i>	0,000	0,060	0,000	0,067	0,924	6,526	0,017	0,978	6,655
	<i>t-érték</i>	1,961	3,931	0,556	1,925	23,096	8,385	4,082	163,506	26,632
BET	<i>Becs.</i>	0,001	0,052	0,000	0,100	0,895	5,411	0,021	0,968	5,940
	<i>t-érték</i>	3,776	3,120	0,261	0,937	8,803	4,444	4,763	122,606	15,009
PX	<i>Becs.</i>	0,001	0,032	0,000	0,099	0,892	6,882	0,024	0,966	6,847
	<i>t-érték</i>	3,224	2,031	0,690	2,351	20,763	8,111	4,075	97,108	15,499
CROBEX	<i>Becs.</i>	0,000	0,055	0,000	0,064	0,931	5,544	0,019	0,976	6,027
	<i>t-érték</i>	2,161	3,517	1,431	10,518	138,217	11,665	3,035	109,027	20,885
SAX	<i>Becs.</i>	0,000	-0,056	0,000	0,033	0,966	2,791	0,015	0,982	4,000
	<i>t-érték</i>	2,415	-4,498	1,238	5,402	886,028	9,723	1,655	68,558	118,581
SBITOP	<i>Becs.</i>	0,000	0,090	0,000	0,131	0,837	5,308	0,007	0,993	5,626
	<i>t-érték</i>	2,848	5,329	0,590	3,623	17,781	5,264	2,198	226,147	19,821
PFTS	<i>Becs.</i>	0,000	0,164	0,000	0,143	0,856	3,550	0,007	0,991	4,575
	<i>t-érték</i>	1,150	9,320	0,643	3,619	20,453	27,196	3,023	320,607	27,238
BUX	<i>Becs.</i>	0,001	0,040	0,000	0,082	0,911	7,697	0,027	0,962	6,957
	<i>t-érték</i>	2,697	2,530	0,772	2,465	25,306	7,885	4,501	96,443	15,135

		μ	α	ω	α	β	λ	dcca1	dccb1	mshape
ATX	<i>Becs.</i>	0,001	0,023	0,000	0,085	0,907	6,603	0,029	0,960	6,268
	<i>t-érték</i>	2,862	1,411	0,548	1,754	17,518	7,744	4,821	96,661	17,015

Önmagában a DAX indexet vizsgálva kijelenthetjük, hogy hozamainak eloszlásának szabadságfoka viszonylag alacsonyabb, tehát gyakoribbak rajta a szélsőséges hozamok, a volatilitás klasztereződése pedig rövid és hosszútávon is szignifikáns. A DCC modell eredményei igazolják Németország hatalmas európai befolyását és vezető szerepét, tekintve, hogy egy kivétellel az általa kiváltott sokkhatások mind rövid, mind hosszú távon hatást gyakorolnak a vizsgált indexekre. A már említett kivétel pedig a szlovák SAX index, mely rövid távon nem érzékeny szignifikánsan a német sokkokra. Érdekes megfigyelni, hogy a sokkhatások átvételekor nem számít különösen fontos tényezőnek az, hogy eurót használ-e az adott ország. Az eurozóna tagjai, nevezetesen Ausztria, Szlovénia és Szlovákia, ugyanolyan érzékenyek ezekre a sokkokra, mint a többi ország, ugyanakkor a két legszignifikánsabb esetben változónként mindig képviseltetik magukat. A dcca1 esetében ezek Magyarország és Ausztria, dccb1 esetében pedig Szlovénia és Ukrajna. Fontos kiemelni, hogy pont Szlovákia indexe, ami eurózóna tag, nem érzékeny a rövid távon a sokkokra a modell szerint. Ország ilyen szintű védettségét a német sokkokkal szemben a BEKK modell is megerősíti.



4. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk a DAX és a vizsgált indexek között (saját szerkesztés)

A 4. ábrán feltüntetett dinamikus korrelációkon is látszik, milyen fontos szerepe van Németországnak. Jellemzően sokkal magasabb korreláltságokat figyelhetünk meg, mint az S&P500 esetében. Szembeötlően magas értékeket figyelhetünk meg Ausztria esetében, de Lengyelország és Magyarország is kitűnik a sorból. A legalacsonyabb értékeket Ukrajna esetében figyelhetjük meg. A SAX csak gyengén korrelált, volt olyan, amikor független volt a német indextől, ez igazolja a modellek korábbi eredményeit. Szintén szembeötlő, mint az USA-val kapcsolatos korrelációknál, hogy válságok esetén megnövekedett értékeket láthatunk.

Az eredmények jól illeszkednek Syllignakis és Kouretas tanulmányához, a német piac európai uralkodó jellege miatt jelentős volatilitás-átadó. Az említett tanulmány írói megfigyelték azonban a román tőzsde elzártságát a DAX-tól is, amire jelen tanulmány eredményei rácsafolnak. Ez az állapota tehát a BET indexnek megszűnt létezni, és jobban integrálódott a gazdaságba.

V.3. A MOEX hatása

Ebben az alfejezetben a fejlett nyugati gazdaságok után Oroszország volatilitás-átadó hatását ismertetem. Bár az ország nem európai, és nem is nevezhető gazdasági szuperhatalomnak, mint az Egyesült Államok, jelentős kereskedelmi és egyéb kapcsolatok fűzik a vizsgált gazdaságokhoz. A modellek eredményeit a 6. és 7. táblázatok tartalmazzák, mindkét modellben csak a két idősorra kalkulált értékek és a MOEX-et leíró paraméterek bírnak újdonság-értékkel, mivel az egyedi jellemzők ismét ugyanazok.

6. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek a MOEX esetében

A táblázat országokra lebontva adja meg az egyes koefficienseket, közvetlenül alattuk a hozzájuk tartozó *t*-érték jelenik meg, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

	C(1,1)	C(1,2)	C(2,1)	C(2,2)	A(1,1)	A(1,2)	A(2,1)	A(2,2)	B(1,1)	B(1,2)	B(2,1)	B(2,2)
WIG	Becs.	-0,001	-0,001	0,000	-0,005	-0,150	-0,328	-0,286	-1,097	-0,424	0,563	-0,530
	<i>t</i> -érték	-2,012	-2,108	-	-14,639	-7,118	-14,606	-10,694	-108,812	-30,379	38,249	-26,080
BET	Becs.	-0,003	0,000	0,000	-0,003	-0,323	-0,051	-0,426	-0,972	-0,222	0,330	0,939
	<i>t</i> -érték	-11,502	0,350	-	-9,566	-26,260	-2,397	-24,350	-133,162	-10,053	7,796	94,876
PX	Becs.	0,004	0,000	0,000	0,002	-0,353	-0,046	-0,368	-0,920	-0,032	0,003	-0,905
	<i>t</i> -érték	13,143	-9,649	-	7,269	-20,552	-1,410	-23,919	-111,462	-6,336	0,250	-181,052
CROBEX	Becs.	0,000	-0,001	0,000	-0,005	-0,247	0,209	0,416	-1,025	-0,151	0,312	-0,628
	<i>t</i> -érték	-0,095	-2,367	-	-25,072	-20,219	5,097	20,409	-241,917	-18,127	19,642	-34,166
SAX	Becs.	0,002	-0,010	0,000	0,002	-0,355	0,109	-0,148	-0,944	-0,167	0,171	0,423
	<i>t</i> -érték	2,575	-18,797	-	1,461	-23,043	4,219	-1,856	-123,692	-6,001	2,624	6,282
SBITOP	Becs.	-0,003	0,000	0,000	-0,009	0,349	-0,040	0,761	-0,922	-0,054	-0,055	-0,449
	<i>t</i> -érték	-9,026	0,003	-	-26,652	27,863	-1,118	20,706	-155,822	-6,495	-1,867	-6,560
PFTS	Becs.	0,005	0,001	0,000	0,000	-0,246	0,169	0,396	0,335	-0,552	1,136	0,628
	<i>t</i> -érték	21,277	2,493	-	-0,114	-15,400	4,114	25,957	21,686	-53,513	58,019	45,051
BUX	Becs.	0,001	0,001	0,000	0,007	0,304	-0,024	0,392	0,726	0,775	0,430	-0,569
	<i>t</i> -érték	1,543	1,301	-	16,723	24,656	-1,515	17,861	30,468	42,843	10,689	-18,044
ATX	Becs.	-0,001	0,000	0,000	-0,005	-0,520	0,535	0,399	-0,311	0,517	1,329	0,351
	<i>t</i> -érték	-0,175	0,169	-	-2,151	-20,903	14,863	11,430	-6,424	11,885	41,428	32,382

A BEKK modell eredményei alapján az orosz tőzsde sokkhatásai meglepően sok esetben szignifikánsan jelennek meg a CEE piacokon. Az átadást mérő paraméterek közül A(1,2) esetében a BET és az SBITOP nem szignifikáns, és ezek az indexek élveznek valamelyest védettséget. B(1,2) paraméterek kivétel nélkül szignifikánsak. A megnövekedett MOEX hozamvariancia pedig az ukrán és osztrák indexeket leszámítva mindenhol növeli a kovarianciát.

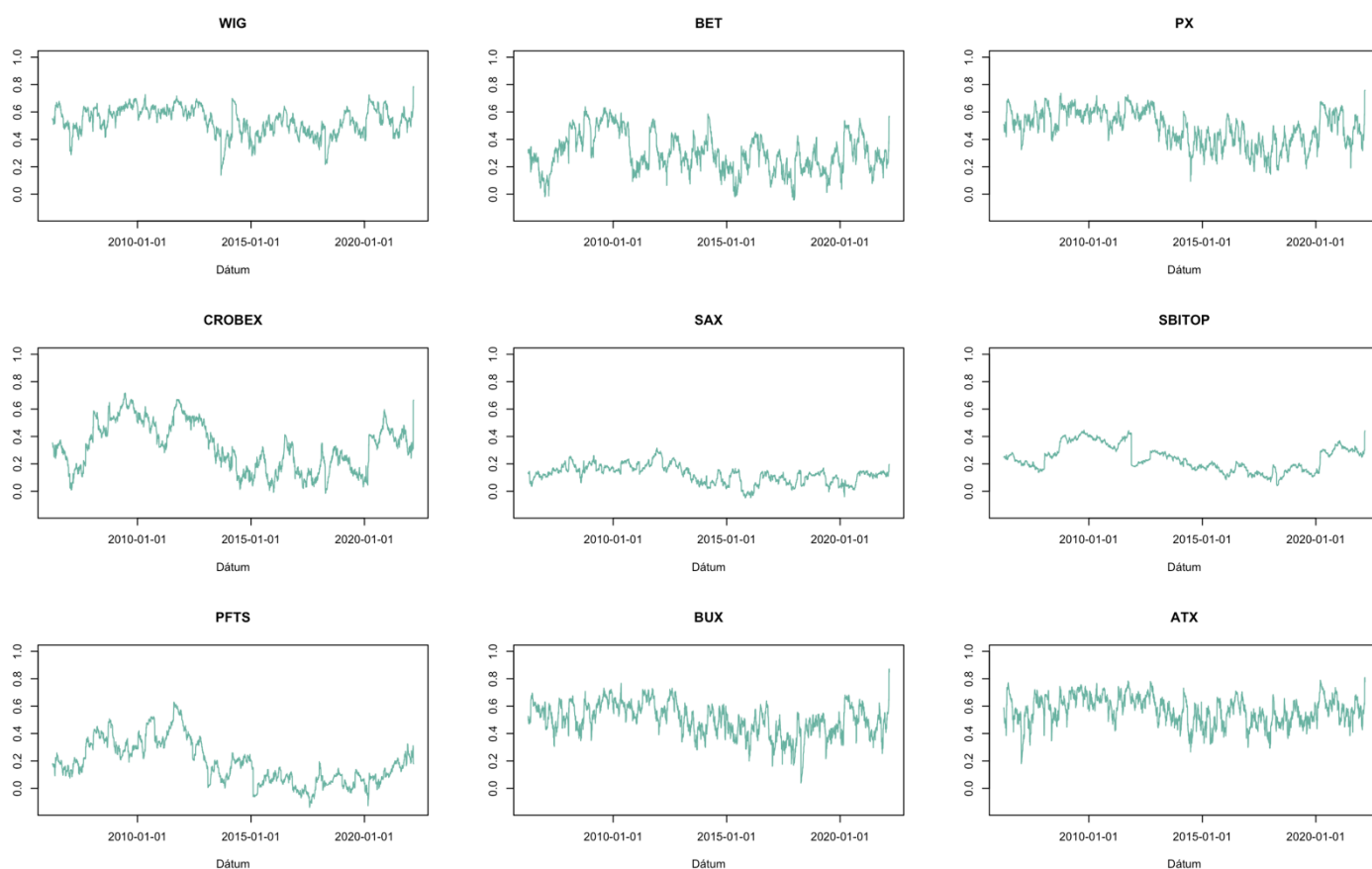
7. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az MOEX esetében

A táblázat tartalmazza országanként a becsült paramétereket és a hozzájuk tartozó t-értékeket, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

		μ	α	ω	α	β	λ	dcca1	dccb1	mshape
MOEX	<i>Becs.</i>	0,001	0,011	0,000	0,081	0,916	5,373			
	<i>t-érték</i>	3,483	0,749	1,239	4,115	47,392	11,031			
WIG	<i>Becs.</i>	0,000	0,060	0,000	0,067	0,924	6,526	0,018	0,972	6,370
	<i>t-érték</i>	1,960	3,914	0,558	1,930	23,174	8,498	3,534	105,282	19,039
BET	<i>Becs.</i>	0,001	0,052	0,000	0,100	0,895	5,411	0,022	0,969	6,015
	<i>t-érték</i>	3,775	3,123	0,263	0,944	8,864	4,464	4,210	118,066	13,007
PX	<i>Becs.</i>	0,001	0,032	0,000	0,099	0,892	6,882	0,024	0,964	6,440
	<i>t-érték</i>	3,220	2,034	0,687	2,348	20,735	7,911	2,966	67,211	14,594
CROBEX	<i>Becs.</i>	0,000	0,055	0,000	0,064	0,931	5,544	0,015	0,981	6,024
	<i>t-érték</i>	2,160	3,519	1,427	10,391	137,162	11,673	4,289	212,620	17,950
SAX	<i>Becs.</i>	0,000	-0,056	0,000	0,033	0,966	2,791	0,008	0,989	4,000
	<i>t-érték</i>	2,413	-4,499	1,078	4,526	786,146	9,091	0,489	29,047	66,649
SBITOP	<i>Becs.</i>	0,000	0,090	0,000	0,131	0,837	5,308	0,005	0,994	5,833
	<i>t-érték</i>	2,848	5,330	0,589	3,610	17,740	5,229	2,466	323,393	16,918
PFTS	<i>Becs.</i>	0,000	0,164	0,000	0,143	0,856	3,550	0,013	0,984	4,567
	<i>t-érték</i>	1,150	9,325	0,644	3,625	20,478	26,627	1,667	96,190	26,373
BUX	<i>Becs.</i>	0,001	0,040	0,000	0,082	0,911	7,697	0,027	0,959	6,774
	<i>t-érték</i>	2,700	2,526	0,766	2,449	25,132	7,744	2,738	53,464	13,202
ATX	<i>Becs.</i>	0,001	0,023	0,000	0,085	0,907	6,603	0,031	0,949	6,369
	<i>t-érték</i>	2,862	1,411	0,549	1,760	17,556	7,623	5,174	84,617	14,281

Mint az a 7. táblázatban is látszik, a DCC modell is nagy jelentőséget tulajdonít a MOEX index hatásának, a rövid távon két nem szignifikáns érték született, Szlovákia és Ukrajna esetén, így ezek az indexek valamelyest védettek az orosz sokkokkal szemben. Hosszútávon azonban ez nem jelenthető ki, ott minden érték jelentősen szignifikáns, a szlovén és horvát index különösen. A DCC modell alapján a MOEX-ről elmondható, hogy a volatilitás mind rövid, mind hosszú távon klasztereződik, a t-eloszlás alacsony szabadságfoka pedig rendszeresebb szélsőséges hozamokat feltételez.

A két modell ebben az esetben összeegyeztethetően szignifikáns jelentőséget tulajdonít Oroszországnak, de eltérő eredményeket mutatnak arról, melyik országok élveznek viszonylagos védelmet. Különösen érdekes Ukrajna védettsége a DCC modell szerint, hiszen előzetesen szoros kapcsolatot feltételezhetnénk, már csak földrajzi indokok miatt is.



5. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk a MOEX és a vizsgált indexek között (saját szerkesztés)

A korrelációs diagrammokról is leolvasható, hogy a modellek alapján a MOEX-től elzártabb indexek, a BET, az SBITOP, a SAX és PFTS általában alacsonyabb szinten korrelálnak a

MOEX-szal. Külön érdekes, hogy a legtöbb dinamikus feltételes korreláció a 2010 után nem sokkal inkább csökkenő trendet mutat, jól megfigyelhető ez a CROBEX-nél, a PFTS-nél vagy éppen az SBITOP-nál. Feltűnő a diagrammok végén felszökő korrelációs érték, melyet az orosz-ukrán háború, és az azelőtti feszültségek okoznak. A megnövekedett kockázatok és gazdasági kapcsolatok miatt a befektetők a térség részvényeit is adni kezdték, gyengültek a devizák is, ami magas együttmozgást okozott a hozamokban.

V.4. Az SSE hatása

Az SSE index, mely Kínát képviseli a volatilitás-átadók között, talán a legérdekesebb mind közül. Kína egy fejlődő országból nőtte ki magát a világ második legnagyobb gazdaságává. Agresszív terjeszkedése és térhódítása szinte a világ minden pontján érzékelhető, és a befektetők figyelmét sem kerüli el az ország. A technológiai fejlődésnek hála innovatív cégek tucatjai léptek tőzsdére és vontak be tőkét. Óriási exportjuk miatt szinte minden ellátási láncnak szerves elemei, és mint azt a covid alatt megtapasztalhatta a világ, egy-egy megakadás nagy problémákat okozhat a világ minden pontján. A modellek eredményeit a 8. és 9. táblázatok tartalmazzák, mindkét modellben csak a két idősorra kalkulált értékek és az SSE-t leíró paraméterek bírnak újdonság-értékkel, mivel az egyedi jellemzők ismét ugyanazok.

8. táblázat: a BEKK GARCH modell által becsült értékek a SSE esetében

A táblázat országokra lebontva adja meg az egyes koefficienseket, közvetlenül alattuk a hozzájuk tartozó t-érték jelenik meg, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

	C(1,1)	C(1,2)	C(2,1)	C(2,2)	A(1,1)	A(1,2)	A(2,1)	A(2,2)	B(1,1)	B(1,2)	B(2,1)	B(2,2)
WIG												
Becs.	0,003	0,003	0,000	0,000	0,305	-0,054	0,000	0,358	0,906	-0,143	-0,466	-0,880
t-érték	8,424	10,244	-	-0,568	25,833	-3,080	0,018	24,194	103,101	-4,124	-17,173	-73,903
BET												
Becs.	0,001	0,001	0,000	0,008	0,322	-0,007	-0,059	0,686	-0,932	-0,020	-0,086	-0,564
t-érték	2,562	1,589	-	15,428	27,328	-0,270	-6,677	68,102	-215,940	-2,266	-22,530	-11,053
PX												
Becs.	-0,002	0,000	0,000	-0,003	-0,314	-0,004	0,124	0,377	-0,942	-0,005	0,006	-0,909
t-érték	-6,386	-1,226	-	-8,158	-28,561	-0,240	7,976	20,455	-280,906	-0,784	0,879	-91,823
CROBEX												
Becs.	-0,009	0,000	0,000	0,001	0,449	-0,035	-0,119	0,310	-0,665	-0,049	-0,059	-0,932
t-érték	-22,228	0,784	-	15,678	21,957	-2,767	-3,695	29,387	-25,786	-6,718	-2,865	-241,460
SAX												
Becs.	-0,004	-0,010	0,000	0,004	0,457	0,089	-0,078	-0,228	-0,851	0,150	-0,148	0,310
t-érték	-7,003	-10,933	-	0,962	82,740	4,604	-2,456	-6,148	-51,876	5,924	-3,746	6,047
SBITOP												
Becs.	-0,004	0,000	0,000	0,000	0,349	-0,055	0,000	0,422	-0,718	0,406	0,758	0,752
t-érték	-10,872	-1,135	-	1,150	23,475	-4,526	-0,003	30,311	-42,569	18,303	25,516	51,134
PFTS												
Becs.	-0,004	-0,003	0,000	0,000	-0,369	-0,052	0,008	-0,414	0,903	-0,077	0,011	0,923
t-érték	-9,690	-21,271	-	0,201	-36,679	-2,025	0,814	-40,410	115,467	-8,869	4,593	145,148
BUX												
Becs.	0,002	0,000	0,000	0,003	-0,299	-0,066	0,045	0,389	0,951	-0,004	0,009	0,912
t-érték	7,034	-0,145	-	10,301	-30,384	-3,638	4,316	22,385	779,059	-0,757	2,063	111,017
ATX												
Becs.	0,013	0,000	0,000	-0,001	0,518	0,058	-0,120	0,343	0,228	0,267	-0,100	-0,933
t-érték	134,123	0,756	-	-2,220	18,641	2,277	-2,609	16,904	5,184	30,504	-5,357	-112,183

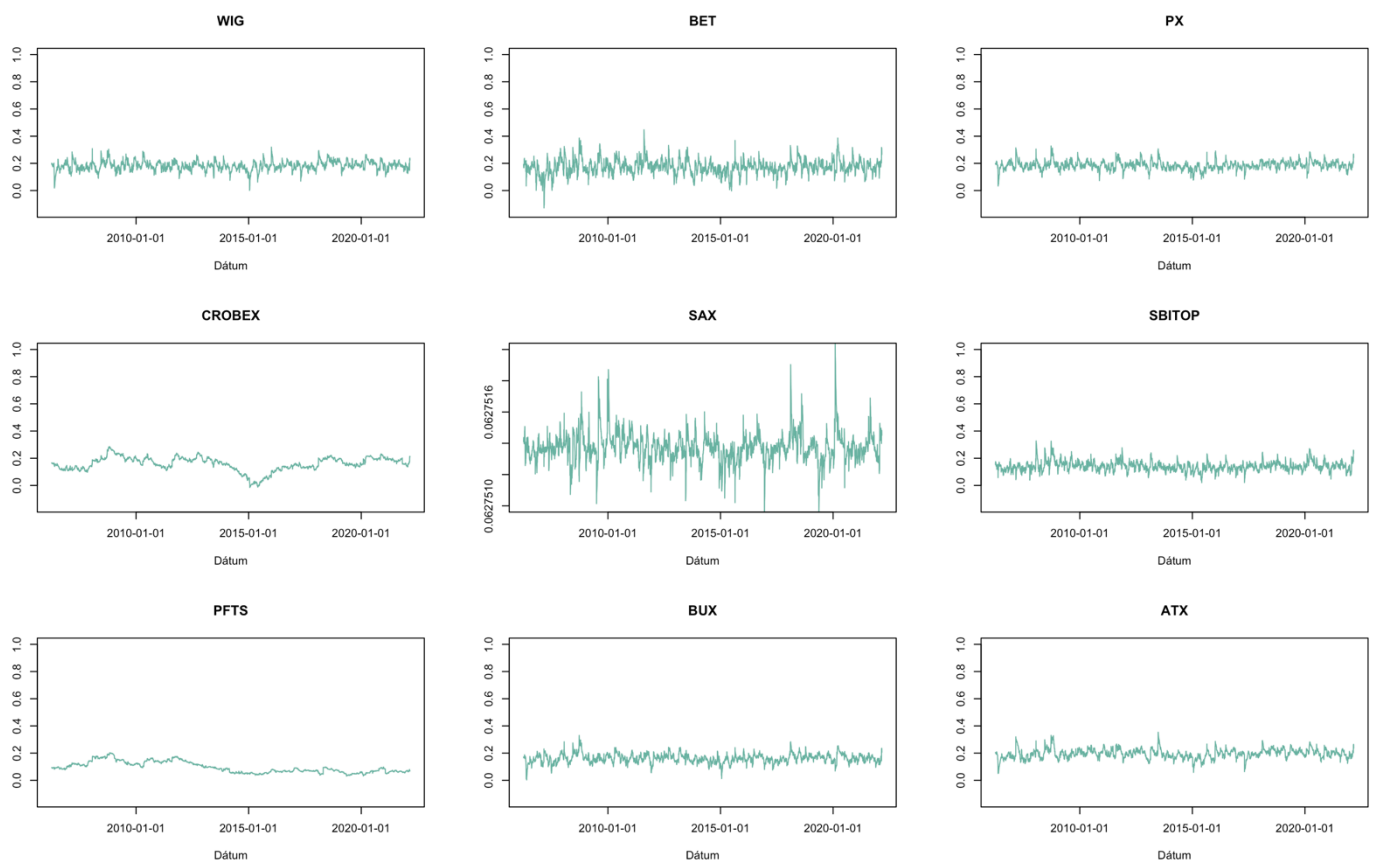
A BEKK modell outputjait vizsgálva megállapíthatjuk, hogy Kína ugyan jelentős volatilitás-átadó, a kapott értékek kevésbé szignifikánsak, mint a 3 korábbi indexnél. A(1,2) paraméternél két olyan ország is van, amelyik nem szignifikáns, mégpedig Románia és Csehország. B(1,2) becsült értékeinél nem szignifikáns Csehország és Magyarország. A modell szerint tehát a PX index nem vesz át volatilitást az SSE-től. A kínai hozamokban megnövekedett varianciára a román BET és az osztrák ATX reagál jelentősebb kovarianciával az SSE-vel.

9. táblázat: A DCC GARCH modell által becsült értékek az SSE esetében

A táblázat tartalmazza országanként a becsült paramétereket és a hozzájuk tartozó t-értékeket, mely 95%-os konfidenciaszinten szignifikáns, ha az a -1,96-tól 1,96-ig terjedő intervallumon kívül esik.

		μ	α	ω	α	β	λ	dcca1	dccb1	mshape
SSE	Becs.	0,001	-0,010	0,000	0,060	0,939	3,822			
	t-érték	4,407	-0,734	1,470	8,092	137,619	14,462			
WIG	Becs.	0,000	0,060	0,000	0,067	0,924	6,526	0,012	0,923	5,621
	t-érték	1,960	3,920	0,549	1,891	22,649	8,531	2,248	45,999	26,186
BET	Becs.	0,001	0,052	0,000	0,100	0,895	5,411	0,022	0,899	5,135
	t-érték	3,772	3,123	0,256	0,919	8,651	4,331	2,786	23,743	20,770
PX	Becs.	0,001	0,032	0,000	0,099	0,892	6,882	0,012	0,915	5,646
	t-érték	3,216	2,036	0,676	2,314	20,495	7,916	2,105	35,133	20,531
CROBEX	Becs.	0,000	0,055	0,000	0,064	0,931	5,544	0,004	0,992	5,266
	t-érték	2,158	3,516	1,404	10,058	130,683	11,759	2,945	422,880	25,157
SAX	Becs.	0,000	-0,056	0,000	0,033	0,966	2,791	0,000	0,922	4,000
	t-érték	2,415	-4,473	1,184	5,140	834,834	9,035	0,000	4,641	41,910
SBITOP	Becs.	0,000	0,090	0,000	0,131	0,837	5,308	0,015	0,906	5,117
	t-érték	2,848	5,332	0,592	3,622	17,817	5,267	1,622	11,147	22,538
PFTS	Becs.	0,000	0,164	0,000	0,143	0,856	3,550	0,003	0,995	4,149
	t-érték	1,150	9,328	0,644	3,625	20,497	27,266	2,292	492,348	32,784
BUX	Becs.	0,001	0,040	0,000	0,082	0,911	7,697	0,011	0,932	5,821
	t-érték	2,700	2,529	0,756	2,427	24,969	7,753	1,778	21,900	19,821
ATX	Becs.	0,001	0,023	0,000	0,085	0,907	6,603	0,010	0,946	5,764
	t-érték	2,857	1,412	0,543	1,744	17,432	7,625	1,882	44,235	19,219

Az SSE indexre jellemző a 7. táblázat alapján a volatilitás klasztereződése, illetve a t-eloszlás magas szabadságfoka kevés szélsőséges hozamot indikál. A DCC modell becsült értékei alapján elmondhatjuk, hogy az SSE sokkjai rövid távon nincsenek nagy hatással a vizsgált országok piacaira, az 5 szignifikáns $dcca1$ paraméter is épphogy az intervallumon kívül van, értékük 2 közele. 4 esetben pedig nem is szignifikáns ez a becsült érték, mégpedig a SAX, az SBITOP, a BUX és ATX indexeknél. A $dccb1$ értékek azonban mind szignifikánsak, tehát a Kínai sokkok hosszútávon minden vizsgált indexre hatással vannak.



6. ábra: Dinamikus feltételes korrelációk az SSE és a vizsgált indexek között (saját szerkesztés)

(a SAX értékei felnagyítva szerepelnek, mivel az igen alacsony korreláltság nagyobb skálán konstansak tűnhet)

A korrelációs adatok szerint sincs komoly együttmozgás a kínai SSE és a vizsgált európai indexek között, végig nagyon gyenge, szinte független értékeket figyelhetünk meg. Az előzetes hipotézissel szemben nem nőtt Kína befolyása sem, nem emelkedtek meg a korrelációk az agresszív terjeszkedés ellenére sem.

V.5. Eredmények összefoglalása

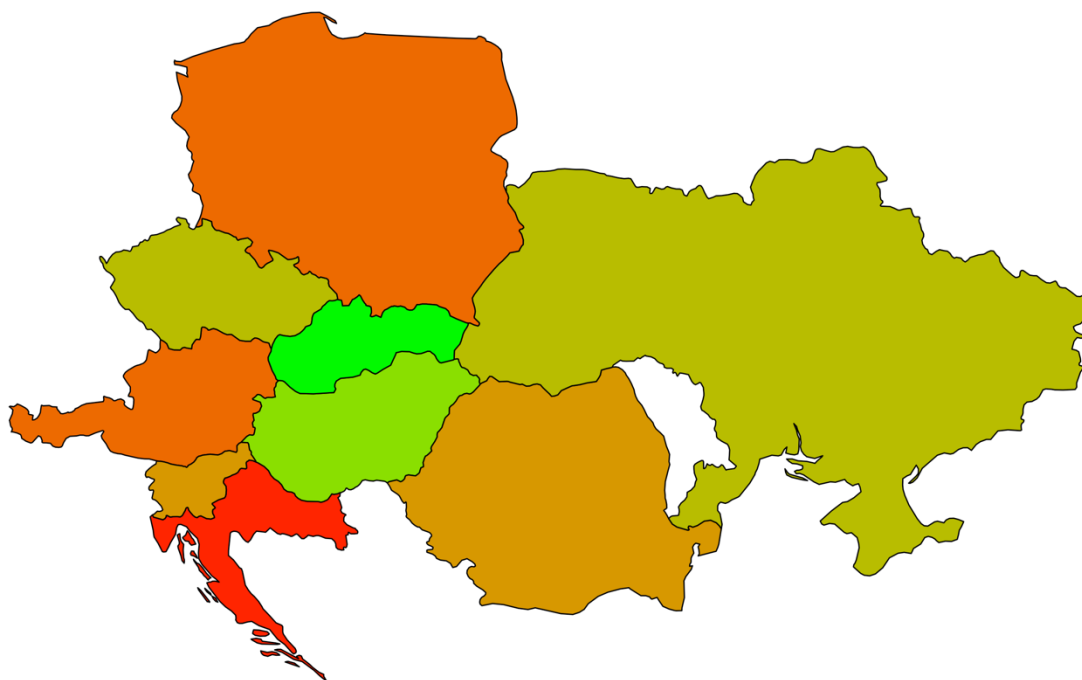
A fejezetben leírt eredmények alapján elmondhatjuk, hogy a vizsgált nagy indexek jelentős mértékben adnak át volatilitást a kis indexeknek, ugyanakkor vannak olyan országok, melyek kissé védettebbek az ilyen sokkok ellen.

10. táblázat: Nem szignifikáns értékek paraméterenként

A táblázat BEKK oszlopa országonként rendre $A(1,2)$ illetve $B(1,2)$ paramétereket jelöli, DCC oszlopa pedig országonként rendre $dcca1$ és $dccb2$ paramétereket. Ha a cella zöld, akkor az adott változó nem volt szignifikáns, tehát az ország védett az adott paramétertől.

	S&P500		DAX		MOEX		SSE	
	BEKK	DCC	BEKK	DCC	BEKK	DCC	BEKK	DCC
WIG								
BET								
PX								
CROBEX								
SAX								
SBITOP								
PFTS								
BUX								
ATX								

A 8. táblázat bemutatja, hogy a legtöbb országnak az Egyesült Államok, illetve Oroszország ad át volatilitást, majd Németország következik, és a legkevesebb indexre Kína van szignifikáns hatással. Az országok gazdaságai közül a volatilitás átadás alapján Horvátországé a legérzékenyebb, mivel rá minden paraméter szignifikáns, a legvédettebb pedig Szlovákia. Az országok érzékenységét a 6. ábra mutatja be, ahol minél pirosabb egy ország, annál érzékenyebb, a zöld szín pedig a relatív védettséget mutatja.



7. ábra: Országok érzékenysége a sokkhatásokra (saját szerkesztés)

VI. Konklúzió

Jelen kutatásban azt vizsgáltam meg, hogy a Közép-Kelet Európai gazdaságok tőzsdeindexei mennyire kitettek a nagyobb gazdaságokból érkező sokkoknak, és azok milyen hatásokat fejtenek ki. A tanulmány elkészítése során két idősor-modellt, a BEKK GARCH-ot és a DCC GARCH-ot használtam fel, melyek kiválóan alkalmasak a sokkhatások terjedésének különböző szemszögből történő vizsgálatára. Az analízis során az USA, Németország, Oroszország és Kína hatását vizsgáltam Lengyelország, Románia, Csehország, Horvátország, Szlovákia, Szlovénia, Ukrajna, Ausztria és Magyarország indexeire.

Eredményeim alapján azt találtam, hogy mindegyik nagy index szignifikánsan ad át volatilitást a vizsgált európai indexeknek, mind rövid, mind hosszú távon. Jelentős korrelációk is megfigyelhetők továbbá a befolyásoló indexekkel. Ezek a hatások a nyugati indexeknél, azaz az S&P500-nál és a DAX-nál erősebbek voltak, mint keleti társaiknál, ez főként a korrelációkra igaz. Bár a DAX-szal mért korreláltságok erősebbek voltak, a MOEX sokkhatásai kevesebb esetben vettek fel nem szignifikáns értéket, ilyen szempontból az SSE teljesített leggyengébben.

A legvédehetőbb országok az eredmények alapján Szlovákia és Magyarország, melyek még így is igen erősen befolyásoltak.

Ebből levonhatjuk azt a következtetést, hogy Közép-Kelet Európa gazdaságai igen nyitottak, be vannak ágyazódva a nemzetközi kereskedelmi hálózatba és pénzügyrendszerekbe, és igencsak függenek más országoktól. Ez azonban rossz hír azoknak a befektetőknek, akik diverzifikációs céllal óhajtanak fejlődő piacokba fektetni a térségben, hiszen hozamaik varianciájának csökkentésére nem alkalmasak ezen országok, tekintve, hogy jelentős mértékben volatilitást vesznek át a nagy gazdaságoktól. A szabályozók számára is fontos tanulságokat hordoz a tanulmány, hiszen megéri szemüket a nagy gazdaságokon tartani, az ott bevált gyakorlatokat implementálni, így hatékonyabbá tenni a tőzsdék szabályozását, a monetáris, illetve fiskális politikát.

Eredményeim illeszkednek az eddig publikált empirikus kutatások eredményeihez, hiszen, amint azt az Irodalmi összefoglaló is bemutatja, a többi tanulmány is szignifikáns volatilitás-átvételeket mért a régióban. Jelen kutatás hozzá is tett a szakirodalomhoz a hosszabb idősorokkal, és több elemzésbe bevont országgal.

A tanulmány egyik fő kérdése, mi szerint megnövekedett-e a keleti gazdaságok befolyása, cáfolatot kapott az eredményekből, mivel a nyugati gazdaságok még mindig sokkal meghatározóbbak, és nem nőtt meg a korreláltság az orosz és kínai indexekkel. Továbbra is számos kutatási lehetőség van a témában, érdemes lehet több országot bevonni az elemzésbe, vagy megvizsgálni, milyen tényezők magyarázzák egy-egy ország volatilitás átvételét.

Irodalomjegyzék

Anscombe, F. J., & Glynn, W. J. (1983). Distribution of the kurtosis statistic b_2 for normal samples. *Biometrika*, 70(1), 227-234.

Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F., & Kroner, K. F. (1990). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Manuscript, University of California, San Diego, Department of Economics.

Caporin, M., & McAleer, M. (2009). Do we really need both BEKK and DCC? A tale of two covariance models. *A Tale of Two Covariance Models* (February 5, 2009).

Cardona, L., Gutiérrez, M., & Agudelo, D. A. (2017). Volatility transmission between US and Latin American stock markets: Testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, 39, 115-127.

Chevallier, J., Nguyen, D. K., Siverskog, J., & Uddin, G. S. (2018). Market integration and financial linkages among stock markets in Pacific Basin countries. *Journal of Empirical Finance*, 46, 77-92.

D'Agostino, R. B. (1970). Transformation to normality of the null distribution of g_1 . *Biometrika*, 679-681.

Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1992). Efficient tests for an autoregressive unit root.

Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.

Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized GARCH. *Econometric Theory*, 11(1), 122-150.

Fisher, T. J., & Gallagher, C. M. (2012). New weighted portmanteau statistics for time series goodness of fit testing. *Journal of the American Statistical Association*, 107(498), 777-787.

Gagnon, L., & Karolyi, G. A. (2003). Information, trading volume and international stock market comovements. In *The Japanese Finance: Corporate Finance and Capital Markets in...* Emerald Group Publishing Limited.

Huang, Y., Su, W., & Li, X. (2010, November). Comparison of BEKK GARCH and DCC GARCH models: An empirical study. In *International Conference on Advanced Data Mining and Applications* (pp. 99-110). Springer, Berlin, Heidelberg.

Hung, N. T. (2022). Return equicorrelation and dynamic spillovers between Central and Eastern European, and World stock markets, 2010–2019. *Regional Statistics*, 12(01), 159-192.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, 6(3), 255-259.

Kang, S. H., & Yoon, S. M. (2019). Financial crises and dynamic spillovers among Chinese stock and commodity futures markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 531, 121776.

Kirchgässner, G., Wolters, J., & Hassler, U. (2012). *Introduction to modern time series analysis*. Springer Science & Business Media.

Malik, K., Sharma, S., & Kaur, M. (2021). Measuring contagion during COVID-19 through volatility spillovers of BRIC countries using diagonal BEKK approach. *Journal of Economic Studies*.

Scheicher, M. (2001). The comovements of stock markets in Hungary, Poland and the Czech Republic. *International Journal of Finance & Economics*, 6(1), 27-39.

Syllignakis, M., & Kouretas, G. P. (2006). Long and short-run linkages in CEE stock markets: implications for portfolio diversification and stock market integration.

Tsuji, C. (2017). How can we interpret the estimates of the full BEKK model with asymmetry? The case of French and German stock returns. *Business and Economic Research*, 7(2), 342-351.

ŽIVKOV, D.–NJEGIĆ, J.–MILENKOVIĆ, I. (2018): Interrelationship between DAX index and four largest Eastern European stock markets *ESPERA* 21 (3): 88–103.