

DETERMINANTY INTEGRÁCIE AKCIOVÝCH TRHOV KRAJÍN V4

Eduard Baumöhl, Ekonomická univerzita v Bratislave*

Úvod

Pri definovaní pojmu integrácia je potrebné v prvom rade rozlíšiť medzi integráciou a liberalizáciou finančných trhov. Ak krajina prijme legislatívne kroky o úplnom odstránení bariér medzinárodného pohybu kapitálu, tak môžeme hovoriť o liberalizácii trhu. Táto liberalizácia však nemusí viesť k integrácii.¹ Zahraniční investori totiž nemusia prejavovať dôveru v daný finančný trh, resp. dôveru voči danej reforme. Na druhej strane môže dôjsť k integrácii trhu ešte pred legislatívnymi zmenami, keďže investori môžu vstúpiť na trh aj nepriamo, prostredníctvom domácich subjektov (Bekaert, Harvey, 2002).

Integráciu je preto vhodné charakterizovať prostredníctvom jej základného prejavu, teda ako vzájomnú závislosť medzi jednotlivými národnými finančnými trhmi (za ekvivalentné označenie sa zvykne považovať aj pojem interdependencia). Táto definícia je vhodná aj z kvantitatívneho hľadiska, keďže umožňuje exaktne merať stupeň integrácie.

Stanoviť presný dátum integrácie je však prakticky nemožné. Bekaert et al. (2003) poskytujú prehľad spôsobov, akými je možné stanoviť začiatok integrácie finančných trhov, počnúc identifikáciou štrukturálnych zlomov v príleve zahraničného kapitálu alebo vo výnosoch akcií a dividendových výnosoch, až po skúmanie zmien v legislatíve.

Cieľom predkladaného článku je zistiť vplyv základných determinantov na integráciu akciových trhov krajín V4. Ako proxy ukazovateľ miery integrácie budú použité dynamické podmienené korelácie vypočítané na základe DCC MV-GARCH modelu (z angl. *Dynamic Conditional Correlation MultiVariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), ako aj jeho asymetrickej verzie (ďalej len ADCC). Skúmať budeme vplyv vstupu krajín V4 do Európskej únie, vplyv finančnej krízy a vplyv volatility na dynamické podmienené korelácie akciových trhov krajín V4 a vyspelých trhov G7 počas obdobia od 4. januára 1998 do 5. augusta 2012.

* Táto práca bola podporovaná Agentúrou na podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy č. APVV-0666-11 a projektom VEGA č. 1/0393/12.

1 Najjednoduchšia definícia integrácie hovorí, že na integrovaných trhoch môže domáci investor bez akýchkoľvek reštrikcií kúpiť zahraničné aktíva a zahraničný investor môže kúpiť domáce aktíva (Bekaert et al., 2003).

1. Integrácia akciových trhov krajín V4

Od začiatkov jednaní o vstupe krajín V4 do Európskej únie (november 2001) až po ich vstup v máji 2004, ceny akcií na týchto trhoch vzrástli v priemere o 90 %. Index MSCI World počas tohto obdobia vzrástol o približne 10 %. Ako argumentujú Dvořák, Podpiera (2006), takýto nárast cien akcií v krajinách V4 mohol byť zapríčinený preceňovaním systematického rizika z dôvodu integrácie lokálnych trhov. Na segmentovanom trhu je zdrojom systematického rizika každého podniku kovariancia výnosov jeho akcií s lokálnym trhom. Naproti tomu na integrovanom trhu je systematické riziko charakterizované kovarianciou výnosov akcií podniku so svetovým trhom. Keďže kovariancia výnosov so svetovým trhom bude zrejme nižšia, ako kovariancia výnosov s lokálnym trhom, proces integrácie akciových trhov by mal zapríčiniť pokles systematického rizika a následný nárast cien akcií. Empirické výsledky v práci Dvořák, Podpiera (2006) však neboli až také presvedčivé, čo mohlo byť zapríčinené aj nízkym počtom pozorovaní a vysokým počtom vysvetľujúcich premenných v modeloch. Ďalším vysvetlením taktiež môže byť fakt, že zahraniční investori síce mali možnosť investovať do krajín V4 ešte pred ich oficiálnym vstupom, avšak existovali obavy z politickej nestability a nízkej likvidity.

Výskum zaujímavý z pohľadu využitých dát aj predmetu skúmania bol realizovaný v práci Černý, Koblas (2008). Na základe vysokofrekvenčných dát za obdobie dvoch rokov skúmali rýchlosť presunu informácií použitím Grangerovho modelu, pričom do vzorky zahrnuli poľský, český a maďarský akciový index, ako aj indexy z vyspelých trhov (S&P500, DJIA, FTSE, DAX, CAC). Dospeli k záveru, že k presunu informácií dochádza v priebehu jednej hodiny, preto použitie denných uzatváracích cien môže byť zavádzajúce.

Égert, Kočenda (2011) vo svojej práci uvádzajú, že empirické výskumy zo začiatku 90. rokov 20. storočia v oblasti skúmania závislostí medzi vyspelými európskymi akciovými trhami a trhami krajín V4 nepotvrdili významné väzby týchto trhov (krátkodobé ani dlhodobé). Ako príklad uvádzajú empirické práce Syriopoulos (2004), Scheicher (2001), Gilmore, McManus (2002, 2003) a Voronkova (2004). Autori na základe vysokofrekvenčných dát indexov zo západnej Európy (FTSE, DAX, CAC) a indexov krajín V4 (PX, BUX, WIG – okrem slovenského SAX) skúmali dynamické podmienené korelácie (metodológia DCC MV-GARCH) za obdobie od júna 2003 do januára 2006. Vysoký stupeň previazanosti bol pozorovateľný v rámci vyspelých trhov, avšak medzi nimi a trhami krajín V4 sa preukázala len veľmi nízka závislosť. Rovnako slabý vzťah bol aj medzi indexmi krajín V4 navzájom (korelácie v rozmedzí od 0,02 do 0,05). Táto skutočnosť hovorí v prospech medzinárodnej diverzifikácie, ale zároveň popiera hypotézu o previazanosti týchto akciových trhov. Autori však dodávajú, že v dôsledku integračného procesu sa v budúcnosti závislosť akciových trhov krajín V4 so západoeurópskymi trhami môže zvyšovať.

Možné vysvetlenie tak nízkych podmienených korelácií akciových indexov krajín V4 a indexov z vyspelých trhov počítaných na vysokofrekvenčných dátach môže

spočívať v skutočnosti, že tieto trhy reagujú príliš pomaly vzhľadom na nižšiu likviditu a menej rozvinuté obchodné platformy (Büttner, Hayo, 2011).

S vysokofrekvenčnými dátami pracovali aj Hanousek et al. (2009)² a Hanousek, Kočenda (2011). V oboch výskumoch bolo cieľom zistiť, ako reagujú výnosy akciových trhov krajín V4 (opäť okrem slovenského) na rôzne makroekonomické správy z Európskej únie a USA, resp. na rozdiel medzi očakávaniami a reálnymi údajmi (tzv. *excess impact* prístup). Vplyv makroekonomických správ nebol pri skúmaných trhoch úplne jednoznačný, čo je zrejme možné pripísať zohľadneniu presunu informácií (v angl. *spillovers*) medzi akciovými indexmi.³ Tieto presuny informácií od vyspelých trhov k trhom V4 (aj medzi nimi navzájom) sa preukázali v oboch prácach ako významné, čo naznačuje vysokú mieru prepojenia týchto trhov.

S metodológiou DCC MV-GARCH pracovali aj Wang, Moore (2008), ktorí skúmali vzťahy medzi agregovaným indexom eurozóny (12 akciových indexov) a akciovými trhmi krajín V4 (BUX, WIG, PX). Použili denné výnosy za obdobie od apríla 1994 do decembra 2006. Dynamické korelácie počas sledovaného obdobia mali rastúci trend, pričom ku koncu sledovaného obdobia sa pohybovali v rozmedzí od 0,3 do 0,4. Výsledky medzi jednotlivými indexmi z krajín V4 však neboli uvedené. Wang, Moore (2008) sa pokúsili aj o identifikáciu hlavných faktorov, ktoré vysvetľujú integráciu akciových trhov. Do analýzy zahrnuli index priemyselnej produkcie, medzibankové úrokové sadzby, volatilitu výmenných kurzov, trhovú kapitalizáciu v pomere k HDP skúmaných krajín a objem obchodovania na danom akciovom trhu. Žiadny z týchto faktorov ale nemal zásadný vplyv na integráciu akciových trhov, preto autori v závere konštatujú, že samotný proces integrácie závisí skôr od existujúcej úrovne rozvoja finančného sektora.

Veľmi podobným spôsobom postupovali aj Büttner, Hayo (2011), ale taktiež sa im nepodarilo nájsť žiadny zásadný faktor, ktorý by ovplyvňoval integráciu akciových trhov Českej republiky, Poľska a Maďarska. Autori dospeli k záveru, že globálne alebo iné spoločné šoky neovplyvňujú korelácie týchto trhov, avšak je potrebné uviesť, že ich sledované obdobie (od roku 2004 do roku 2006) nepokrývalo žiadnu zásadnú udalosť, ako napr. celosvetovú finančnú krízu.

V práci Výrost et al. (2013) už sledované obdobie (január 2000 až august 2011) pokrývalo aj poslednú finančnú krízu, pričom taktiež bolo cieľom skúmanie vplyvu makroekonomických faktorov, ktoré by mohli ovplyvňovať integráciu akciových trhov V4 (okrem slovenského) s vyspelými trhmi (za benchmark vyspelých trhov bolo zvolené Nemecko). Výsledky naznačujú, že nedávna globálna finančná kríza ovplyvnila dynamické korelácie medzi zvolenými trhmi vo väčšej miere, ako vstup krajín

2 V tejto práci bol využitý GARCH-M model (podmienená volatilita vstupuje do modelovania strednej hodnoty), pričom v práci Hanousek, Kočenda (2011) boli v GARCH rovnici pridané aj umelé premenné, jedna na zohľadnenie vyššej volatility na začiatku a konci obchodného dňa (tzv. *U-shape* tvar) a jedna na zohľadnenie možných týždňových efektov (v angl. *day-of-the-week effects*).

3 Presuny informácií medzi trhmi boli v oboch prácach zohľadnené pri modelovaní strednej hodnoty (v angl. *mean equation*).

V4 do Európskej únie. Z analýzy dopadu makroekonomických faktorov boli závery nejednoznačné, keďže žiadna premenná neovplyvňovala integráciu vo všetkých krajinách rovnako. Jedine ukazovateľ rizika výmenného kurzu bol významný vo všetkých prípadoch, avšak s kladným vplyvom na integráciu, čo potvrdzuje prítomnosť efektu náklady medzi rôznymi trhmi.

Rastúcu mieru integrácie maďarského, českého a poľského akciového trhu preukázali aj Cappiello et al. (2006a), s využitím denných údajov za obdobie od januára 1994 do novembra 2005. Na základe týždenných údajov dospeli Savva, Aslanidis (2010) k veľmi podobným záverom, aj keď po metodologickej stránke využili odlišný prístup (konkrétne STCC-GARCH a DSTCC-GARCH model). Korelácie medzi českým a poľským akciovým indexom s indexom eurozóny boli rastúce od roku 1997 do roku 2008. V prípade maďarského akciového indexu nevykazovali žiadny trend (presnejšie žiadny vzor, ktorý by popísala logistická regresia), avšak boli konštantne vysoké. Autori do vzorky zahrnuli aj slovenský akciový index, avšak v závere konštatujú, že tento index vykazuje len veľmi nízke korelácie s ostatnými akciovými trhmi.

Syllignakis, Kouretas (2011) pracovali s týždennými údajmi od októbra 1997 do februára 2009 a zistili, že v období 2007 až 2009 (teda počas finančnej krízy) došlo k nárastu korelácií medzi krajinami V4 (okrem Slovenska) a nemeckým, ako aj americkým akciovým indexom, z úrovne 0,50 na 0,75. Následne našli aj pozitívny vzťah medzi dynamickými podmienenými koreláciami a podmienenou volatilitou.

V práci Baumöhl et al. (2011) boli použité denné uzatváracie ceny od januára 1998 do marca 2010 za akciové indexy krajín V4 (okrem slovenského) a dva indexy z vyspelých krajín (Nemecko a USA). Miera prepojenia medzi skúmanými trhmi bola overovaná prostredníctvom DCC MV-GARCH modelu, pričom dynamické korelácie medzi indexmi krajín V4 a vyspelými trhmi ku koncu sledovaného obdobia boli na úrovni 0,5 až 0,7. V období počas finančnej krízy bol taktiež zaznamenaný prudký nárast v skúmaných koreláciách. Súčasťou analýzy bolo tiež overiť vzťah medzi odhadnutými koreláciami a štrukturálnymi zlomami vo volatilitate identifikovanými na základe ICSS algoritmu (Inclán, Tiao, 1994) a κ_1 a κ_2 štatistikami (Sansó, et al., 2004). Tzv. efekt náklady bol na základe tejto metodológie preukázaný, keďže režimy spojené s nárastom volatility boli sprevádzané vyššími koreláciami (a vice versa).

Za účelom preskúmania vzájomných vzťahov medzi akciovými indexmi krajín V4 (okrem slovenského) a indexom eurozóny (Dow Jones Stoxx 50), využili Gjika, Horváth (2013) metodológiu ADCC MV-GARCH (asymetrický DCC model), pričom pracovali s dennými údajmi od decembra 2001 do októbra 2011. Dospeli k záveru, že dynamické korelácie významne vzrástli po vstupe krajín do Európskej únie (v máji 2004) a do konca sledovaného obdobia ostali približne na tejto úrovni (od 0,6 do 0,7), teda aj počas finančnej krízy. Autori taktiež ukázali, že dynamické korelácie vykazujú pozitívny vzťah s podmienenou volatilitou. Zaujímavá je tiež skutočnosť, že zatiaľ čo asymetrické efekty v podmienenej volatilitate sa preukázali (použitý bol GJR-GARCH model), tak asymetrický efekt v koreláciách bol štatisticky významný jedine v prípade dvojice indexov BUX a WIG.

Horváth, Petrovski (2013) porovnávali korelácie medzi akciovými indexmi krajín V4 (okrem slovenského), indexmi krajín juhovýchodnej Európy (Chorvátsko, Macedónsko a Srbsko) a európskym indexom Stoxx Europe 600, vypočítané na základe BEKK-GARCH modelu počas obdobia 2006 až 2011. Pri porovnaní týchto dvoch skupín rozvíjajúcich sa európskych trhov dospeli k záveru, že stupeň integrácie je podstatne vyšší v sledovaných krajinách skupiny V4. Podmienené dynamické korelácie sa pohybovali približne okolo hodnoty 0,6.

Aj keď prevažná väčšina empirických prác využíva rôzne obmeny korelácií pri analýze integrácie akciových trhov krajín V4, po metodologickej stránke existuje viacero výskumov, ktoré aplikovali odlišný prístup. Napríklad Gilmore et al. (2008) na základe denných údajov od júla 1995 do februára 2005 využili kointegračnú analýzu a potvrdili, že dlhodobý vzťah (kointegrácia) akciových trhov krajín V4 (okrem Slovenska), Nemecka a Anglicka bol počas sledovaného obdobia viackrát prerušený a dominovali skôr krátkodobé vzťahy vyplývajúce z lokálnych faktorov. Autori uzatvárali celú prácu s tým, že existuje len málo dôkazov o stabilnom dlhodobom vzťahu medzi týmito akciovými trhmi, aj napriek vstupu krajín V4 do Európskej únie.

Pukthuanthong, Roll (2009) merali integráciu akciových trhov prostredníctvom podielu výnosov akciového trhu danej krajiny, ktorý môže byť vysvetlený globálnymi faktormi. Ich empirická analýza zahŕňala aj český, poľský a maďarský akciový trh. Na základe denných dát dospeli autori k záveru, že od vzniku týchto trhov až po február 2008 je podiel výnosov domácich akciových indexov vysvetlený globálnymi faktormi lineárne rastúci. Takýto výsledok by mohol byť interpretovaný aj tak, že dochádza k postupnej integrácii týchto akciových trhov. V tejto práci je zaujímavý najmä odlišný pohľad na integráciu akciových trhov a spôsob jej merania. Teoreticky, korelácie medzi dvoma trhmi môžu byť veľmi nízke, aj keď sú akciové trhy plne integrované. K tejto situácii by mohlo dôjsť v prípade, že existuje viacero globálnych zdrojov, ktoré zapríčiňujú zmenu vo volatilitě výnosov, avšak jednotlivé akciové trhy nie sú senzitívne na všetky tieto zdroje rovnako. Výnosy akciových trhov by mohli byť dokonale vysvetlené niekoľkými globálnymi faktormi, no napriek tomu by korelácie medzi nimi mohli byť nízke.

Veľmi podobná logika bola využitá aj v práci Hooy, Lim (2013), pričom autori zdôrazňujú, že ak je akciový trh globálne integrovaný, tak globálne faktory by mali vysvetľovať viac variability akciových výnosov ako lokálne faktory, a teda tieto trhy by mali byť aj vo vyššej miere informačne efektívne. Na základe týždenných údajov za obdobie od roku 1995 až 2007 ich výsledky potvrdzujú, že spomedzi krajín V4 je poľský akciový trh najviac informačne efektívny a vykazuje tak najvyššiu mieru integrácie.

Lucey, Zhang (2010) vo svojej práci zistili, že kultúrne vzdialenosti môžu ovplyvňovať integráciu akciových trhov (meranú podmienenými aj nepodmienenými koreláciami) medzi rozvíjajúcimi sa trhmi krajín V4 (okrem slovenského) a vyspelými akciovými trhmi.

Frijns et al. (2012) skúmali efekt politických kríz na prílev zahraničných investícií a dospeli k záveru, že tieto krízy zvyšujú rizikovú averziu zahraničných investorov. Najmä na rozvíjajúcich sa trhoch, kde politické riziko zvykne byť väčšie, je dodatočný nárast averzie k riziku problémom, ktorý môže zapríčiniť stiahnutie sa zahraničných investorov z domáceho trhu. Odlev zahraničných investícií môže zapríčiniť samozrejme pokles na akciových trhoch, následkom čoho potom môže dôjsť aj k poklesu v integrácii akciových trhov. Túto skutočnosť autori preukázali na vzorke 49 rozvíjajúcich sa krajín, keďže práve tieto krajiny sú náchylné na politické krízy (vrátane Českej republiky, Poľska a Maďarska).

Ako môžeme vidieť z uvedených empirických výskumov, práce zaoberajúce sa integráciou akciových trhov krajín V4 spravidla do vzorky nezahŕňajú slovenský akciový index SAX. V zahraničných prácach sa tieto trhy označujú ako CEE (angl. *Central and Eastern European*) trhy a je pochopiteľné, že SAX je z výskumných vzoriek vylúčený kvôli jeho nízkej efektívnosti. Z dostupných empirických výskumov, Syriopoulos (2004) do analýzy zahrnul aj slovenský akciový trh. Výskumná vzorka obsahovala okrem indexov z krajín V4 aj americký S&P500 a nemecký DAX, pričom skúmal obdobie od januára 1997 do septembra 2003. Na základe modelov VAR a VECM dospel k záveru, že akciové trhy z V4 vykazujú vyššiu mieru prepojenia s vyspelými akciovými trhmi, než medzi sebou navzájom. Savva, Aslanidis (2010) do svojej vzorky taktiež zahrnuli aj slovenský akciový index, avšak ako sme už spomínali, autori v závere konštatujú, že tento index vykazuje len veľmi nízke korelácie s ostatnými akciovými trhmi. Slovenský akciový index bol súčasťou vzorky aj v práci Syllignakis, Kouretas (2011), avšak dynamické podmienené korelácie tohto indexu boli v priemere na úrovni 0,01 s ruským indexom, 0,07 s americkým indexom a 0,06 s nemeckým indexom.

2. Charakteristika výskumnej vzorky

Pri skúmaní vzájomných vzťahov medzi akciovými trhmi máme k dispozícii denné uzatváracie ceny od 4. januára 1998 do 5. augusta 2012. Výskumná vzorka pozostáva z nasledujúcich akciových indexov:

- Indexy krajín G7: americký S&P500, kanadský S&P/TSX (ďalej len TSE), nemecký DAX30 (ďalej len DAX), anglický FTSE100 (ďalej len FTSE), francúzsky CAC40 (ďalej len CAC), taliansky FTSE/MIB (ďalej len MIB) a japonský Nikkei225 (ďalej len N225).
- Indexy krajín V4: český PX, maďarský BUX, poľský WIG a slovenský SAX.

Všetky údaje boli získané z databázy Thomson Reuters Datastream a sú denominované v lokálnych menách, aby indexy nezobrazovali výkyvy na devízovom trhu. Tento postup je v súlade s prácami Eun, Shim (1989), Voronkova (2004), Syriopoulos (2004) a ďalšími. Indexy nie sú ani očistené o akcie, ktoré sú kótované na viacerých burzách zároveň, tzv. duálne kótované akcie.⁴

4 Bližšie k problematike duálne kótovaných akcií napr. Podpiera (2001).

Aby sme sa vyhli problému nesynchronného obchodovania (v angl. *nonsynchronous trading effects*)⁵ a prípadným denným efektom (v angl. *day-of-the-week effects*), pracovať budeme s týždennými cenami, ktoré sme získali spriemerovaním uzatváracích cien v rámci jedného týždňa. Ako bolo zistené v práci Baumöhl, Lyócsa (2012), od spôsobu vytvorenia týždenných výnosov môžu závisieť aj celkové výsledky analýzy. „*Friday-to-Friday*“ metóda poskytuje veľmi rozdielne výnosy s vysokou variabilitou, ktoré sú najmenej korelované s „*Wednesday-to-Wednesday*“ výnosmi alebo spriemerovanými týždennými výnosmi. Keďže pre účely našej analýzy by sme chceli získať reprezentujúcu cenu v rámci daného týždňa, rozhodli sme sa použiť výnosy založené na priemerovaní denných cien. Výsledná vzorka tak pozostáva zo 762 pozorovaní (týždenných výnosov).

Na základe KPSS a ADF-GLS testu môžeme logaritmy uzatváracích cien považovať za integrované prvého rádu, preto bude celá analýza realizovaná na spojitých výnosoch.⁶

3. Použitá metodológia

V prvom kroku odhadu dynamických podmienených korelácií potrebujeme odhadnúť tzv. štandardizované reziduá, ktoré získame z ARMA-GARCH modelu. Viacero empirických výskumov poukázalo na fakt, že volatilita finančných aktív vykazuje asymetrické správanie (bližšie napr. Engle, Ng, 1993 alebo Cappiello et al., 2006b), ktoré spočíva v skutočnosti, že dobré a zlé správy sa prejavujú odlišným spôsobom. Spravidla zlé správy (pokles výnosov) vyvolávajú väčší nárast volatility ako dobré správy (nárast výnosov). Aby táto skutočnosť bola zachytená pri modelovaní podmienenej volatility, vzniklo viacero GARCH modelov, ktoré obsahujú parameter zohľadňujúci asymetriu volatility. Okrem štandardného GARCH modelu budú využité aj nasledujúce modely: AVGARCH, NGARCH, EGARCH, GJR-GARCH, APARCH, NAGARCH, TGARCH, FGARCH a CSGARCH. Za účelom výberu najvhodnejšieho modelu používame Schwarzovo BIC informačné kritérium (postupujeme podľa Cappiello et al., 2006b). Maximálny počet parametrov p a q v ARMA aj GARCH modeloch je v celej procedúre výberu najvhodnejšieho modelu stanovený na 5, čo postačovalo na zachytenie autokorelácie aj podmienenej heteroskedasticity. Na testovanie prítomnosti autokorelácie a podmienenej heteroskedasticity je využitý Ljung-Box test, v prvom prípade na štandardizovaných reziduách a v druhom prípade na štvorcoch štandardizovaných reziduí. Prítomnosť autokorelácie aj podmienenej heteroskedasticity testujeme do $\text{int}[0.05T]$ počtu oneskorení, v našom prípade teda do 38 oneskorení. Hladina významnosti je zvolená na úrovni 5 %. Prípadný výskyt dodatočných asymetrických efektov overujeme prostredníctvom Engle, Ng (1993) testu.

5 K problémom nesynchronného obchodovania I. a II. (prvý vyplýva z rôzneho počtu pozorovaní, keďže jednotlivé národné burzy neobchodujú vždy v rovnaké dni, a druhý súvisí s rôznymi časovými pásmami) bližšie pozri Baumöhl, Výrost (2010).

6 Podrobné výsledky testovania stacionarity sú dostupné na vyžiadanie.

Výberom vhodného ARMA-GARCH modelu, ktorý dobre popisuje daný časový rad a sú pri ňom splnené všetky predpoklady, končí prvý krok odhadu DCC MV-GARCH modelu. Druhý krok predstavuje odhad modelu vysvetľujúceho dynamiku podmienených korelácií.

Nech $\mathbf{r}_t = (r_{1,t}, \dots, r_{k,t})^T$, $t = 1, 2, \dots, T$ je vektor podmienených výnosov k akciových indexov, s nulovým vektorom stredných hodnôt $E[\mathbf{r}_t|F_{t-1}] = \mathbf{0}$ a variančno-kovariančnou maticou $\text{Var}[\mathbf{r}_t|F_{t-1}] = \mathbf{H}_t$, kde F_{t-1} je informačná množina v čase $t-1$. Štandardný DCC model navrhnutý v prácach Engle – Sheppard (2001) a Engle (2002) má potom nasledujúci tvar:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t \quad (1)$$

$$\mathbf{R}_t = \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2} \mathbf{Q}_t \text{diag}\{\mathbf{Q}_t\}^{-1/2} \quad (2)$$

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \varphi - \psi) \bar{\mathbf{Q}} + \varphi \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^T + \psi \mathbf{Q}_{t-1} \quad (3)$$

kde $\mathbf{D}_t$ je diagonálna matica podmienených štandardných odchýlok, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ sú štandardizované rezíduá (získané v prvom kroku odhadu DCC modelu) a $\mathbf{R}_t$ je matica podmienených korelácií. Matica nepodmienených korelácií $\bar{\mathbf{Q}} = [\bar{\varepsilon}_i \bar{\varepsilon}_j^T]$ je odhadovaná prostredníctvom estimátora $T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t^T$. Aby matica $\mathbf{Q}_t$ bola pozitívne definitná, využité sú nasledujúce reštrikcie: skalárne parametre $\varphi, \psi \geq 0$ a $\varphi + \psi < 1$. Dynamické podmienené korelácie sú potom vypočítané ako:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}}, \quad i, j = 1, 2, \dots, k; i \neq j \quad (4)$$

kde $\rho_{ij,t}$ predstavuje typický prvok korelačnej matice $\mathbf{R}_t$, teda korelačný koeficient medzi akciovými indexmi i a j .

V práci Cappiello et al. (2006b) bola navrhnutá špecifikácia DCC modelu, ktorá zahŕňala aj možnú asymetriu v dynamike korelácií (tzv. ADCC, z angl. *Asymmetric DCC*):

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \varphi - \psi) \bar{\mathbf{Q}} - \xi \bar{\mathbf{N}} + \varphi \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^T + \psi \mathbf{Q}_{t-1} + \xi \mathbf{n}_{t-1} \mathbf{n}_{t-1}^T \quad (5)$$

kde $\bar{\mathbf{N}} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{n}_t \mathbf{n}_t^T$, $\mathbf{n}_t = I[\boldsymbol{\varepsilon}_t > 0] \circ \boldsymbol{\varepsilon}_t$, pričom $I[\cdot]$ je $k \times 1$ indikátorová funkcia, ktorá nadobúda hodnotu 1, ak je argument pravdivý (v opačnom prípade nadobúda hodnotu 0). Symbol “ $\circ$ ” označuje Hadamardov súčin. Analogicky ako pri štandardnom DCC modeli, aby bola matica $\mathbf{Q}_t$ pozitívne definitná, využité sú nasledujúce reštrikcie: $\varphi, \psi, \xi \geq 0$ a $\varphi + \psi + \delta \xi < 1$, kde δ = maximálne vlastné číslo (v angl. *eigenvalue*) matice $[\bar{\mathbf{Q}}^{-1/2} \bar{\mathbf{N}} \bar{\mathbf{Q}}^{-1/2}]$. Celý postup výpočtu DCC aj ADCC modelu (vrátane odhadu ARMA-GARCH modelov) je realizovaný v softvéri R s využitím knižníc *rmgarch* (Ghalanos, 2012a) a *rugarch* (Ghalanos, 2012b).

V rámci analýzy budeme ďalej skúmať, aký bol vplyv vstupu krajín V4 do Európskej únie a vplyv finančnej krízy v roku 2007 na integráciu ich akciových trhov.

Za týmto účelom využijeme jednoduchú lineárnu regresiu:

$$\rho_{ij,t} = \beta_{ij,0} + \beta_{ij,1}DU_1 + \beta_{ij,2}DU_2 + \varepsilon_{ij,t} \quad (6)$$

kde $\rho_{ij,t}$ sú odhadnuté dynamické korelácie a $\varepsilon_{ij,t}$ je chybový člen. Umelá premenná DU_1 nadobúda hodnotu 1 od mája 2004 (vstup krajín V4 do Európskej únie) a DU_2 nadobúda hodnotu 1 od začiatku finančnej krízy. V opačnom prípade nadobúdajú tieto premenné hodnotu 0. Problémom však ostáva stanoviť začiatok finančnej krízy, ktorý nechceme stanoviť subjektívne. Za týmto účelom preto využijeme ICSS algoritmus (z angl. *Iterative Cumulative Sum of Squares*) navrhnutý v práci Inclán, Tiao (1994), prostredníctvom ktorého identifikujeme štrukturálne zlomy vo volatilitě indexu MSCI World.

Na záver sa pokúsime zistiť, či dochádza k zvyšovaniu dynamických korelácií v obdobiach zvýšenej volatility. Opäť využijeme jednoduchý lineárny regresný model:

$$\rho_{ij,t} = \beta_{ij,0} + \pi_{ij,1}\sigma_{i,t} + \pi_{ij,2}\sigma_{j,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (7)$$

kde $\rho_{ij,t}$ sú odhadnuté dynamické korelácie medzi akciovým indexom z krajín G7 (index i) a akciovým indexom z krajín V4 (index j), σ je podmienená štandardná odchýlka (z GARCH modelov) a $\varepsilon_{ij,t}$ je chybový člen. Ak budú regresné parametre π kladné a štatisticky významné na hladine 5 %, môžeme hovoriť o zvyšovaní korelácií v obdobiach zvýšenej volatility.

4. Výsledky a diskusia

Z tabuľky 1 môžeme vidieť, že pri všetkých akciových indexoch vo vzorke bol ako najvhodnejší model (popisujúci najlepšie podmienenú heteroskedasticitu) zvolený určitý typ asymetrického GARCH modelu. Pokles výnosov (zlé správy) teda vyvoláva väčší nárast volatility ako nárast výnosov (dobré správy) rovnakého rozsahu. Na základe Engle, Ng (1993) testu zároveň vidíme, že v daných modeloch už nie sú prítomné žiadne dodatočné asymetrické efekty, resp. ich výskyt sa nepotvrdil. Tabuľka 2 obsahuje kvantifikáciu modelov DCC a ADCC. Keďže asymetrický člen je významný, používať budeme dynamické korelácie odhadnuté na základe asymetrickej verzie DCC modelu. Skúmaniu asymetrie v koreláciách sa v empirických výskumoch zatiaľ veľa priestoru nevenovalo. Táto asymetria vzniká podobne ako v prípade asymetrie vo volatilitě, ale pri koreláciách sú zlé správy charakterizované ako súčasný pokles výnosov oboch skúmaných indexov a dobré správy ako nárast výnosov oboch indexov v danom čase. Pri spoločnom poklese výnosov teda dochádza k väčšiemu nárastu korelácií, ako pri spoločnom náraste výnosov v rovnakom rozsahu.

Skôr ako pristúpime k samotnej kvantifikácii regresných modelov s umelými premennými, potrebujeme zistiť dátum začiatku finančnej krízy – od tohto dátumu bude jedna z umelých premenných nadobúdať hodnoty 1. Za týmto účelom sme využili ICSS algoritmus s κ_2 štatistikou, prostredníctvom ktorého sme identifikovali viacero zlomov vo volatilitě indexu MSCI World: 14. 7. 2002, 16. 3. 2003, 15. 7. 2007,

31. 8. 2008, 22. 3. 2009. Za začiatok finančnej krízy budeme považovať prvý zlom vo volatilitate, ktorý spôsobil jej nárast, teda dátum 15. 7. 2007. V tomto období sa začínali prvé problémy s cennými papiermi zabezpečenými nehnuteľnosťami (angl. *mortgage-backed securities*) a banka Bear Sterns zrušila dva hedge fondy, ktoré investovali do týchto cenných papierov.

Keďže už máme endogénne identifikovaný začiatok finančnej krízy, môžeme pristúpiť ku kvantifikácii regresných model. Výsledky sú zobrazené v tabuľke 3.

V prípade maďarského akciového indexu BUX je zaujímavé, že ani pri jednom jeho vzťahu s ostatnými sledovanými indexmi nie je významná prvá umelá premenná, teda vstup krajín V4 do Európskej únie. Evidentne táto udalosť nemala vplyv na nárast korelácií maďarského akciového indexu. Naproti tomu vplyv finančnej krízy na dynamické korelácie je štatisticky významný v takmer všetkých prípadoch. Výnimkou sú vzťahy indexu BUX s kanadským indexom TSE (žiadna významnosť) a anglickým FTSE (významnosť na hladine 10 %).

Pri poľskom indexe WIG a jeho koreláciách s indexmi krajín G7 sa opäť javí vstup krajín V4 do Európskej únie ako nevýznamný faktor integrácie tohto trhu s vyspelými trhmi. Jediný štatisticky významný koeficient bol dosiahnutý pri koreláciách s anglickým FTSE. Podobne ako pri maďarskom BUX, aj v tomto prípade sú však štatisticky významné koeficienty pri druhej umelej premennej, teda ako významný sa preukázal vplyv finančnej krízy na integráciu poľského akciového trhu. Výnimku predstavujú korelácie WIG-TSE, pri ktorých (rovnako ako pri indexe BUX) nie je ani jedna umelá premenná štatisticky významná a koeficient determinácie je blízky nule.

Vplyv finančnej krízy na korelácie českého indexu PX s ostatnými skúmanými indexmi je štatisticky významný vo všetkých prípadoch. Zaujímavé je, že zatiaľ čo pri koreláciách poľského a maďarského akciového indexu s kanadským TSE neboli získané významné koeficienty ani pri jednej umelej premennej a koeficienty determinácie boli blízke nule, tak v prípade českého indexu PX sa vplyv finančnej krízy preukázal ako významný faktor ovplyvňujúci jeho korelácie s kanadským indexom TSE. Koeficient determinácie je tiež podstatne vyšší. Aj pri ostatných koreláciách je koeficient determinácie vyšší, ako bol pri maďarskom a poľskom indexe. V niektorých prípadoch odhadnutý regresný model popisuje až 40% variability dynamických korelácií. V prípade korelácií českého indexu PX boli tiež významné regresné koeficienty pri prvej umelej premennej, ktorá zachytáva vstup krajín V4 do Európskej únie. Ide o korelácie s americkým, anglickým a japonským akciovým indexom.

Výsledky pre slovenský akciový index sú do značnej miery zaujímavé. Pri prvej umelej premennej sú takmer všetky regresné koeficienty štatisticky významné (okrem vzťahu SAX-TSE), avšak zaujímavejšie je, že sú záporné. To znamená, že vstup Slovenskej republiky do Európskej únie zapríčinil pokles v koreláciách indexu SAX s ostatnými skúmanými indexmi, čo je kontra intuitívne. Nárast korelácií je zaznamenaný až vplyvom finančnej krízy, pričom väčšina regresných koeficientov pri tejto druhej umelej premennej je štatisticky významná. Vzhľadom na nízku úroveň korelácií slovenského indexu SAX, je nárast korelácií v období finančnej krízy značný.

Koeficienty determinácie sú však nízke, takže slovenský akciový index evidentne vykazuje vysokú mieru variability, ktorú nie je možné vysvetliť týmito dvoma udalosťami.

V závere celej analýzy sa ešte pozrieme na to, či existuje vzťah medzi dynamic-
kými koreláciami a podmienenou volatilitou. Celá základná myšlienka spočíva v tom,
že ak v období zvýšenej volatility dochádza k nárastu v koreláciách, zrejme ide len
o prejav efektu náказы a nie o pretrvávajúcu integráciu týchto akciových trhov. Aby
sme mohli hovoriť o vyšších koreláciách v čase vyššej volatility, regresné parametre
pri volatilitě musia byť kladné. Výsledky sú zobrazené v tabuľke 4.

V prípade maďarského indexu BUX sú regresné koeficienty pri oboch volatili-
tách významné pri koreláciách BUX-S&P500 a BUX-DAX, čo znamená, že v prípade
týchto dvoch korelácií indexu BUX dochádza k ich zvyšovaniu v obdobiach zvýšenej
volatility na zahraničnom trhu, ale aj na domácom. Volatilita na zahraničnom trhu
ovplyvňuje korelácie indexu BUX v prípade japonského N225 a talianskeho MIB.
Pri kanadskom TSE sú korelácie ovplyvňované len volatilitou na domácom trhu.
Najzaujímavejšie sú korelácie indexu BUX s európskymi indexmi FTSE a CAC, pri
ktorých volatilita na zahraničnom trhu je významná len na hladine 10% a volatilita
na domácom nie je významná vôbec. Tento výsledok je zaujímavý z toho dôvodu,
že je racionálne očakávať, že ak volatilita jedného z vyspelých trhov ovplyvňuje
hodnoty korelácií, tak aj volatilita iného vyspelého trhu by mala mať rovnaký dopad.
Medzi vyspelými trhami sú korelácie vysoké, čo by okrem iného malo znamenať, že
ak sa na jednom trhu vyskytne určitý šok, tak ostatné vyspelé trhy by tento šok mali
reflektovať (zvýšenou volatilitou). Dosiahnuté výsledky poukazujú na opodstatnenosť
zahŕnutia viacerých vyspelých trhov do výskumnej vzorky, keďže evidentne okrem
rozdielnych korelácií s akciovými trhami V4 dochádza aj k rôznemu vplyvu volatility
na tieto korelácie.

Výsledky pre korelácie poľského akciového indexu sú veľmi podobné, aj keď
dostávame viacero významných vzťahov (v porovnaní s predchádzajúcimi výsledkami
pre index BUX). Obe volatility, teda volatilita na domácom aj na zahraničnom trhu,
sú významným faktorom ovplyvňujúcim korelácie medzi WIG-S&P500, WIG-DAX,
WIG-FTSE a WIG-MIB. Pri koreláciách indexu WIG s francúzskym CAC sa preuká-
zala volatilita na francúzskom trhu ako významná. Rovnako aj pri koreláciách
s japonským N225 je vplyv volatility na zahraničnom trhu významný, avšak volatilita
na domácom trhu významná nie je. Pri kanadskom index TSE sú výsledky rovnaké
ako v prípade korelácií indexu BUX, a teda štatisticky významný je len koeficient pri
domácej volatilitě.

Výsledky pre český akciový index sú aj pri tejto analýze rozdielne, v porovnaní
s výsledkami pre poľský a maďarský akciový trh. Prvý rozdiel je pri vzťahu s kanad-
ským TSE, kde regresný koeficient pri volatilitě zahraničného trhu vyšiel štatisticky
významný, pričom domáca volatilita významná nie je. Zrejme najprekvapivejšie sú ale
výsledky pri koreláciách PX-S&P500, PX-DAX, PX-FTSE a PX-CAC. Vo všetkých
týchto prípadoch volatilita na zahraničnom trhu nie je významným faktorom ovplyv-
ňujúcim korelácie, naproti tomu je však významná volatilita na domácom trhu.

V prípade korelácií slovenského akciového indexu s indexmi krajín G7 sa volatilita na zahraničných trhoch preukázala ako významný faktor ovplyvňujúci tieto korelácie vo všetkých prípadoch. Táto skutočnosť naznačuje, že slovenský akciový trh zrejme do istej miery reflektuje dianie na zahraničných trhoch. Aj keď sú jeho korelácie s vyspelými trhmi nízke, tak dochádza k ich nárastom v obdobiach zvýšenej volatility na zahraničných trhoch. Tento výsledok by vysvetľoval, prečo boli najvyššie korelácie slovenského indexu SAX s ostatnými indexmi vo vzorke dosiahnuté v priebehu dvoch týždňov (týždne končiace 30. mája a 6. júna 2010) v období, kedy bola neistota na finančných trhoch vysoká z dôvodu začínajúcej dlhovej krízy.

V predchádzajúcej analýze sme dospeli k viacerým prekvapujúcim výsledkom, napr. že korelácie medzi indexmi S&P500 a PX ovplyvňuje volatilita na českom trhu. Skutočnosť, že regresné koeficienty nie sú významné vo viacerých prípadoch pri jednej z volatilit zahrnutých do modelu, môže byť spôsobená multikolinearitou medzi vysvetľujúcimi premennými. Aby sme potvrdili výsledky z predchádzajúcej analýzy, regresné modely kvantifikujeme ešte raz pre tie prípady, v ktorých aspoň jedna volatilita vyšla štatisticky nevýznamná. Do modelu teda ako vysvetľujúcu premennú zahrnieme už len jednu volatilitu, aby sme sa vyhli možnému problému multikolinearity. Výsledky sú zobrazené v tabuľke 5.

Po kvantifikácii modelov s jednou volatilitou ako vysvetľujúcou premennou môžeme vidieť, že vo väčšine prípadov sú volatility významné, aj keď predtým významné neboli. Výnimky predstavuje volatilita TSE pri koreláciách TSE-BUX, volatilita indexu N225 pri koreláciách N225-BUX, volatilita indexu WIG pri koreláciách N225-WIG a volatilita indexu PX pri koreláciách TSE-PX. Pri koreláciách indexu SAX ostávajú volatility slovenského akciového indexu nevýznamné, pričom jediná výnimku predstavujú korelácie FTSE-SAX. Na základe tejto doplnujúcej analýzy sa teda väčšina volatilit preukázala ako štatisticky významná pri ovplyvňovaní dynamických korelácií.

Záver

Dosiahnuté výsledky naznačujú, že finančná kríza je významnejším faktorom spôsobujúcim nárast korelácií akciových trhov krajín V4 s vyspelými trhmi, akým bol vstup krajín V4 do Európskej únie. Tento výsledok poukazuje skôr na prítomnosť efektu náklady, ako na pretrvávajúcu integráciu akciových trhov.

Uvedenú skutočnosť sme sa snažili overiť prostredníctvom skúmania vzťahu medzi dynamickými podmienenými koreláciami a podmienenou volatilitou. Vzťah medzi týmito dvoma premennými sa preukázal ako štatisticky významný, pričom regresné koeficienty pri volatilit boli vo všetkých prípadoch kladné. To znamená, že v obdobiach zvýšenej volatility dochádza k nárastu korelácií, čo z pohľadu teórie portfólia a efektívnej medzinárodnej diverzifikácie nie je žiaduce.

Čo sa týka slovenského akciového trhu, tak v tomto prípade sme neočakávali žiadne štatisticky významné výsledky, vzhľadom na nízky objem realizovaných obchodov, nízky počet obchodovaných titulov a jeho nízku informačnú efektívnosť.

Napriek nízkym koreláciám slovenského akciového indexu SAX sme však pri bližšom skúmaní dosiahli viacero zaujímavých výsledkov. Potvrdilo sa, že v prípade slovenského akciového indexu existuje štatisticky významný vzťah medzi jeho koreláciami s vyspelými tržmi a volatilitou na týchto zahraničných trhoch. Evidentne slovenský akciový trh v obdobiach nízkej volatility nevykazuje vysokú mieru prepojenia s ostatnými tržmi, ale napriek tomu reaguje na významnejšie šoky.

Literatúra

- BAUMÖHL, E.; LYÓCSA, Š.; VÝROST, T. 2011. Shift Contagion with Endogenously Detected Volatility Breaks: The Case of CEE Stock Markets. *Applied Economics Letters*. 2011, Vol. 18, No. 12, pp. 1103–09.
- BAUMÖHL, E.; LYÓCSA, Š. 2012. Constructing weekly returns based on daily stock market data: A puzzle for empirical research? [MPRA Working Paper]. Munich: University Library of Munich, 2012.
- BAUMÖHL, E.; VÝROST, T. 2010. Stock Market Integration: Granger Causality Testing with respect to Nonsynchronous Trading Effects. *Finance a úvěr - Czech Journal of Economics and Finance*. 2010, Vol. 60, No. 5, pp. 414–425.
- BEKAERT, G.; HARVEY C.; LUNDBLAD, CH. 2003. Equity Market Liberalization in Emerging Markets. *The Journal of Financial Research*. 2003, Vol. 26, No. 3, pp. 275–299.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. 2002. Research in Emerging Markets Finance: Looking to the future. *Emerging Markets Review*. 2002, Vol. 3, No. 4, pp. 429–448.
- BÜTTNER, D.; HAYO, B. 2011. Determinants of European stock market integration. *Economic Systems*. 2011, Vol. 35, No. 4, pp. 574–85.
- CAPPIELLO, L.; GÉRARD, B.; KADAREJA, A.; MANGANELLI, S. 2006a. Financial integration of new EU member states [ECB Working Paper Series No. 683]. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2006.
- CAPPIELLO, L.; ENGLE, R. F.; SHEPPARD, K. 2006b. Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics*. 2006, Vol. 4, No. 4, pp. 537–72.
- ČERNÝ, A.; KOBLAS, M. 2008. Stock Market Integration and the Speed of Information Transmission. *Finance a úvěr - Czech Journal of Economics and Finance*. 2008, Vol. 58, No. 1–2, pp. 2–20.
- DVOŘÁK, T.; PODPIERA, R. 2006. European Union enlargement and equity markets in accession countries. *Emerging Markets Review*. 2006, Vol. 7, No. 2, pp. 129–146.
- ÉGERT, B.; KOČENDA, E. 2011. Time-Varying Synchronization of the European Stock Markets. *Empirical Economics*. 2011, Vol. 40, No. 2, pp. 393–407.
- ENGLE, R. F.; NG, V. K. 1993. Measuring and Testing the Impact of News On Volatility. *Journal of Finance*. 1993, Vol. 48, No. 5, pp. 1749–78.
- ENGLE, R. F.; SHEPPARD, K. 2001. Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH [NBER Working Paper 8554]. Cambridge (MA): NBER, 2001.
- ENGLE, R. F. 2002. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business Economic Statistics*. 2002, Vol. 20, No. 3, pp. 339–350.
- EUN, C. S.; SHIM, P. 1989. International Transmission of Stock Market Movements. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*. 1989, Vol. 24, No. 2, pp. 241–256.
- FRIJNS, B.; TOURANI-RAD, A.; INDRIAWAN, I. 2012. Political crises and stock market integration of emerging markets. *Journal of Banking & Finance*. 2012, Vol. 36, No. 3, pp. 644–653.

- GHALANOS, A. 2012a. Knižnica *rmgarch*: Multivariate GARCH models. R package version 0.98.
- GHALANOS, A. 2012b. Knižnica *rugarch*: Univariate GARCH models. R package version 1.0-14.
- GILMORE, C.; LUCEY, B.; MCMANUS, G. 2008. The dynamics of Central European equity market comovements. *Quarterly Review of Economics and Finance*. 2008, Vol. 48, No. 3, pp. 605–622.
- GILMORE, C. G.; MCMANUS, G. M. 2002. International Portfolio Diversification: US and Central European Equity Markets. *Emerging Markets Review*. 2002, Vol. 3, No. 1, pp. 69–83.
- GJIKI, D.; HORVÁTH, R. 2013. Stock Market Comovements in Central Europe: Evidence from Asymmetric DCC Model. *Economic Modelling*. 2013, Vol. 33, pp. 55–64.
- HANOUSEK, J.; KOČENDA, E.; KUTAN, A. M. 2009. The Reaction of Asset Prices to Macroeconomic Announcements in New EU Markets: Evidence from Intraday Data. *Journal of Financial Stability*. 2009, Vol. 5, No. 2, pp. 199–219.
- HANOUSEK, J.; KOČENDA, E. 2011. Foreign News and Spillovers in Emerging European Stock Markets. *Review of International Economics*. 2011, Vol. 19, No. 1, pp. 170–88.
- HOOY, Ch-W.; LIM, K-P. 2013. Is market integration associated with informational efficiency of stock markets? *Journal of Policy Modeling*. 2013, Vol. 35, No. 1, pp. 29–44.
- HORVÁTH, R.; PETROVSKI, D. 2013. International Stock Market Integration: Central and South Eastern Europe Compared. *Economic Systems*. 2013, Vol. 37, No. 1, pp. 81–91.
- INCLÁN, C.; TIAO, G. C. 1994. Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of the American Statistical Association*. 1994, Vol. 89, No. 427, pp. 913–923.
- LUCEY, B. M.; ZHANG, Q. 2010. Does cultural distance matter in international stock market comovement? Evidence from emerging economies around the world. *Emerging Markets Review*. 2010, Vol. 11, No. 1, pp. 62–78.
- NEWBY, W.; WEST, K. 1994. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economic Studies*. 1994, Vol. 61, No. 4, pp. 631–653.
- PODPIERA, R. 2001. Interakce mezi trhy a duálně kotované akcie: případ České republiky. *Finance a úvěr - Czech Journal of Economics and Finance*. 2001, Vol. 51, No. 3, pp. 166–181.
- PUKTHUANHONG, K.; ROLL, R. 2009. Global market integration: An alternative measure and its application. *Journal of Financial Economics*. 2009, Vol. 94, No. 2, pp. 214–232.
- SANSÓ, A.; ARRAGÓ, V.; CARRION, J. L. 2004. Testing for change in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economía Financiera*. 2004, Vol. 4, pp. 32–53.
- SAVVA, C. S.; ASLANIDIS, C. 2010. Stock market integration between new EU member states and the Euro-zone. *Empirical Economics*. 2010, Vol. 39, No. 2, pp. 337–351.
- SCHEICHER, M. 2001. The Comovements of Stock Markets in Hungary, Poland, Czech Republic. *International Journal of Finance & Economics*. 2001, Vol. 6, No. 1, pp. 27–39.
- SYLLIGNAKIS, M. N.; KOURETAS, G. P. 2011. Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *International Review of Economics & Finance*. 2011, Vol. 20, No. 4, pp. 717–732.
- SYRIOPOULOS, T. 2004. International Portfolio Diversification to Central European Stock Markets. *Applied Financial Economics*. 2004, Vol. 14, No. 17, pp. 1253–68.
- VORONKOVA, S. 2004. Equity Market Integration in Central European Emerging Markets: A Cointegration Analysis with Shifting Regimes. *International Review of Financial Analysis*. 2004, Vol. 13, No. 5, pp. 633–47.
- VÝROST, T.; BAUMÖHL, E.; LYÓCSA, Š. 2013. What Drives the Stock Market Integration in the CEE-3? *Ekonomický časopis*. 2013, Vol. 61, No. 1, pp. 67–81.
- WANG, P.; MOORE, T. 2008. Stock Market Integration for the Transition Economies: Time-Varying Conditional Correlation Approach. *The Manchester School*. 2008, Vol. 76, No. 1, pp. 116–133.

Prílohy

Tabuľka 1

Špecifikácia ARMA-GARCH modelov

Index	ARMA špecifikácia	GARCH špecifikácia	LB	LB ²
S&P500	ARMA(1,1)	NAGARCH(1,1)	0,153(9)	0,475(2)
TSE	ARMA(1,1)	NAGARCH(1,1)	0,182(8)	0,292(2)
DAX	ARMA(1,1)	NAGARCH(1,1)	0,206(3)	0,071(2)
FTSE	ARMA(1,1)	NAGARCH(1,1)	0,281(14)	0,517(1)
CAC	ARMA(1,1)	NAGARCH(1,1)	0,175(3)	0,121(18)
MIB	ARMA(1,1)	TGARCH(1,2)	0,220(4)	0,261(1)
N225	ARMA(5,2)	EGARCH(1,1)	0,077(26)	0,478(2)
BUX	ARMA(2,1)	GJR-GARCH(1,1)	0,140(3)	0,439(1)
WIG	ARMA(1,1)	GJR-GARCH(1,1)	0,119 (14)	0,092(4)
PX	ARMA(3,1)	NAGARCH(1,1)	0,143(14)	0,861(1)
SAX	ARMA(3,1)	EGARCH(1,1)	0,124(25)	0,518(1)

Pozn.: „LB“ predstavuje minimálnu p -hodnotu pre Ljung-Box test štandardizovaných rezíduí (testovanie autokorelácie) a príslušné oneskorenie v zátvorke z celej množiny testovaných počtov oneskorení $\text{int}[0.05T]$. V stĺpci LB² sú rovnakým spôsobom zobrazené minimálne p -hodnoty a príslušné oneskorenie, avšak v tomto prípade na štvorcoch štandardizovaných rezíduí (testovanie ARCH efektov).

Tabuľka 2

Odhad modelov DCC a ADCC

	Parameter	Odhad	Štand. chyba	t -štat.	p -hodnota
DCC	φ	0,020	0,007	2,771	0,007
	ψ	0,914	0,057	16,135	0,000
ADCC	φ	0,013	0,004	2,919	0,006
	ψ	0,913	0,041	22,507	0,000
	ξ	0,015	0,006	2,587	0,010

Tabuľka 3

Vplyv vstupu krajín V4 do EÚ a vplyv finančnej krízy na korelácie

	korelácie	konštanta	DU ₁	DU ₂	R ²		korelácie	konštanta	DU ₁	DU ₂	R ²
BUX	-S&P500	0,516*** (0,008)	0,001 (0,010)	0,036*** (0,012)	0,155	WIG	-S&P500	0,539*** (0,008)	0,002 (0,010)	0,050*** (0,009)	0,305
	-TSE	0,510*** (0,007)	0,007 (0,012)	0,006 (0,012)	0,018		-TSE	0,541*** (0,007)	0,005 (0,009)	0,011 (0,008)	0,044
	-DAX	0,554*** (0,008)	-0,009 (0,013)	0,034** (0,013)	0,091		-DAX	0,560*** (0,006)	0,002 (0,011)	0,044*** (0,012)	0,248
	-FTSE	0,543*** (0,008)	0,019 (0,012)	0,023* (0,013)	0,167		-FTSE	0,543*** (0,009)	0,027*** (0,010)	0,041*** (0,009)	0,374
	-CAC	0,559*** (0,008)	0,007 (0,012)	0,036*** (0,011)	0,201		-CAC	0,558*** (0,006)	0,007 (0,010)	0,049*** (0,010)	0,354
	-MIB	0,537*** (0,007)	0,001 (0,013)	0,035*** (0,013)	0,151		-MIB	0,491*** (0,008)	0,014 (0,011)	0,045*** (0,010)	0,296
	-N225	0,351*** (0,009)	0,010 (0,011)	0,051*** (0,014)	0,266		-N225	0,363*** (0,011)	0,005 (0,012)	0,054*** (0,010)	0,265
PX	-S&P500	0,444*** (0,009)	0,027** (0,013)	0,062*** (0,012)	0,449	SAX	-S&P500	0,088*** (0,007)	-0,024*** (0,008)	0,020* (0,011)	0,046
	-TSE	0,479*** (0,009)	0,013 (0,013)	0,042*** (0,013)	0,252		-TSE	0,074*** (0,007)	0,019* (0,010)	-0,002 (0,012)	0,041
	-DAX	0,494*** (0,010)	0,017 (0,014)	0,045*** (0,013)	0,261		-DAX	0,046*** (0,006)	-0,027*** (0,009)	0,039*** (0,012)	0,104
	-FTSE	0,478*** (0,010)	0,0373*** (0,014)	0,047*** (0,013)	0,408		-FTSE	0,109*** (0,008)	-0,028*** (0,010)	0,023* (0,012)	0,053
	-CAC	0,505*** (0,009)	0,021* (0,012)	0,053*** (0,011)	0,398		-CAC	0,047*** (0,007)	-0,023** (0,009)	0,034*** (0,012)	0,078
	-MIB	0,486*** (0,010)	0,019 (0,016)	0,051*** (0,014)	0,308		-MIB	0,033*** (0,006)	-0,031*** (0,009)	0,040*** (0,013)	0,110
	-N225	0,362*** (0,006)	0,019** (0,009)	0,053*** (0,012)	0,424		-N225	0,041*** (0,004)	-0,012** (0,005)	0,020** (0,010)	0,047

Pozn.: V zátvorkách sú uvedené štandardné chyby vypočítané na základe kernel funkcie typu Quadratic Spectral s automatických výberom parametra bandwidth (bližšie Newey – West, 1994). Kódy významnosti sú stanovené nasledovne: pre hladinu významnosti 10 % *; pre 5 % ** a pre 1 % ***. DU₁ označuje umelú premennú pre vstup krajín V4 do EÚ a DU₂ označuje začiatok finančnej krízy.

Tabuľka 4

Vzťah korelácií a podmienenej volatility

korelácie		konštanta	π_1 (vol. G7)	π_2 (vol. V4)	R ²	korelácie		konštanta	π_1 (vol. G7)	π_2 (vol. V4)	R ²
BUX	-S&P500	0,468*** (0,011)	0,982** (0,419)	1,358*** (0,459)	0,283	WIG	-S&P500	0,496*** (0,010)	1,109*** (0,411)	1,468*** (0,469)	0,258
	-TSE	0,482*** (0,013)	-0,309 (0,781)	1,279*** (0,472)	0,121		-TSE	0,506*** (0,011)	-0,007 (0,711)	1,557*** (0,539)	0,195
	-DAX	0,499*** (0,011)	1,008** (0,426)	1,115** (0,500)	0,265		-DAX	0,514*** (0,011)	1,042** (0,416)	1,246** (0,495)	0,260
	-FTSE	0,508*** (0,011)	1,375* (0,724)	0,891 (0,569)	0,195		-FTSE	0,511*** (0,011)	1,690** (0,662)	1,115** (0,535)	0,204
	-CAC	0,523*** (0,011)	0,927* (0,521)	0,940 (0,581)	0,211		-CAC	0,526*** (0,012)	1,306** (0,547)	0,756 (0,611)	0,219
	-MIB	0,493*** (0,010)	1,310*** (0,401)	0,737 (0,472)	0,263		-MIB	0,450*** (0,010)	1,359*** (0,433)	1,087** (0,480)	0,245
	-N225	0,223*** (0,026)	5,740*** (1,190)	0,034 (0,742)	0,313		-N225	0,250*** (0,022)	5,443*** (1,213)	-0,308 (0,912)	0,251
PX	-S&P500	0,425*** (0,010)	0,845 (0,660)	1,514*** (0,560)	0,158	SAX	-S&P500	0,038** (0,016)	1,332*** (0,380)	0,804 (0,702)	0,116
	-TSE	0,450*** (0,010)	1,594** (0,800)	0,776 (0,635)	0,189		-TSE	0,050*** (0,015)	1,071*** (0,376)	0,603 (0,770)	0,063
	-DAX	0,457*** (0,010)	0,422 (0,508)	1,997*** (0,423)	0,231		-DAX	-0,001 (0,015)	0,949** (0,444)	0,905 (0,740)	0,093
	-FTSE	0,458*** (0,0110)	1,174 (0,969)	1,373** (0,575)	0,158		-FTSE	0,044** (0,019)	1,227** (0,591)	1,523* (0,831)	0,101
	-CAC	0,477*** (0,010)	1,153* (0,644)	1,181** (0,469)	0,206		-CAC	-0,014 (0,015)	1,503*** (0,436)	1,018* (0,610)	0,177
	-MIB	0,451*** (0,009)	1,686*** (0,580)	0,769 (0,503)	0,218		-MIB	-0,026 (0,016)	1,526*** (0,392)	0,746 (0,737)	0,182
	-N225	0,276*** (0,020)	3,401*** (1,182)	1,031* (0,569)	0,288		-N225	-0,035 (0,025)	2,501*** (0,809)	0,470 (0,557)	0,167

Pozn.: V zátvorkách sú uvedené štandardné chyby vypočítané na základe kernel funkcie typu Quadratic Spectral s automatickým výberom parametra bandwidth (bližšie Newey – West, 1994). Kódy významnosti sú stanovené nasledovne: pre hladinu významnosti 10 % *, pre 5 % ** a pre 1 % ***. Parameter π_1 predstavuje odhad regresného koeficientu pri volatilitě krajín G7 a parameter π_2 pri volatilitě krajín V4.

Tabuľka 5

Kvantifikácia modelov s jednou volatilitou

korelácie	konštanta	π_1	vysvetľujúca premenná (volatilita)	korelácie	konštanta	π_1	vysvetľujúca premenná (volatilita)
TSE-BUX	0,494*** (0,011)	1,105* (0,571)	TSE	DAX-PX	0,477*** (0,014)	1,587*** (0,502)	DAX
FTSE-BUX	0,519*** (0,011)	2,236*** (0,481)	FTSE	FTSE-PX	0,466*** (0,013)	2,583*** (0,641)	FTSE
FTSE-BUX	0,518*** (0,013)	1,432*** (0,436)	BUX	CAC-PX	0,488*** (0,013)	1,940*** (0,508)	CAC
CAC-BUX	0,537*** (0,010)	1,550*** (0,391)	CAC	MIB-PX	0,463*** (0,010)	1,987*** (0,264)	PX
CAC-BUX	0,531*** (0,013)	1,431*** (0,450)	BUX	N225-PX	0,338*** (0,010)	2,073*** (0,413)	PX
MIB-BUX	0,503*** (0,011)	1,523*** (0,352)	BUX	S&P500-SAX	0,057*** (0,015)	1,090 (0,738)	SAX
N225-BUX	0,336*** (0,026)	1,255 (0,977)	BUX	TSE-SAX	0,066*** (0,015)	0,805 (0,751)	SAX
TSE-WIG	0,523*** (0,011)	1,325** (0,610)	TSE	DAX-SAX	0,021 (0,016)	1,064 (0,752)	SAX
CAC-WIG	0,533*** (0,013)	1,687*** (0,505)	WIG	FTSE-SAX	0,063*** (0,017)	1,708** (0,855)	SAX
N225-WIG	0,344*** (0,024)	1,481 (1,015)	WIG	CAC-SAX	0,020 (0,015)	1,144 (0,701)	SAX
S&P500-PX	0,438*** (0,010)	2,186*** (0,457)	S&P500	MIB-SAX	0,002 (0,017)	1,229 (0,821)	SAX
TSE-PX	0,455 (0,009)	1,776 (0,318)	PX	N225-SAX	0,028 (0,012)	0,587 (0,621)	SAX

Pozn.: V zátvorkách sú uvedené štandardné chyby vypočítané na základe kernel funkcie typu Quadratic Spectral s automatických výberom parametra bandwidth (bližšie Newey – West, 1994). Kódy významnosti sú stanovené nasledovne: pre hladinu významnosti 10 % *; pre 5 % ** a pre 1 % ***.

DETERMINANTS OF CEE-4 STOCK MARKET INTEGRATION

Eduard Baumöhl, University of Economics in Bratislava, Faculty of Business Economics in Košice, Tajovského 13, SK – 041 30 Košice (eduard.baumohl@euke.sk)

Abstract

Stock market integration of CEE-4 (the so-called Visegrad group or V4) and G7 countries is examined during the period from January 4, 1998 to August 5, 2012. As a proxy of integration we use dynamic conditional correlations estimated in the standard DCC and asymmetric DCC model framework. It is showed that during the recent financial crisis, conditional correlations between the CEE-4 and developed markets have increased more significantly than after the entry of the CEE-4 countries into the European Union. Finally, the estimated correlations exhibit significant relationship with conditional volatility with a positive feedback. This provides an evidence of strengthening relationships between markets under the study during the more volatile periods.

Keywords

stock market integration, CEE-4 countries (V4 group), G7 countries, dynamic conditional correlations, volatility

JEL Classification

C32, G01, G15