

INTEGRÁCIA AKCIOVÝCH TRHOV: DCC MV-GARCH MODEL

Eduard Baumöhl, Mária Farkašová, Tomáš Výrost, Ekonomická univerzita v Bratislave, Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach

1. Úvod

V predkladanom príspevku budeme pre zjednodušenie pod pojmom integrácia rozumieť zvyšovanie vzájomnej závislosti medzi akciovými trhmi. Uvedené ponímanie má význam najmä z kvantitatívneho hľadiska. Výhoda definovania integrácie ako zvyšovanie závislosti medzi akciovými trhmi spočíva v skutočnosti, že sa tento všeobecný pojem stáva merateľným. S integráciou akciových trhov súvisí skutočnosť, že investor môže kúpiť a/alebo predáť akcie na integrovaných trhoch bez akýchkoľvek reštrikcií a identické akcie sú obchodované za rovnakú cenu na rôznych národných trhoch. Ide o rozšírenie tzv. zákona jednej ceny (Levy-Yeyati et al., 2006), ktorý hovorí o tom, že na integrovaných trhoch majú identické tovary, služby a aktíva rovnakú cenu. Dôležitou implikáciou tohto zákona pre finančné trhy je, že aktívum obchodované v rôznych krajinách s rovnakou mierou rizika by malo poskytovať aj rovnaký výnos.

Problémom ostáva stanovenie homogennosti aktív a ako uvádza Fratzscher (2001), integráciu akciových trhov nie je možné definovať a merať pomocou zákona jednej ceny. Preto odporúča chápať integráciu akciových trhov prostredníctvom presunu informácií a šokov medzi jednotlivými trhmi, čo je v súlade s našim ponímaním. Pri zákone jednej ceny je tiež dôležité precenenie akcií na jednu menu, čím sa však do analýzy integrácie akciových trhov dostávajú výkyvy na devízových trhoch. Pre porovnateľnosť sme celú analýzu realizovali (a) na základe uzatváracích cien akciových indexov v lokálnych menách a následne (b) na základe uzatváracích cien indexov prepočítaných na jednotnú menu (EUR). Predmetom skúmania sú akciové trhy krajín Vyšehradskej štvorky (ďalej len V4) a nemecký akciový trh reprezentovaný indexom DAX.

Cieľom príspevku je stanovenie dynamických podmienených korelácií (angl. *Dynamic Conditional Correlations*, ďalej len DCC) a zhodnotenie vývoja závislosti medzi skúmanými trhmi. Prvá kapitola je zameraná na stručnú rešerš v oblasti analýzy vzájomných vzťahov akciových trhov. V druhej kapitole sa budeme zaoberať charakteristikou výskumnej vzorky a následne v tretej kapitole predstavíme metodológiu výpočtu dynamických podmienených korelácií modelovaných pomocou DCC MV-GARCH. V poslednej kapitole budú zhrnuté dosiahnuté výsledky.

2. Empirické výskumy

Počiatky skúmania vzájomnej závislosti akciových trhov rôznych krajín sa spájajú s teóriou portfólia a efektívnou diverzifikáciou. Množstvo empirických výskumov z tejto doby bolo realizovaných za účelom skúmania vzájomnej závislosti akciových trhov a následnej efektívnej diverzifikácie (napr. Grubel, 1968; Ripley, 1973; Lessard, 1974, 1976; Panton, Lessig, Joy, 1976; Hilliard, 1979; Watson, 1980; Maldonado,

Saunders, 1981; Philippatos et al., 1983; a ďalší). Napriek tomu, že v empirických prácach boli využité rozličné metódy, cez korelačnú až po zhlukovú analýzu, výsledky boli vo všeobecnosti rovnaké. Keďže existuje len nízka korelácia (slabý vzťah) v spojitých výnosoch medzi jednotlivými skúmanými indexmi, medzinárodná diverzifikácia je opodstatnená.

V kontexte integrácie akciových trhov poukázal na výhody medzinárodnej diverzifikácie tiež Solnik (1974), ktorý skúmal riziko (merané rozptylom výnosov akcií) portfólií zostavených z akcií amerického, anglického, francúzskeho, talianskeho, nemeckého, švajčiarskeho, holandského a belgického akciového trhu. Dosiahnuté výsledky potvrdzujú skutočnosť, že medzinárodná diverzifikácia poskytuje výrazne vyššiu redukciu rizika v porovnaní s domácou diverzifikáciou.

Gjerde, Sættem (1995) vysvetľujú, že vysoký stupeň izolovanosti národných akciových trhov do 80. rokov 20. storočia existuje kvôli bariéram pohybu medzinárodného kapitálu a obmedzeniam menových transakcií (vysoké transakčné náklady). Od roku 1980 sa integrácia trhov postupne zvyšuje vďaka deregulácií trhov, inštitucionálnym zmenám a rozvoju informačných technológií. Túto skutočnosť dokazujú neskoršie štúdie, ktoré poukazujú na významný stupeň interdependencie medzi národnými akciovými trhmi (napr. Jaffe, Westerfield, 1985; Schöhlhammer, Sand, 1985; Asprem, 1989; Eun, Shim, 1989; Grinold et al., 1989; Meric, Meric, 1989; Hamao et al., 1990; Jeon, Furstenberg, 1990; Le, 1991; Malkamäki et al., 1991; Arshanapalli, Doukas, 1993; Malkamäki et al., 1993; Blackman et al., 1994; a ďalší). Opäť považujeme za dôležité spomenúť, že napriek odlišnostiam vo využitej metodológii, vyššie uvedené práce poukazujú na zvyšovanie interdependencie akciových trhov, najmä po roku 1987 (kedy došlo ku krachu na americkom trhu). V tomto období sa začínajú skúmať aj jednosmerné a obojsmerné závislosti medzi akciovými trhmi v zmysle Grangerovej kauzality.

V 90. rokoch 20. storočia došlo k viacerým finančným a menovým krízam – kolaps mexickej meny (1994), Ázijská kríza (1997), Ruská kríza (1998) a devalvácia v Brazílii (1999). To vyvolalo potrebu skúmania presunu dôsledkov krízy z jedného trhu v určitom regióne, do iných trhov rôznych veľkostí a štruktúr po celom svete. Tomuto javu sa hovorí „contagion“, teda v doslovnom preklade „nákaza“.¹ Zjednodušene môžeme povedať, že ide o zvýšenie závislosti akciových trhov počas finančnej krízy. Neexistuje však presná definícia tohto pojmu. Forbes a Rigobon (2002) sa pokúsili o zostavenie striktnnej definície „nákazy“ finančných trhov: „ide o štatisticky významný nárast previazanosti akciových trhov po určitom šoku v jednej krajine (alebo skupine krajín)“. V tomto zmysle, pokiaľ dva trhy vykazujú vzájomnú závislosť počas stabilného obdobia (pred šokom, krízou), a táto závislosť je preukázateľná aj počas krízy, nejde o „nákazu“. Ak sa teda významne nezvýši prepojenosť akciových trhov po výnimočnej udalosti (šoku), hovoríme vo všeobecnosti o interdependencii trhov. Viacero empirických výskumov sa zaoberalo touto problematikou (napr. King, Wadhwani, 1990; Lee, Kim, 1993; Longin, Solnik, 1995; Martens, Poon, 2001; Collins, Biekpe, 2003), avšak len niekoľko prác zahrnulo do výskumnej vzorky aj akciové trhy z krajín V4. Keďže tento príspevok je založený na modeli DCC MV-GARCH, z hľadiska metodológie a výskumnej vzorky sú porovnateľnými prácami aj Égert, Kočenda (2007) a Wang, Moore (2008).

1 Vzhľadom na to, že ide o expresívny výraz, budeme ho stále uvádzať v úvodzokách.

Égert a Kočenda (2007) na základe vysokofrekvenčných dát indexov zo západnej Európy (FTSE, DAX, CAC) a indexov krajín V4 (PX, BUX, WIG) skúmali dynamické podmienené korelácie za obdobie od júna 2003 do januára 2006. Vysoký stupeň previazanosti bol pozorovateľný v rámci vyspelých trhov, avšak medzi nimi a trhmi krajín V4 sa preukázala len veľmi nízka závislosť. Rovnako slabý vzťah bol aj medzi indexmi krajín V4 navzájom (korelácie v rozmedzí 0,02–0,05). Táto skutočnosť hovorí v prospech medzinárodnej diverzifikácie, ale zároveň popiera hypotézu o previazanosti týchto akciových trhov.

S rovnakou metodológiou skúmali vzťahy medzi agregovaným indexom eurozóny a akciovými trhmi krajín V4 (BUX, WIG, PX) aj Wang a Moore (2008). Pracovali s dennými výnosmi za obdobie od 6. apríla 1994 do 29. decembra 2006. Dynamické korelácie sa ku koncu sledovaného obdobia pohybovali v rozmedzí 0,3–0,4. Výsledky medzi jednotlivými indexmi z krajín V4 však neboli uvedené.

3. Charakteristika výskumnej vzorky

Pri overovaní vzájomného vzťahu medzi akciovými trhmi máme k dispozícii denné uzatváracie ceny za obdobie od 19. 11. 1998 do 21. 11. 2008 nasledujúcich indexov: nemecký DAX, maďarský BUX, poľský WIG, český PX a slovenský SAX. Uzatváracie ceny sú denominované v lokálnych menách a v prvom bode sme nepristúpili k ich transformácii na jednotnú menu, aby indexy zobrazovali reakcie domáceho akciového trhu očistené o výkyvy na devízovom trhu. Tento postup je v súlade s prácami Eun, Shim (1989), Voronkova (2004), Syriopoulos (2004) a inými. Z praktického hľadiska je pri tvorbe medzinárodne diverzifikovaného portfólia samozrejme podstatný aj vývoj na devízových trhoch, preto sme za účelom porovnania analýzu realizovali na pôvodných časových radoch burzových indexov, ale aj časových radoch prepočítaných na jednotnú menu (EUR).² Získané výsledky sú v oboch prípadoch veľmi podobné, preto v ďalšom texte budeme primárne uvádzať výsledky z analýzy časových radov v lokálnych menách (prípadné odlišnosti budú uvedené v texte). Indexy nie sú očistené o akcie, ktoré sú kótované na viacerých burzách zároveň, tzv. duálne kótované akcie (bližšie k tejto problematike napr. Podpiera, 2001).

Nemecký index chápeme ako benchmark vyspelých európskych trhov, indexy z krajín V4 radíme medzi rozvíjajúce sa trhy (angl. *Emerging Markets*). Uzatváracie ceny za nemecký index sú získané zo servera finance.yahoo, uzatváracie ceny za indexy z krajín V4 zo stránky stooq.com. Menové kurzy sú získané zo stránky oanda.com, pričom sme využívali priemerné denné medzibankové kurzy voči EUR. Celá výskumná vzorka obsahuje verejne dostupné údaje, čo zabezpečuje opakovateľnosť výskumu. Keďže uzatváracie ceny nie sú stacionárne, pracovať budeme so spojitými výnosmi počítanými podľa vzťahu:³

$$R_{t+1} = \ln\left(\frac{p_{t+1}}{p_t}\right) = \ln(p_{t+1}) - \ln(p_t) \quad (1)$$

2 Za túto podnetnú pripomienku ďakujeme anonymnému recenzentovi.

3 Na testovanie stacionarity bol využitý rozšírený Dickey-Fuller test (ADF) ako aj GLS-ADF test. Výsledky sú dostupné na vyžiadanie.

kde R_{t+1} je spojitý výnos v čase $t+1$, p_{t+1} je uzatváracia cena indexu v čase $t+1$ (nasledujúci deň), p_t je cena v čase t , $t = 1, 2, \dots, T-1$ a T je počet pozorovaní. V prípade prepočtu na EUR sa menovým kurzom upravovali hodnoty pre p_{t+1} a p_t .

Tabuľka 1

Deskriptívna štatistika a test normality – časové rady v lokálnych menách

	DAX	BUX	WIG	PX	SAX
počet pozorovaní	2160	2160	2160	2160	2160
priemer	-0,00032	0,00003	-0,00004	0,00016	0,00055
medián	0,00056	0,00011	0,00035	0,00057	0,00000
max	0,10798	0,09015	0,06804	0,11093	0,06241
min	-0,07434	-0,12649	-0,08468	-0,16186	-0,11484
štand. odchýlka	0,01603	0,01589	0,01395	0,01471	0,01282
šikmosť	-0,11254	-0,44565	-0,39092	-0,63915	-0,46459
špicatosť	6,63882	8,94678	5,74047	16,80515	10,63243
Jarque-Bera	1196,25	3254,28	730,93	17299,47	5320,56
p-hodnota	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Zdroj: údaje z finance.yahoo, stooq.com

Ako môžeme vidieť, počet pozorovaní je pre všetky indexy rovnaký (2160). Keďže dochádza k nesynchronnému obchodovaniu (za rovnaké obdobie získavame rôzny počet pozorovaní), údaje bolo nutné zosynchronizovať. Samotný proces párovania údajov prihliada na skutočnosť, že chceme pracovať s dennými spojitými výnosmi. Synchronizované sú preto dva po sebe nasledujúce obchodné dni na všetkých trhoch zároveň.⁴

Keďže v ďalšom texte budú skúmané podmienené korelácie závislé na čase a volatilita (DCC), za účelom porovnania uvádzame v nasledujúcej tabuľke nepodmienené korelácie.

Tabuľka 2

Korelačné koeficienty premenných (Pearson)

	Lokálne meny				Jednotná mena			
	DAX	BUX	WIG	PX	DAX	BUX	WIG	PX
BUX	0,457				0,438			
	(0,000)				(0,000)			
WIG	0,394	0,512			0,364	0,510		
	(0,000)	(0,000)			(0,000)	(0,000)		
PX	0,444	0,541	0,512		0,439	0,531	0,483	
	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)	
SAX	0,036	0,027	0,024	0,030	0,045	0,054	0,045	0,061
	(0,092)	(0,214)	(0,256)	(0,170)	(0,039)	(0,013)	(0,037)	(0,005)

Pozn.: prerušovanou čiarou sú oddelené korelačné koeficienty indexov prepočítaných na jednotnú menu; v zátvorkách je uvedená štatistická významnosť koeficientov (*t-test*)

4 Bližšie k danej problematike napr. Baumöhl (2008), Baumöhl (2009) alebo Baumöhl, Výrost (2009).

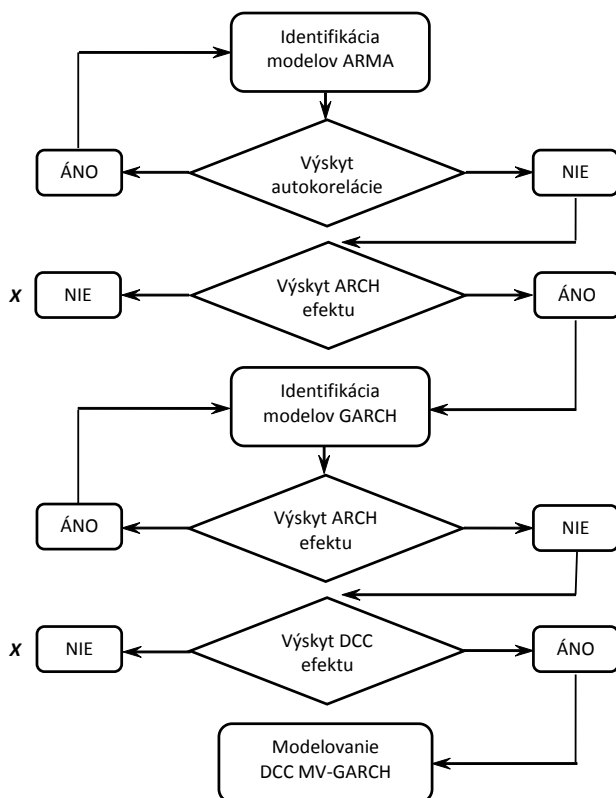
V ľavej časti tabuľky sú uvedené korelačné koeficienty počítané zo spojitých výnosov indexov denominovaných v lokálnych menách. Rozdiely v porovnaní s koreláciami, ktoré zohľadňujú vplyv výmenných kurzov na akciové indexy je možné pozorovať len pri indexe SAX. Údaje prezentované v tabuľke 2 predstavujú nepodmienené korelácie, vyjadrujú teda vzťah medzi akciovými indexmi za celé analyzované obdobie. Keďže pre konkrétnu dvojicu indexov získavame len jeden korelačný koeficient, nie je možné hovoriť o zvyšujúcej alebo znižujúcej sa závislosti. Analýza uvedená v nasledujúcej časti umožňuje skúmať vývoj korelácií v čase.

4. Metodológia

K modelovaniu dynamických korelácií sa dopracujeme postupnosťou viacerých krokov, ktoré sú pre zjednodušenie a lepšiu názornosť zobrazené na nasledujúcom obrázku.

Obrázok 1

Postup modelovania DCC MV-GARCH



Zdroj: vlastné spracovanie

pozn.: X označuje zastavenie procesu

Samotný postup výpočtu dynamických podmienených korelácií teda pozostáva z viacerých krokov. V prvom rade odhadneme modely ARMA:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

kde φ_i, θ_j sú parametre modelu odhadovaného ($p, q, t \in N$) na základe oneskorených hodnôt skúmaného časového radu y_t a náhodných porúch ε_t , pri ktorých predpokladáme štandardné splnenie predpokladov. V našom prípade je dôvodom zostavenia ARMA modelov získanie rezíduí z týchto modelov, ktoré do DCC MV-GARCH potrebujeme očistené od autokorelácie. Po identifikovaní a odhadnutí ARMA modelov⁵ testujeme rezíduá pomocou Ljung – Box testu. Ak sa nám podarí identifikovať také modely, v ktorých autokorelácia nie je prítomná, testujeme rezíduá na výskyt ARCH efektov, teda či má zmysel modelovať autoregresnú podmienenú heteroskedasticitu. Následne ďalším krokom pri odhade dynamických korelácií predstavuje modelovanie podmienenej heteroskedasticity získaných rezíduí z ARMA modelov pomocou jedno-rozmerných GARCH modelov:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

kde $\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ pre $i = 1, 2, \dots, p$ sú ARCH členy a $\beta_j \sigma_{t-j}^2$ pre $j = 1, 2, \dots, q$ sú GARCH členy. Podmienený rozptyl je vyjadrený ako lineárna kombinácia p oneskorených štvorcov rezíduí a q oneskorení ich rozptylov. V prípade, že model GARCH(p, q) je dobre špecifikovaný, v štandardizovaných rezíduách by žiadne ďalšie ARCH efekty nemali byť prítomné. Diagnostiku môžeme realizovať okrem vyššie spomenutého Ljung – Box testu (štvorcov rezíduí) aj pomocou LM testu.

Keď už máme identifikované typy GARCH modelov, v ktorých sa nepreukázal výskyt dodatočnej heteroskedasticity, môžeme pristúpiť k testovaniu výskytu DCC efektu. Pomocou testu navrhnutého v práci Engle, Sheppard (2001) testujeme nulovú hypotézu o rovnosti konštantných podmienených korelácií a dynamických podmienených korelácií oproti alternatívnej hypotéze, ktorá hovorí o výskyte dynamickej štruktúry v koreláciách.

Ak majú korelácie dynamickú štruktúru, môžeme pristúpiť k modelovaniu DCC MV-GARCH. Vo všeobecnosti môžeme zapísať predpoklad o viacrozmerných GARCH modeloch pomocou časových radov (vektor $\mathbf{r}_t$) a informačnej množiny Ω_{t-1} ako:

$$\mathbf{r}_t | \Omega_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{H}_t) \quad (4)$$

čo znamená, že časové rady majú podmienené viacrozmerné normálne rozdelenie s nulovým vektorom stredných hodnôt a variančno-kovariančnou maticou $\mathbf{H}_t$, pre ktorú ďalej platí:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t \quad (5)$$

5 Medzi modelmi vyberáme ten „najlepší“ pomocou informačných kritérií. Využívame: Akaikeho informačné kritérium (AIC), Schwarzovo bayesovske informačné kritérium (BIC), Hannan-Quinn informačné kritérium (HQC).

kde D_t je diagonálna matica podmienených štandardných odchýlok (modelované jedno-rozmernými GARCH modelmi) a R_t je matica podmienených korelácií. Dekompozíciu matice R_t realizujeme v prípade DCC ako:

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} \quad (6)$$

kde $Q_t = (q_{ij,t})$ je podmienená variančno-kovariančná matica rezíduí s rozmerom $n \times n$:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q}_t + \alpha(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T) + \beta Q_{t-1} \quad (7)$$

kde ε_t sú štandardizované rezíduá, $\bar{Q}_t$ je matica $n \times n$ nepodmienených (v čase konštantných) rozptylov ε_t a α, β sú nezáporné skalárne parametre spĺňajúce podmienku $\alpha + \beta < 1$. Typický prvok matice R_t má potom tvar:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n; i \neq j \quad (8)$$

kde $\rho_{ij,t}$ je podmienený korelačný koeficient.

5. Výsledky

Ako bolo uvedené v predchádzajúcej časti, najprv pristúpime k odhadnutiu vhodných ARMA modelov s cieľom získať časové rady rezíduí očistených o autokoreláciu. Pri kvantifikácii a výbere vhodných modelov sa prihliadalo na informačné kritériá (Akaike, Schwarzovo Bayesovské a Hannan-Quinn), na korigovaný koeficient determinácie a na výskyt autokorelácie v reziduách. Tieto „kritériá kvality“ modelov boli vzhľadom na účel považované za dôležitejšie, ako štatistická významnosť všetkých koeficientov. V nasledujúcej tabuľke uvádzame typy modelov, testovanie autokorelácie a testovanie prítomnosti ARCH efektov.

Tabuľka 3

Testovanie autokorelácie a ARCH efektov

Ljung-Box Q-test (p-hodnota)											
	Typ modelu	lag 1	lag 2	lag 3	lag 4	lag 5	lag 6	lag 7	lag 8	lag 9	lag 10
DAX	ARMA(6,6)	0,78	0,91	0,76	0,35	0,31	0,42	0,47	0,38	0,28	0,36
BUX	ARMA(3,1)	0,96	1,00	0,99	0,92	0,94	0,98	0,74	0,69	0,63	0,72
WIG	ARMA(1,1)	0,92	0,56	0,56	0,72	0,79	0,88	0,91	0,94	0,86	0,88
PX	ARMA(5,6)	1,00	0,99	0,79	0,61	0,69	0,80	0,75	0,66	0,66	0,71
SAX	ARMA(5,5)	0,64	0,46	0,63	0,62	0,75	0,76	0,84	0,76	0,84	0,87
Ljung-Box Q ² -test (p-hodnota)											
	Typ modelu	lag 1	lag 2	lag 3	lag 4	lag 5	lag 6	lag 7	lag 8	lag 9	lag 10
DAX	ARMA(6,6)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
BUX	ARMA(3,1)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
WIG	ARMA(1,1)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
PX	ARMA(5,6)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SAX	ARMA(5,5)	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Na testovanie autokorelácie bol využitý Ljung-Box test rezíduí, pričom podľa odporúčania uvedeného v práci Kočenda, Černý (2007), kontrolujeme autokoreláciu až do $T/4$ počtu lagov (T je počet pozorovaní). Z tohto dôvodu sú kvantifikované modely vyšších rádo⁶, teda sa môžu zdať preparametrizované. Pri dostatočnom počte pozorovaní však vyšší počet parametrov v modeloch nevnímame ako problematický.

Považujeme za dôležité spresniť, že pri modeloch vyšších rádo⁶ je testovanie autokorelácie na 10-tich lagoch nepostačujúce, rozhodli sme sa tak urobiť len za účelom demonštrácie postupu. Rovnakým spôsobom testujeme aj výskyt ARCH efektov, avšak na štvorcoch rezíduí. Keďže ARCH efekty sú prítomné, môžeme pristúpiť ku kvantifikácii jednorozmerných GARCH modelov.

Pri odhadovaní GARCH modelov je používaná metóda maximálnej vierohodnosti, ale bez predpokladu normality rezíduí (využívame rozdelenie náhodných chýb typu GED – angl. *Generalized Error Distribution*). Časové rady rezíduí majú totiž leptokurtické rozdelenie pravdepodobností s tučnejšími koncami ako normálne rozdelenie, čo implikuje zhlukovanie volatility. GED parameter je vo všetkých prípadoch menší ako 2 (čo je hodnota v prípade normálneho rozdelenia). V nasledujúcej tabuľke sú uvedené typy modelov, ktoré boli identifikované pre jednotlivé indexy. Opäť za účelom demonštrácie postupu uvádzame len prvých 10 lagov, ale pripomíname, že samotná diagnostika rezíduí bola realizovaná na 500 lagoch.

Tabuľka 4

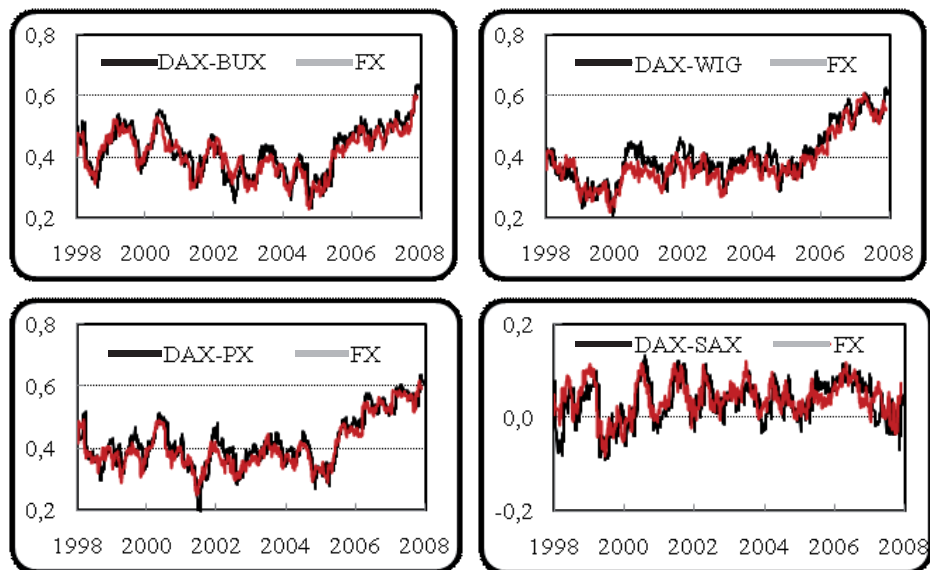
Diagnostika rezíduí z kvantifikovaných GARCH modelov

		Ljung-Box Q ² -test (p -hodnota)										LM test
	Typ modelu	lag 1	lag 2	lag 3	lag 4	lag 5	lag 6	lag 7	lag 8	lag 9	lag 10	lag 10
DAX	GARCH(1,1)	0,10	0,15	0,17	0,16	0,25	0,35	0,46	0,44	0,54	0,55	0,51
BUX	GARCH(1,1)	0,62	0,54	0,57	0,73	0,83	0,88	0,91	0,94	0,92	0,95	0,93
WIG	GARCH(2,1)	0,98	0,51	0,71	0,79	0,88	0,93	0,96	0,98	0,89	0,90	0,91
PX	GARCH(1,1)	0,19	0,42	0,62	0,78	0,45	0,55	0,67	0,73	0,82	0,79	0,78
SAX	GARCH(1,1)	0,56	0,46	0,50	0,55	0,69	0,74	0,70	0,79	0,81	0,82	0,86

Keď už máme kvantifikované vhodné GARCH modely (vhodné v zmysle, že sa nepreukázal výskyt dodatočných ARCH efektov), môžeme pristúpiť k modelovaniu DCC.⁷ Na nasledujúcom obrázku je zobrazený priebeh vývoja dynamických podmienených korelácií počas celého sledovaného obdobia.

6 Okrem výnosov poľského indexu WIG, kde na odstránenie autokorelácie postačoval model ARMA(1,1).

7 Odhadnutie modelu je realizované pomocou poskytnutého kódu v Matlabe od Kevina Shepparda (dostupné na www.kevinshppard.com/wiki/UCSD_GARCH).



Pozn.: DCC počítané z uzatváracích cien indexov prevedených na jednu menu sú označené ako „FX“.

Z uvedeného obrázku môžeme vidieť, že v prípade slovenského akciového indexu SAX sa DCC pohybujú približne v rozmedzí od -0,15 do 0,15. Najnižšie korelácie s indexom DAX boli dosiahnuté k dátumu 11. 5. 2000 (-0,092) a najvyššie 20. 6. 2001 (0,133). Ostatné indexy z krajín V4 vykazujú vyššie korelácie, ktoré ku koncu sledovaného obdobia vykazujú rastový trend.

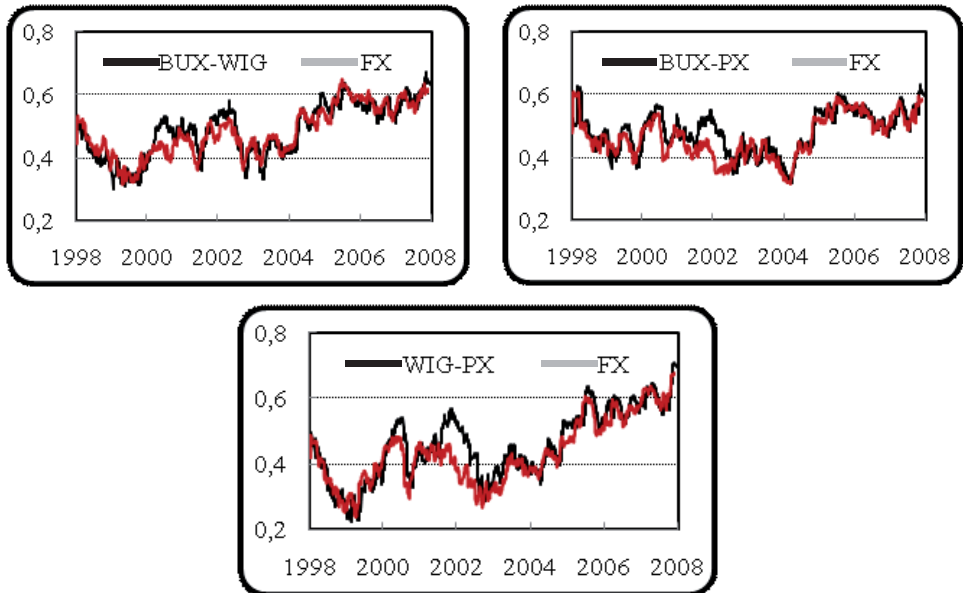
Najnižšie DCC boli dosiahnuté medzi indexmi DAX-BUX dňa 26. 9. 2005 (0,234), medzi DAX-WIG 3. 11. 2000 (0,206) a medzi DAX-PX 4. 6. 2002 (0,193). Najvyššie DCC medzi indexmi boli zaznamenané k dátumu 17. 10. 2008 v prípade DAX-BUX (0,634) a DAX-WIG (0,626), v prípade indexov DAX-PX k dátumu 16. 10. 2008 (0,635). Dátumy vykázania najvyšších korelácií sú zaujímavé, keďže 15. 10. 2008 zaznamenali americké akciové indexy najväčší denný pokles od krachu v roku 1987. Neistota súvisiaca s neefektívnymi vládnymi opatreniami a blížiacou sa globálnou recesiou sa prejavila aj v nasledujúcich poklesoch na vyspelých európskych trhoch. Skutočnosť, že trhy krajín V4 (okrem SR) reagovali na tieto poklesy hovorí o prehĺbovaní miery integrácie a výskytu efektu „nákazy“ finančných trhov.

O zvyšovaní vzájomnej závislosti akciových trhov môžeme hovoriť aj v rámci indexov z krajín V4, opäť však okrem indexu SAX, ktorý sa vyvíja izolovane. Pri objemoch obchodov s akciami realizovaných na Burze cenných papierov v Bratislave (ďalej len BCPB) táto skutočnosť nie je prekvapujúca. V roku 2008 predstavovali obchody s dlhopismi na BCPB 99,94 % z celkového finančného objemu, teda majetkové cenné papiere (akcie a podielové listy) boli investormi do značnej miery ignorované. Ročný zobchodovaný objem s akciami bol uskutočnený v 2124 transakciách v celkovej výške 481,2 mil. Sk. Za problematické môžeme tiež považovať majoritné vlastníctvo BCPB štátom (v roku 2009 majetkový podiel predstavoval 74,2 %), pričom

ostatné majetkové podiely pripadajú finančným inštitúciám (v roku 2009 to bolo 15 inštitúcií).⁸

Nasledujúci obrázok preto zachytáva vývoj podmienených korelácií už len medzi indexmi BUX, WIG a PX. Akciové trhy krajín V4 sú do značnej miery heterogénne, preto ako môžeme vidieť, aj vývoj korelácií v čase je odlišný. Rozdielnosť týchto trhov môže spočívať v odlišných podmienkach ich vzniku a fungovania, v odlišných obchodných systémoch, v miere participácie inštitucionálnych investorov, a pod. (bližšie napr. Hájek, 2007).

Obrázok 3
DCC medzi indexmi krajín V4



Pozn.: DCC počítané z uzatváracích cien indexov prevedených na jednotnú menu sú označené ako „FX“.

Najvyššie korelácie medzi indexmi z krajín V4 boli dosiahnuté koncom sledovacieho obdobia. Posledné hodnoty DCC sú medzi BUX-WIG vo výške 0,639, medzi BUX-PX 0,601 a medzi WIG-PX 0,699. Uvedené skutočnosti poukazujú na zvyšujúcu sa závislosť medzi akciovými indexmi krajín V4 (okrem indexu SAX). Tieto výsledky sú odlišné v porovnaní s prácou Ęgert, Kočenda (2007),⁹ v ktorej autori dospeli k dynamickým podmieneným koreláciám medzi indexmi BUX, WIG, PX v rozmedzí od 0,02 do 0,05. V predkladanom príspevku sme pracovali s dennými výnosmi, pričom uvedení autori pracovali s vysokofrekvenčnými dátami, čo zrejme zapríčinilo rozdielnosť v dosiahnutých výsledkoch.

Vývoj korelácií v čase nám poskytol zaujímavý pohľad na vzájomné vzťahy medzi skúmanými indexmi. Nevýhoda modelu DCC MV-GARCH spočíva v skutoč-

8 Podrobnejšie informácie o BCPB je možné získať na oficiálnej stránke www.bcpb.sk

9 Revidované v roku 2008.

nosti, že získavame len bodové odhady korelácií. Pre exaktnejšie overenie hypotézy o zvyšovaní závislosti medzi trhmi krajín V4 po ich začlenení do Európskej únie, je možné nazerať na DCC ako na novovzniknutý časový rad (podobne ako Wang, Moore, 2008)¹⁰ a zostaviť pomocnú regresiu:

$$\rho_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 t + v_t \quad (9)$$

kde $\rho_{ij,t} \in R$ je vypočítaný podmienený korelačný koeficient v čase $t = 1, 2, \dots, T$, regresné koeficienty značíme ako $\beta_0, \beta_1 \in R$ a $v_t \in R$ je náhodná chyba spĺňajúca štandardné predpoklady. Pokiaľ sklon priamky bude kladný a štatisticky významný, môžeme hovoriť o zvyšovaní závislosti medzi trhmi v rámci sledovaného obdobia. Na základe jednostranného t -testu testujeme nulovú hypotézu $H_0: \beta_1 \leq 0$ oproti alternatívnej $H_1: \beta_1 > 0$. Samotná výška odhadnutého koeficientu β_1 má takisto svoju interpretáciu, pretože nám poskytuje informáciu o zvyšovaní závislosti medzi indexmi za jeden deň v rámci sledovaného obdobia. Hypotézu o zvyšovaní korelácií sme sa rozhodli overiť a) v rámci celého sledovaného obdobia, b) v období od 1. mája 2004 (po vstupe krajín V4 do Európskej únie). Výsledky uvádzame v nasledujúcej tabuľke.¹¹

Tabuľka 5
Výsledky z pomocnej regresie

	DAX	BUX	WIG	PX	SAX
DAX	-	2,37E-04 (8,32E-35)	2,60E-04 (6,04E-84)	2,60E-04 (7,05E-59)	-1,39E-05 (2,52E-01)
BUX	1,97E-05 (2,14E-02)	-	1,61E-04 (6,66E-37)	1,77E-04 (3,20E-32)	-9,53E-05 (6,51E-14)
WIG	9,83E-05 (1,00E-42)	9,82E-05 (1,76E-65)	-	2,66E-04 (3,32E-82)	-4,70E-05 (5,21E-04)
PX	7,05E-05 (1,14E-18)	2,94E-05 (4,54E-06)	1,21E-04 (7,01E-59)	-	-8,06E-05 (4,94E-07)
SAX	1,49E-05 (4,24E-03)	-1,91E-05 (7,89E-04)	-8,92E-06 (3,10E-02)	-2,13E-06 (7,03E-01)	-

Pozn.: v zátvorke sú uvedené p -hodnoty koeficientov; významnosť koeficientov bola stanovená s využitím odhadu konzistentného v prípade autokorelácie a heteroskedasticity; pod hlavnou diagonálou sú uvedené výsledky testovania na celej vzorke, nad diagonálou sú výsledky na rozdelenej vzorke (od mája 2004).

Ako môžeme vidieť, niektoré koeficienty sú významné na hladine 0,01 až po rozdelení výskumnej vzorky (napr. vzťah DAX-BUX). Od mája roku 2004 sú všetky odhadnuté koeficienty kladné a štatisticky významné. Môžeme teda korektne skonštatovať, že medzi nemeckým akciovým indexom DAX a indexmi krajín V4 dochádza k zvyšovaniu korelácií od začlenenia krajín V4 do Európskej únie. Výnimku predstavuje slovenský akciový index SAX, ktorého korelácie s ostatnými skúmanými indexmi vykazujú klesajúci trend, v niektorých prípadoch štatisticky nevýznamný.

¹⁰ Kvantitatívne zdôvodnenie toho, že môžeme na dynamické korelácie nazerať ako na stochastický proces je možné nájsť v práci Engle (2009).

¹¹ Výsledky po zohľadnení menových kurzov sú uvedené v prílohe.

6. Záver

V predkladanom článku sme ukázali na základe metodológie DCC MV-GARCH ako sa vyvíjajú korelácie medzi akciovými indexmi krajín V4 a zvoleným benchmarkom za vyspelé európske trhy – nemeckým indexom DAX.

V článku sme skúmali interdependenciu skúmaných kapitálových trhov, využívajúc metodologický aparát umožňujúci kvantifikovať jednak celkovú asociáciu za analyzované obdobie (nepodmienené korelačné koeficienty v tabuľke 2), ale aj vývoj miery vzájomného prepojenia v čase pomocou dynamických modelov (podmienené korelácie DCC). Dosiahnuté výsledky poukazujú vo väčšine prípadov na rastúcu koreláciu medzi výnosmi trhov indexov.

Tento fakt má určité dôsledky z hľadiska teórie portfólia, kde pri využívaní klasického Markowitzovho prístupu (angl. *mean-variance approach*) vedie úloha minimalizácie rizika portfólia k vyhľadávaniu aktív s čo najnižšími vzájomnými koreláciami výnosov. Jedným z navrhovaných prístupov k riadeniu portfólia je jeho medzinárodná diverzifikácia. Logika tohto prístupu spočíva v tom, že kým nesporne existujú globálne vplyvy, ovplyvňujúce kapitálové trhy svetových ekonomík, lokálne trhy sú ovplyvnené aj špecifikami národných trhov. Vzájomná prepojenosť trhov môže byť pri zjednodušenom pohľade daná relatívnou silou týchto dvoch faktorov. V prípade dominancie faktorov špecifických pre domáce prostredie je možné očakávať nižšiu mieru prepojenosti s ostatnými ekonomikami, čo by sa malo prejavovať aj v nižšej korelácii medzi týmito trhmi. Otázkou teda je, aká je korelácia medzi výnosmi aktív na trhoch v rôznych krajinách – nízka miera korelácie by znamenala, že medzinárodná diverzifikácia by predstavovala výhodnú alternatívu s potenciálom lepšej redukcie rizika pri tvorbe portfólia.

Je zrejmé, že otvorenosť jednotlivých ekonomík, voľnosť pohybu kapitálu, transakčné náklady, ako aj ďalšie faktory ovplyvňujú to, do akej miery môže dochádzať k vzniku vzťahov medzi výsledkami obchodovania na kapitálových trhoch. Naším cieľom nebolo určovať tieto príčiny, ale kvantifikovať a popísať výsledný efekt, merateľný vzťahom výnosov akciových indexov v prípade krajín V4. Z výsledkov vyplýva, že (až na index SAX) dochádza medzi výnosmi akciových indexov k zvyšovaniu vzájomnej korelácie. Toto zvyšovanie je aj štatisticky významné. V kontexte predchádzajúcich úvah to znamená, že medzinárodná diverzifikácia sa na týchto trhoch postupne stáva menej atraktívnou. V úvode spomenuté štúdie skúmajúce prepojenia medzi akciovými trhmi preukazujú vyššiu koreláciu medzi hlavnými svetovými akciovými indexmi, ako je tomu v prípade krajín V4. Naše výsledky poukazujú na to, že aj v prípade krajín V4 sa miera prepojenosti zvyšuje.

Okrem samotnej integrácie trhov, teda prehlbovaní vzájomných závislostí medzi skúmanými akciovými trhmi, sme sledovali aj výskyt tzv. „nákazy“ finančných trhov (angl. *contagion*). Uvedený jav hovorí o zvýšení závislosti medzi trhmi v období finančnej krízy. Tento efekt sme exaktne netestovali (okrem iného nie je možné stanoviť presný dátum začatia súčasnej krízy), no najnovšie pozorovania zahrnuté do vzorky obsahujú obdobie, v ktorom k svetovej finančnej a ekonomickej kríze dochádzalo. Z metodologického hľadiska nebolo možné od seba jednoznačne oddeliť efekt finančnej krízy a postupného autonómneho rastúceho prepojenia medzi trhmi. Z grafickej podoby dynamických korelácií, ako aj následnej regresnej analýzy je však možné

vidieť, že koncom sledovaného obdobia vskutku dochádza k zvyšovaniu závislosti medzi akciovými trhmi, čo hovorí v prospech výskytu efektu „náklady“ trhov.

Pri pohľade na výsledky medzi krajinami V4 môžeme konštatovať, že vo vzťahu k zvolenému benchmarku – indexu DAX, sa korelácie poľského indexu WIG, českého PX-50 a maďarského indexu BUX vyvíjajú veľmi podobne. Podmienené korelácie sú v rozmedzí približne 0,2 až 0,6 a od mája roku 2004 (kedy došlo k regionálnej integrácii týchto trhov do Európskej únie) vykazujú jasný rastúci trend.

Nápadne odlišné sú výsledky pri slovenskom indexe SAX. Hodnoty dynamických podmienených korelácií sa pohybujú v rozmedzí -0,15 až 0,15, nedosahujú teda porovnateľnú výšku s ostatnými indexmi V4. V niektorých obdobiach je možné pozorovať záporné hodnoty, čo by znamenalo opačný vývoj oproti indexu DAX. U ostatných indexov sa takéto hodnoty nevyskytujú. Na prvý pohľad by takéto hodnoty zodpovedali ideálnej situácii z hľadiska diverzifikácie portfólia – nekorelovanosť výnosov aktív umožňuje znižovať celkové riziko pozície. V tomto konkrétnom prípade však ide skôr o dôsledok neefektívnosti a obmedzeného obchodovania na slovenskom akciovom trhu v porovnaní s trhmi ostatných krajín V4.

Z pohľadu ďalšieho výskumu bude zaujímavé identifikovanie a skúmanie základných faktorov, ktoré ovplyvňujú proces integrácie akciových trhov. Rovnako je zaujímavé aj skúmanie a kvantifikácia výhod a nevýhod finančnej integrácie trhov, keďže dochádza k zvyšovaniu závislosti medzi akciovými trhmi v čase finančnej krízy.

Literatúra

- ARSHANAPALLI, B.; DOUKAS, J. 1993. International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 period. *Journal of Banking & Finance*. 1993, Vol. 17, No. 1, p. 193–208.
- ASPREM, M. 1989. Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries. *Journal of Banking & Finance*. 1989, Vol. 13, No. 1, p. 589–612.
- BAUMÖHL, E.; VÝROST, T. 2009. Integrácia akciových trhov V4 a vyspelých európskych trhov. Príspevok prezentovaný na konferencii FOR FIN 2009, Bratislava, 2009.
- BAUMÖHL, E. 2008. Skúmanie jednosmerných závislostí medzi svetovými akciovými indexmi. Príspevok prezentovaný na konferencii Národná a regionálna ekonomika VII, Herľany, 2008.
- BAUMÖHL, E. 2009. *Integrácia akciových trhov: vyspelé trhy a trhy krajín V4* [dizertačná práca]. Košice : Ekonomická univerzita v Bratislave. Podnikovohospodárska fakulta so sídlom v Košiciach. Katedra ekonómie, 2009. 183 s.
- BLACKMAN, S. C.; HOLDEN, K.; THOMAS, W. A. 1994. Long-Term Relationships Between International Share Prices. *Applied Financial Economics*. 1994, Vol. 4, No. 4, p. 297–304.
- COLLINS, D.; BIEKPE, N. 2003. Contagion: A Fear for African Equity Markets? *Journal of Economics and Business*. 2003, Vol. 55, No. 3, p. 285–297.
- ÉGERT, B.; KOČENDA, E. 2007. Time-Varying Comovements in Developed and Emerging European Stock Markets: Evidence from Intraday Data [online]. William Davidson Institute Working Paper Number 861. 2007 [cit. 13.2.2008]. Dostupné na: <http://www.wdi.umich.edu/files/Publications/WorkingPapers/wp861.pdf>.
- ENGLE, R. 2009. *Anticipating Correlations. A New Paradigm for Risk Management*. New Jersey : Princeton University Press, 2009. ISBN 978-0-691-11641-9.
- ENGLE, R. F.; SHEPPARD, K. 2001. Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH [online]. NBER Working Paper 8554. [cit. 9. 3. 2009]. Dostupné na: <http://www.nber.org/papers/w8554>.

- EUN, CH. P.; SHIM, P. 1989. International Transmission of Stock Market Movements. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*. 1989, Vol. 24, No. 2, p. 241–256.
- FORBES, K. J.; RIGOBON, R. 2002. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *Journal of Finance*. 2002, Vol. 57, No. 5, p. 2223–2262.
- FRATZSCHER, M. 2001. Financial market integration in Europe: On the effects of EMU on stock markets. *International Journal of Finance & Economics*. 2001, Vol. 7, No. 3, p. 165–194.
- GJERDE, O.; SAETTEM, F. 1995. Linkages Among European and World Stock Markets. *The European Journal of Finance*. 1995, Vol. 1, No. 2, p. 165–179.
- GRINOLD, R.; RUDD, A.; STEFEK, D. 1989. Global Factors: Facts and Fiction. *Journal of Portfolio Management*. 1989, Vol. 16, No. 16, p. 79–88.
- GRUBEL, H. G. 1968. Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. *American Economic Review*. 1968, Vol. 58, No. 5, p. 1299–1314.
- HÁJEK, J. 2007. Test slabé formy efektivnosti středoevropských akciových trhů. *Politická ekonomie*. 2007, Vol. 55, No. 6, pp. 773–791.
- HAMAO, Y. – MASULIS, R. W. – NG, V. 1990. Correlations in Price Changes and Across International Stock Markets. *Review of Financial Studies*. 1990, Vol. 3, No. 2, p. 281–307.
- HILLIARD, J. E. 1979. The Relationship Between Equity Indices on World Exchange. *Journal of Finance*. 1979, Vol. 34, No. 1, pp. 103–114.
- JAFFE, J.; WESTERFIELD, R. 1985. The Weekend Effect in Common Stock Returns: the International Evidence. *Journal of Finance*. 1985, Vol. 40, No. 2, pp. 433–454.
- JEON, B.; FURSENBERG, G. 1990. Growing International Co-Movements in Stock Price Indexes. *Quarterly Review of Economics and Business*. 1990, Vol. 30, No. 3, pp. 15–30.
- KING, M. A.; WADHANI, S. 1990. Transmission of Volatility between Stock Markets. *Review of Financial Studies*. 1990, Vol. 3, No. 1, pp. 5–33.
- KOČENDA, E.; ČERNÝ, A. 2007. *Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach*. Praha : Karolinum Press, 2007. ISBN 978-80-246-1370-3
- LE, S. V. 1991. International Investment Diversification Before and After the October 19, 1987 Stock Market Crisis. *Journal of Business Research*. 1991, Vol. 22, No. 4, pp. 305–310.
- LEE, S. B.; KIM, K. J. 1993. Does the October 1987 Crash Strengthen the Co-movements Among National Stock Markets? *Review of Financial Economics*. 1993, Vol. 3, No. 1/2, pp. 89–102.
- LESSARD, D. R. 1974. World, National, and Industry Factors in Equity Return. *Journal of Finance*. 1974, Vol. 29, No. 2, pp. 379–391.
- LESSARD, D. R. 1976. World, Country, and Industry Relationships in Equity Return. Implications for Risk Reduction Through International Diversification. *Financial Analysts Journal*. 1976, Vol. 32, No. 1, pp. 32–38.
- LEVY-YEYATI, E. SCHMUKLER, S. L.; VAN HOREN, N. 2006. International Financial Integration through the Law of One Price [online]. World Bank Policy Research Working Paper No. 3897 [cit. 11. 4. 2009]. Dostupné na: <http://ssrn.com/abstract=902249>.
- LONGIN, F.; SOLNIK, B. 1995. Is There Correlation in International Equity Returns? *Journal of International Money and Finance*. 1995, Vol. 14, pp. 3–26.
- MALDONADO, R.; SAUNDERS, A. 1981. International Portfolio Diversification and the Inter-Temporal Stability of International Stock Market Relationships, 1957-78. *Financial Management*. 1981, Vol. 10, No. 4, pp. 54–63.
- MALKAMÄKI, M. J.; MARTIKAINEN, T.; PERTTUNEN, J.; PUTTONEN, V. 1993. On the Causality and Co-Movements of Scandinavian Stock Market Returns. *Scandinavian Journal of Management*. 1993, Vol. 9, No. 1, pp. 67–76.
- MALKAMÄKI, M. J.; MARTIKAINEN, T.; PERTTUNEN, J. 1991. On the Riskiness of the World's Stock Markets. *European Journal of Operational Research*. 1991, Vol. 53, No. 3, pp. 288–296.
- MARTENS, M.; POON, S. H. 2001. Returns Synchronization and Daily Correlation Dynamics Between International Stock Markets. *Journal of Banking & Finance*. 2001, Vol. 25, No. 10, pp. 1805–1827.

- MERIC, I.; MERIC, G. 1989. Potential Gains from International Diversification and Intertemporal Stability and Seasonality in International Stock Market Relationships. *Journal of Banking & Finance*. 1989, Vol. 13, No. 4-5, pp. 627–640.
- PANTON, D. B.; LESSIG, V. P.; JOY, O. M. 1976. Comovement of International Equity Markets: A Taxonomic Approach. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*. 1976, Vol. 11, No. 3, pp. 415–432.
- PHILIPPATOS, G. C.; CHRISTOFI, A.; CHRISTOFI, P. 1983. The Inter-Temporal Stability of International Stock Market Relationships: Another View. *Financial Management*, 1983, vol 12, No. 4, pp. 63–69.
- 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.
- RIPLEY, D. M. 1973. Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices. *Review of Economics & Statistics*. 1973, Vol. 55, No. 3, pp. 356–361.
- SCHÖLLHAMMER, H.; SAND, O. 1985. The Interdependence Among the Stock Markets of Major European Countries and the United States: An Empirical Investigation of Interrelationships Among National Stock Price Movements. *Management International Review*. 1985, Vol. 25, No. 1, pp. 17–26.
- SOLNIK, B. 1974. Why Not Diversify Internationally Rather Than Domestically? *Financial Analysts Journal*. 1974, Vol. 30, pp. 48–54.
- SYRIOPOULOS, T. 2004. International Portfolio Diversification to Central European Stock Markets. *Applied Financial Economics*. 2004, Vol. 14, No. 17, pp. 1253–1268.
- 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. 633–647.
- 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.
- WATSON, J. 1980. The Stationarity of Inter-Country Correlation Coefficients. *Journal of Business Finance and Accounting*. 1980, Vol. 7, No. 2, pp. 297–

Príloha

Tabuľka A

Výsledky z pomocnej regresie (časové rady v EUR)

	DAX	BUX	WIG	PX	SAX
DAX	-	2,24E-04 (8,84E-41)	2,64E-04 (1,35E-86)	2,64E-04 (2,80E-65)	-1,87E-05 (4,72E-02)
BUX	9,79E-06 (2,18E-01)	-	1,50E-04 (2,41E-36)	1,84E-04 (6,27E-35)	-5,66E-05 (3,07E-08)
WIG	9,37E-05 (8,95E-34)	1,00E-04 (1,50E-64)	-	2,77E-04 (2,98E-139)	-1,19E-06 (9,15E-01)
PX	7,43E-05 (1,13E-21)	3,83E-05 (5,89E-09)	1,20E-04 (3,51E-58)	-	-5,77E-05 (2,14E-05)
SAX	6,90E-06 (1,08E-01)	-2,62E-05 (4,65E-07)	1,37E-05 (8,66E-04)	1,03E-05 (2,33E-02)	-

Pozn.: v zátvorke sú uvedené *p*-hodnoty koeficientov; pod hlavnou diagonálou sú uvedené výsledky testovania na celej vzorke, nad diagonálou sú výsledky na rozdelenej vzorke (od mája 2004).

STOCK MARKET INTEGRATION: DCC MV-GARCH MODEL

Eduard Baumöhl, Mária Farkašová, Tomáš Výrost, University of Economics in Bratislava, Faculty of Business Economics in Košice, Tajovského 13, SK – 040 01 Košice, Slovak Republic (eduard.baumohl@euke.sk, farkasovska@euke.sk, tomas.vyrost@euke.sk).

Abstract

In this paper we analyze the dynamic conditional correlations between CEE stock markets (also known as countries from Vysehrad Group - V4) and developed European stock markets, with German DAX utilized as a benchmark. Our methodology is based on the DCC MV-GARCH approach. It is shown that the dynamic conditional correlations exhibit statistically significant growth after the integration of CEE countries to European Union, *i.e.* after the May 2004. The only index not exhibiting this trend is the Slovak SAX index.

Keywords

stock market integration, dynamic conditional correlations, CEE markets, DCC MV-GARCH model

JEL classification

G01, G15, C32