

SKÚMANIE JEDNOSMERNÝCH ZÁVISLOSTÍ MEDZI SVETOVÝMI AKCIOVÝMI INDEXMI

Eduard BAUMÖHL

Ekonomická univerzita v Bratislave, Podnikovohospodárska fakulta v Košiciach

eduard.baumohl@euke.sk

Abstract

In this paper we analyze the lead – lag relationship for S&P 500 and other stock market indices: N225, DAX, BEL20, FTSE100, CAC40, PX and SAX. Taking into account the nonsynchronous trading effect, returns are computed only for intersection of set of active trading days for all indices. The methodology is based on Granger causality test. The unidirectional impact of US market is straightforward until we consider the effect that we refer as „nonsynchronous trading effect II“. Then we can observe bidirectional causalities. The findings are related to several areas – (a) impact of US stock market, (b) financial crisis transfer, (c) efficient market hypothesis and (d) deepening interdependencies of world stock markets.

Keywords: *Stock Markets Analysis, Nonsynchronous Trading, Granger Causality Test, Efficient Market Hypothesis*

1 ÚVOD

Počiatky skúmania vzájomnej závislosti akciových trhov rôznych krajín sa spájajú s teóriou portfólia a efektívnou diverzifikáciou (napr. Grubel (1968), Ripley (1973), Lessard (1974, 1976), Panton – Lessig – Joy (1976), Hilliard (1979) a ďalší).

Prielomový výskum realizovali Eun a Shim (1989), ktorí analyzovali či americký akciový trh ovplyvňuje ostatné svetové akciové indexy a ako rýchlo sú potom informácie zakomponované do cien týchto indexov. V tomto prípade už teda nejde o skúmanie vzájomného vzťahu, ale o jednosmernú závislosť. Pracovali s dennými výnosnosťami deviatich indexov počas obdobia 1980 – 1985 a uvedené skutočnosti dokazovali pomocou VAR (vector autoregressive) modelu. Dospeli k záveru, že nové informácie z amerického trhu sa najneskôr do dvoch dní prejavajú na ostatných trhoch. Preto je americký trh možno považovať za dominantný.

Od 90-tich rokov 20. stor. sa pozornosť upriamila na rastúcu integráciu svetových finančných trhov, medzinárodnú interdependenciu a zvyšovanie efektívnosti finančných trhov. Dôležitou implikáciou týchto javov je, že finančné aktívum obchodované v rôznych krajinách s rovnakou mierou rizika, by malo poskytovať aj rovnaký výnos.

Množstvo empirických výskumov došlo k záveru, že neexistuje jednoznačná jednosmerná závislosť medzi jednotlivými akciovými indexmi. Malliaris – Urrutia (1992) skúmali obdobie pred a po roku 1987, kedy došlo ku kríze na akciových trhoch na celom svete. Vzorka pozostávala zo spojených výnosov akciových indexov 6 krajín (USA, UK, Austrália, Japonsko, Čína, Singapur), pričom cieľom bolo zistiť na základe Grangerovho testu kauzality a kointegrácie, či príčina krízy spočíva v jednom z týchto trhov. Nebola však zistená žiadna jednosmerná závislosť pred a po kríze, preto autori predpokladali, že išlo o vyústenie celosvetovej krízy na finančných trhoch.

Obdobným spôsobom postupovali aj Kwan – Sim – Cotsomitis (1995), pričom pracovali s mesačnými uzatváracími hodnotami deviatich svetových indexov za obdobie od januára 1982 do februára 1991. Odklon predstavovala jednak forma využitých údajov, ale aj účel práce, ktorý v tomto prípade bol vo forme zamietnutia hypotézy o slabej forme efektívnosti finančných trhov. Identifikovali niekoľko obojstranných závislostí, zaujímavé je však, že americký akciový index

a európske indexy nevykazovali obojstrannú závislosť s ostatnými indexmi. Ani jeden z nich však nevykazuje jednoznačnú dominanciu, v zmysle ovplyvňovania ostatných. Autori skonštatovali na základe uvedeného, že finančné trhy nespĺňajú slabú formu informačnej efektívnosti. Ďalšie výskumy v tejto oblasti realizovali Durand – Kee – Watson (2001), Masih – Masih (2001) a Masih – Masih (2002).

V poslednom období sa vo výskumoch v tejto oblasti menila podľa predmetu skúmania len metodológia (rôzne obmeny VAR, VECM, GARCH – BEKK, atď.) a rovnako dochádza k testovaniu nelineárnych jednosmerných väzieb medzi svetovými akciovými indexmi (napr. Ozdemir – Cakan (2007), De Gooijer – Sivarajasingham (2008))¹.

2 ANALÝZA VZŤAHU MEDZI AKCIOVÝMI INDEXMI

Skúmanie kauzálneho vzťahu je zaujímavé v súčasnej dobe kvôli zisteniu, či sa finančná kríza z USA prelieva do ostatných krajín, resp. či je možné túto skutočnosť dokázať pomocou kvantitatívnych metód. Zároveň získavame poznatky o informačnej efektívnosti a zvyšujúcej sa previazanosti vyspelých kapitálových trhov.

2.1 Metodológia

Na overenie jednosmernej závislosti pri analýze časových radov využijeme dynamický regresný model. Dynamika vzťahov medzi premennými je zabezpečená časovými posunmi závislej aj nezávislej premennej. Konkrétne pôjde o model navrhnutý Grangerom (1969):

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

kde y_t je vysvetľovaná premenná, x_t je vysvetľujúca premenná, α, β sú regresné koeficienty, $t = 1, 2, \dots, n$, n predstavuje počet pozorovaní, u_t je náhodná chyba a m predstavuje posunutia (lagy). Index i zobrazuje dané posunutie. Musí platiť $m + 1 \leq t$. Pri dokazovaní jednosmerného vzťahu potom testujeme dve pomocné regresie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_m x_{t-m} + u_t \quad (2)$$

$$x_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_{t-1} + \dots + \gamma_m x_{t-m} + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_m y_{t-m} + u'_t \quad (3)$$

Keďže meníme funkčný tvar, dostávame rozdielne odhady parametrov a náhodné chyby. Z toho dôvodu je značenie rozdielne. Nulová hypotéza (overovaná pomocou Waldovej F – štatistiky) v prvom prípade je, že x neovplyvňuje v Grangerovom zmysle y , teda neplatí $x \Rightarrow y$. V druhej rovnici potom analogicky, tzn. kauzalita $y \Rightarrow x$ v Grangerovom zmysle neexistuje. Ak nevieme zamietnuť nulové hypotézy na stanovenej hladine významnosti v oboch rovniciach, potom sú premenné v zmysle Grangerovej kauzality nezávislé². Logika Grangerovho testu kauzality je priamočiara. V prípade jednoduchého lineárneho regresného modelu, závislosť jednej premennej od druhej nemusí indikovať kauzálny vzťah. Ak disponujeme časovou radou a využijeme dynamický regresný model, situácia už je odlišná. Uvažujme dve udalosti $\{A, B\}$, pričom ak udalosť A sa stane pred udalosťou B je možné, že A zapríčiňuje výskyt B. V žiadnom prípade však nie naopak. Inak povedané, udalosti v minulosti môžu zapríčiniť udalosti v súčasnosti, ale budúce udalosti nemôžu zapríčiniť súčasné. Môžeme tiež povedať, že jedna premenná ovplyvňuje, resp. zapríčiňuje druhú. Presnejšie je však tvrdenie, že historické hodnoty jednej premennej nám poskytujú informácie pre vysvetlenie a predikciu druhej premennej. V ďalšom texte pre zjednodušenie budeme uvádzať pojmy ovplyvňuje alebo zapríčiňuje, prípadne budeme hovoriť o jednosmernej závislosti.

Pri Grangerovom teste je zadaný predpoklad, že časové rady (v našom prípade x_t a y_t) sú stacionárne. Na testovanie stacionarity využívame ADF test (Augmented Dickey Fuller), ktorý je využiteľný aj na procesy iné ako AR(1).

¹ Všetky uvedené zdroje sú z karentovaných časopisov. Zaujímavé sú najmä posledné dva uvedené zdroje, pretože ide o články z karentovaného časopisu Physica A.

² bližšie k danej problematike napr. Campbell – Lo – MacKinlay (1997), Mills (1999), Hatrák (2007)

Ďalší problém pri Grangerovom modeli môže predstavovať kointegrácia časových radov. V prípade, že máme k dispozícii nestacionárne časové rady dvoch premenných, stacionaritu môžeme zabezpečiť ich prvou diferenciou. Ich lineárna kombinácia by mala byť potom nestacionárna. Môže sa však stať, že ich lineárna kombinácia bude stacionárna. V takom prípade hovoríme, že sú časové rady kointegrované a existuje medzi nimi vzťah dlhodobej rovnováhy. Náhodná chyba vyjadruje odchýlku od tejto rovnováhy, ale pretože nie je pozorovateľná, využívame pri testoch kointegrácie reziduály. Postupovať môžeme rovnako ako pri teste jednotkového koreňa. Na jednej strane kointegrácia dvoch premenných znamená, že ich môžeme využiť v regresnom modeli a nedôjde k falošnej regresii. Na druhej strane však táto skutočnosť predstavuje problém pri autoregresných modeloch.

Ak máme dva nestacionárne časové rady, v našom prípade uzatváracie ceny dvoch indexov, môžeme jednoduchou transformáciou získať stacionárne rady. Stačí, že vypočítame spojitý výnos pre oba indexy podľa vzťahu:

$$r_{t+1} = \ln\left(\frac{p_{t+1}}{p_t}\right) = \ln(p_{t+1}) - \ln(p_t) \quad , \text{ kde} \quad (4)$$

r_{t+1} je spojitý výnos v čase $t+1$, p_{t+1} je uzatváracia cena indexu v čase $t+1$ (nasledujúci deň) a p_t je cena v čase t . Ak uzatváracie ceny indexov sú integrované v prvom ráde $- I(1)$ a výnosnosť je stacionárna, časové rady sú kointegrované. Výskyt kointegrácie môže zapríčiniť skreslenosť Grangerovho testu a musíme využiť ECM (Error Correction Model). Grangerova veta o reprezentácii hovorí, že ak sú dve premenné kointegrované, ich vzájomný vzťah môžeme vyjadriť ako mechanizmus (model) korekcie chyby, pre ktorý sa ustálilo označenie ECM³. Postup vytvorenia modelu je nasledujúci. Uvažujme lineárnu kombináciu dvoch nestacionárnych časových radov $y_t \sim I(1)$ a $x_t \sim I(1)$:

$$u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t \sim I(0) \quad (5)$$

Už sme spomínali, že pri existencii dlhodobej rovnováhy využívame pozorovateľné reziduá, ktoré nám charakterizujú prípadný odklon od tejto rovnováhy. Pri konštrukcii modelu ECM potom reziduá pridáme k autoregresnému modelu s oneskorením ako ďalšiu premennú:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta x_{t-i} + \phi e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Takto zostavený model zahŕňa zmenu premenných $\Delta y_t, \Delta x_t$, ale aj úroveň premenných y_t, x_t prostredníctvom rezíduí e_{t-1} . Ak je regresný koeficient ϕ rôzny od nuly, zmena premennej y_t závisí aj od minulej chyby rovnováhy.

2.2 Charakteristika použitých dát

Pri overovaní vzájomného vzťahu medzi akciovými indexmi, resp. pri zisťovaní jednostrannej závislosti máme k dispozícii denné uzatváracie hodnoty nasledujúcich indexov: japonský Nikkei 225 (N225), nemecký DAX, belgický BEL20, anglický FTSE100, francúzsky CAC40, americký S&P 500 (ďalej len SP500), český PX a slovenský SAX. Zaujímáť nás bude závislosť od indexu SP500, preto ostatné indexy budeme v ďalšom texte označovať ako „porovnávané indexy“. Pracujeme so spojitými výnosmi, počítanými podľa vzťahu (4).

Tabuľka 1 zobrazuje deskriptívnu štatistiku denných spojitých výnosov vybraných indexov (počítaných metódou close-to-close) za obdobie od 5. 1. 1998 do 1. 7. 2008. Ako môžeme vidieť v tabuľke, počet pozorovaní je rovnaký (2116). Vzhľadom na to, že ide o indexy rôznych krajín a rôznych búrz, dochádza k tzv. nesynchronnému obchodovaniu. Tento jav je typický najmä pre akciové trhy a spočíva v skutočnosti, že v získaných časových radách za rovnaké obdobie sa vyskytuje rôzny počet obchodných dní. Prvá zmienka o existencii tohto javu pochádza od Fishera (1966) a od tej doby rôzni autori poukázali na skutočnosť, že neakceptovanie nesynchronných obchodov môže spôsobovať zdanlivú autokoreláciu v časových radách spojitých výnosov⁴. Napriek tomu však v uvedených empirických výskumoch tento efekt nie je spomenutý a preto je len ťažko rozhodnúť, či autori prihliadali na jeho výskyt.

³ Hatrák (2007)

⁴ bližšie pozri napr. Campbell - Lo - MacKinlay (1997)

V tomto príspevku sme pri spracovaní údajov brali do úvahy len dni, v ktorých sa obchodovalo na všetkých trhoch zároveň. Ak sa v určitý deň neobchodovalo na jednom trhu, vylúčené boli údaje za všetky indexy v daný a nasledujúci deň. Týmto spôsobom sme zabezpečili, že výnosnosti sú počítané za dve bezprostredne po sebe nasledujúce dni. Najviac obchodných dní v sledovanom období sa vyskytlo pri francúzskom indexe CAC40 (2667 dní), najmenej pri japonskom N225 (2578 dní).

Tabuľka 1: Deskriptívna štatistika a test normality rozdelenia

	N225	DAX	BEL20	FTSE 100	CAC40	SP500	PX	SAX
počet	2116	2116	2116	2116	2116	2116	2116	2116
priemer	-0,00005	0,00017	0,00010	0,00002	0,00016	0,00013	0,00052	0,00041
št. odchýlka	0,01567	0,01738	0,01328	0,01286	0,01572	0,01253	0,01501	0,01430
medián	0,00013	0,00079	0,00053	0,00041	0,00033	0,00058	0,00061	0,00000
minimum	-0,09754	-0,09576	-0,08686	-0,05913	-0,08962	-0,06561	-0,09608	-0,11484
maximum	0,06389	0,15268	0,09334	0,06821	0,13970	0,07072	0,08457	0,09280
Q1	-0,00853	-0,00858	-0,00588	-0,00636	-0,00785	-0,00647	-0,00698	-0,00484
Q3	0,00909	0,00927	0,00681	0,00668	0,00845	0,00651	0,00846	0,00554
šikmosť	-0,23542	0,14647	0,17817	-0,03167	0,20709	-0,01074	-0,07333	-0,30035
špicatosť	5,23944	8,19393	8,78616	5,72210	8,51736	5,80203	7,10779	9,49711
JB	461,708	2386,03	2962,98	653,656	2699,03	692,267	1489,62	3753,54

Zdroj: výstup z Eviews 5.1, údaje z finance.yahoo; bcpb.sk; bcpp.cz

Jedine japonský N225 vykázal za sledované obdobie zápornú priemernú výnosnosť (aj keď veľmi blízku nule). Najvyššou volatilitou sa vyznačuje nemecký index DAX, pričom dosiahol zároveň najvyššiu maximálnu hodnotu. Slovenský SAX sa výrazne neodlišuje od charakteristík polohy a variability ostatných indexov. Dosiahol však najvyššiu minimálnu hodnotu výnosnosti. Výrazne sa líši až pri skúmaní vyšších momentov. Keďže stredná hodnota je veľmi malé číslo blízke nule, môžeme konštatovať, že záporné výnosy sa objavujú častejšie ako kladné. Šikmosť je kladná v prípade indexov DAX, BEL20 a CAC40. Zo špicatosti vidíme, že nízke kladné a záporné výnosy sa vyskytujú častejšie ako v prípade normálneho rozdelenia⁵. Na testovanie hypotézy o normalite rozdelenia premenných je uvedený v posledných riadkoch tabuľky test Jarque – Bera (JB). Pre všetky premenné môžeme danú hypotézu zamietnuť na hladine významnosti 0,01.

2.3 Overenie hypotézy o jednosmernej závislosti

Predtým ako pristúpime k samotnej kvantifikácii modelu, je nutné zdôrazniť ešte jednu skutočnosť, a tou je časový rozdiel medzi jednotlivými akciovými tržmi. Tento jav by sme tiež mohli zaradiť k fenoménu nesynchronného obchodovania, ale pre lepšiu prehľadnosť ho nazveme „efekt nesynchronného obchodovania II“. V nasledujúcej tabuľke sú zobrazené obchodné hodiny jednotlivých národných búrz.

⁵ normálne rozdelenie má šikmosť 0 a špicatosť 3

Tabuľka 2: Otváracie hodiny jednotlivých búrz

<i>Index</i>	<i>Krajina</i>	<i>Burza</i>	<i>Čas (CET)</i>
<i>N 225</i>	<i>Japonsko</i>	<i>Tokyo Stock Exchange</i>	<i>2:00 – 4:00, 5:30 – 8:00</i>
<i>DAX</i>	<i>Nemecko</i>	<i>Frankfurt Stock Exchange</i>	<i>9:00 – 17:30</i>
<i>BEL 20</i>	<i>Belgicko</i>	<i>Euronext Brussels</i>	<i>9:00 – 17:40</i>
<i>FTSE 100</i>	<i>Anglicko</i>	<i>LSE</i>	<i>9:00 – 17:30</i>
<i>CAC40</i>	<i>Francúzsko</i>	<i>Euronext Paris</i>	<i>9:00 – 17:30</i>
<i>SP500</i>	<i>USA</i>	<i>NYSE, NASDAQ</i>	<i>15:30 – 22:00</i>
<i>PX</i>	<i>ČR</i>	<i>BCPP</i>	<i>9:15 – 16:00</i>
<i>SAX</i>	<i>SR</i>	<i>BCPB</i>	<i>10:30 – 14:00</i>

Zdroj: vlastné spracovanie, údaje z oficiálnych stránok jednotlivých búrz

Z uvedeného vyplýva, že ak by sa potvrdila jednosmerná závislosť indexov od amerického SP500, znamenalo by to, že informácie z amerického akciového trhu sa prejavujú na ostatných trhoch počas niekoľkých hodín. Túto skutočnosť by sme chceli akcentovať, pretože vypovedá o informačnej efektívnosti akciových trhov. V čase t sa zatvára ako posledná americká burza. V čase $t+1$ potom začína obchodovanie na japonskej burze a až po jej zatvorení sa začína obchodovať na európskych burzách. Prvý posun (lag 1) v Grangerovom modeli z toho dôvodu nevypovedá o oneskorení v zmysle celého jedného dňa, ale iba o oneskorení v niekoľkých hodinách. Na druhej strane pri testovaní jednosmernej závislosti indexu SP500 od ostatných indexov je dôležité si uvedomiť, že informačná množina pre SP500 v čase t pozostáva z informácií z ostatných trhov tiež v čase t .

Pristúpme ku kvantifikácii modelu. Vzhľadom na vyššie uvedené skutočnosti testujeme dva regresné modely v prípade, že neuvažujeme efekt nesynchronného obchodovania II:

$$I_t = \alpha_0 + \alpha_1 I_{t-1} + \beta_1 SP500_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$SP500_t = \gamma_0 + \gamma_1 SP500_{t-1} + \delta_1 I_{t-1} + u'_t \quad (8)$$

kde $SP500_t$ je spojitý výnos akciového indexu SP500 v čase t a I_t je spojitý výnos porovnávaného akciového indexu v čase t . Model z rozsahového obmedzenia kvantifikujeme len na prvom posune. Regresné koeficienty sú označené ako $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ a náhodné chyby u_t, u'_t sú označené z dôvodu zmeny funkčného tvaru rozdielne, aby sme akcentovali skutočnosť, že ide o dva rozdielne modely. Výsledok je zobrazený v nasledujúcej tabuľke.

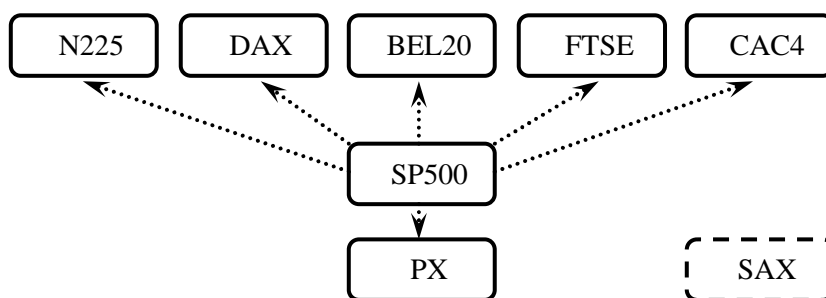
Tabuľka 3: Výsledok Grangerovho testu (lag 1)

H_0			F - štatistika	p - hodnota
SP500	\neq	N225	182,163	6,99e-040
N225	\neq	SP500	0,78616	0,375364
SP500	\neq	DAX	73,8889	1,58e-017
DAX	\neq	SP500	0,16738	0,682495
SP500	\neq	BEL20	38,9034	5,36e-010
BEL20	\neq	SP500	1,72923	0,188652
SP500	\neq	FTSE100	146,094	1,43e-032
FTSE100	\neq	SP500	0,13192	0,71649
SP500	\neq	CAC40	104,510	5,60e-024
CAC40	\neq	SP500	0,51466	0,473209
SP500	\neq	PX	59,3987	1,97e-014
PX	\neq	SP500	0,43506	0,509589
SP500	\neq	SAX	0,56737	0,451390
SAX	\neq	SP500	0,13836	0,709955

Zdroj: výstup z Gretl, údaje z *finance.yahoo*; *bcpb.sk*; *bcpp.cz*
(pozn.: OLS s využitím HAC)

Vo vyššie uvedenej tabuľke môžeme vidieť výsledok Grangerovho testu kauzality pri prvom posunutí. P – hodnota počítaná na základe Waldovej F – štatistiky je v prípade smeru závislosti skúmaných indexov od SP500 nižšia ako hladina významnosti 0,01. Záver z vyššie uvedených skutočností je jednoznačný, a teda americký akciový index SP500 jednostranne ovplyvňuje ostatné skúmané indexy. Grangerov model môže indikovať tri situácie: nezávislosť skúmaných časových radov, jednosmernú závislosť a obojstrannú závislosť. V kvantifikovanom modeli na prvom posune však nie je náznak obojstrannej závislosti. Na základe spomenutých teoretických východísk môžeme prijať niekoľko záverov. Americký akciový trh je dominantným trhom a ostatné svetové indexy reflektujú jeho vývoj počas niekoľkých hodín. Tento jav potvrdzuje hypotézu o informačnej efektívnosti finančných trhov.

Jedinou výnimkou je slovenský akciový index SAX. V tomto prípade sa nepotvrdil žiadny vzťah medzi ním a americkým SP500. Môžeme konštatovať, že akciový trh v Slovenskej republike nijako nereflektuje vývoj na svetových finančných trhoch, vyvíja sa izolovane. Je zaujímavé, že český akciový trh vykazuje podobnosť s vyspelými akciovými trhami, tým že je ovplyvňovaný americkým SP500. Keďže patrí do skupiny emerging trhov, tento výsledok je prekvapujúci. Induktívne by bolo možné predpokladať nezávislosť tohto trhu a jeho izolovaný vývoj z medzinárodného hľadiska. Uvedené výsledky zobrazíme aj graficky na nasledujúcom obrázku.



Obrázok 1: Grafické znázornenie výsledkov

Zdroj: vlastné spracovanie

Na uvedenom obrázku predstavujú šípky smer závislosti (v Grangerovom zmysle). Výsledky sú jednoznačné, ale ak vezmeme do úvahy efekt nesynchronného obchodovania II musíme zdôrazniť,

že jednosmerná závislosť od indexov smerom k SP500 sa nemusela potvrdiť z toho dôvodu, že pri porovnávaných indexoch berieme do úvahy predchádzajúci obchodný deň (lag 1).

V prípade, že zohľadníme efekt nesynchronného obchodovania II, testujeme nasledujúce regresné modely:

$$I_t = \alpha_0 + \alpha_1 I_{t-1} + \beta_1 SP500_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$SP500_t = \gamma_0 + \gamma_1 SP500_{t-1} + \delta_1 I_t + u'_t \quad (10)$$

Značenie ostáva rovnaké a rozdiel spočíva vo vzťahoch (8) a (10) v tom, že vo vzťahu (10) uvažujeme spojitý výnos porovnávaného indexu v čase t .

Ako už bolo uvedené vyššie, do uzatváracích hodnôt amerického indexu v čase t sa môžu premietat informácie z ostatných akciových trhov tiež z času t , pretože ide o obchodovanie v rámci jedného dňa. V nasledujúcej tabuľke je zohľadnená táto skutočnosť. Kvantifikujeme už len model (10), pretože výsledky pre smer závislosti od SP500 k ostatným indexom (vzťah (9)) ostávajú nezmenené.

Tabuľka 4: Výsledok Grangerovho testu po zohľadnení efektu nesynchronného obchodovania II

H_0			<i>F - štatistika</i>	<i>p - hodnota</i>
N225	$\neq \Rightarrow$	SP500	46,5762	1,15e-011
DAX	$\neq \Rightarrow$	SP500	579,371	2,49e-113
BEL20	$\neq \Rightarrow$	SP500	359,123	4,35e-074
FTSE100	$\neq \Rightarrow$	SP500	342,820	4,81e-071
CAC40	$\neq \Rightarrow$	SP500	539,601	1,72e-106
PX	$\neq \Rightarrow$	SP500	82,1434	2,81e-019
SAX	$\neq \Rightarrow$	SP500	5,06348	0,02454

*Zdroj: výstup z Gretl, údaje z finance.yahoo; bcpb.sk; bcpp.cz
(pozn.: OLS s využitím HAC)*

Môžeme vidieť, že po zohľadnení časového rozdielu obchodovania na národných burzách sa preukázala obojstranná závislosť (v Grangerovom zmysle) medzi skúmanými indexmi. Zaujímavé je, že sa potvrdila aj jednosmerná závislosť amerického indexu SP500 od slovenského SAX.

Z rozsahového obmedzenia už neuviedime testovanie kointegrácie a výsledky ECM. Pri zohľadnení dlhodobej rovnováhy sa p - hodnoty znížia, ale stále sú nižšie ako hladina významnosti 0,01 a výsledky ostávajú štatisticky významné.

Z hľadiska skúmania vzájomných vzťahov akciových indexov je zaujímavé pozrieť sa aj na vzájomné väzby medzi nimi, prípadne skúmať závislosti medzi regionálnymi zoskupeniami a rozvíjajúcimi sa trhmi.

3 ZÁVER

V predkladanom príspevku sme poukázali na vzájomné vzťahy medzi akciovými indexmi. Dosažené výsledky sú zaujímavé z pohľadu skúmania presunu informácií medzi indexmi, teda z hľadiska skúmania informačnej efektívnosti trhov. Ukázali sme, že americký akciový index ovplyvňuje ostatné skúmané indexy v Grangerovom zmysle kauzality pri prvom posune (predchádzajúci obchodný deň). Informácie z týchto trhov sú však do indexu SP500 zakomponované v priebehu jedného dňa.

Poslednú skutočnosť, ktorú je nutné zdôrazniť, je nízky koeficient determinácie v regresných modeloch. Tým, že sme neskúmali indexy v nominálnych hodnotách (nestacionárne časové rady), ale vo forme prvej diferencie (stacionárne časové rady), použité modely popisovali od 0,05 do 35 % celkovej variability. Pre účely zistenia jednostrannej závislosti to nepredstavovalo problém, môžeme len skonštatovať, že výnosnosť indexov závisí aj od množstva iných veličín. Ak by sme však chceli prijať hypotézu o slabej forme efektívnosti finančných trhov, na základe vyššie uvedených výsledkov

to nie je možné. Aplikácia týchto modelov za účelom predikcie uzatváracích cien jednotlivých indexov by viedla ku konštrukcii len veľmi slabých prognostických modelov.

PodĎakovanie: Ing. Tomášovi Výrostovi, PhD. patrí vďaka za poskytnutie hodnotných pripomienok k predloženému textu.

POUŽITÁ LITERATÚRA

- [1] ATCHISON, M. – BUTLER, K. – SIMONDS, R. 1987. Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation. In: *Journal of Finance*, 1987, vol. 42, no. 1, p. 111 – 118. ISSN 0022-1082
- [2] CAMPBELL, J. – LO, A. – MACKINLAY, C. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey : Princeton University Press, 1997. ISBN 0-691-04301-9
- [3] COHEN, K. – HAWAWINI, G. - MAIER, S. – SCHWARTZ, R. – WHITCOMB, D. 1983. Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk. In: *The Journal of Financial Economics*, 1983, vol. 12, no. 2, p. 263 – 278. ISSN 0304-405X
- [4] DURAND, R. B. – KEE, K. P. – WATSON, I. 2001. Who Moved Asian-Pacific Stock Markets? A Further Consideration Of The Impact of the US and Japan. In: *Australian Journal of Management*, 2001, vol. 26, no. 3, p. 125 – 145. ISSN 0312-8962
- [5] EUN, CH. P. – SHIM, P. 1989. International Transmission of Stock Market Movements. In: *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 1989, vol. 24, no. 2, p. 241 – 256. ISSN 0022-1090
- [6] GRUBEL, H. G. 1968. Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. In: *American Economic Review*, 1968, vol. 58, no. 5, p. 1299 – 1314. ISSN 0002-8282
- [7] HATRÁK, M. 2007. *Ekonometria*. Bratislava : IURA EDITION, 2007. ISBN 978-80-8078-150-7
- [8] HILLIARD, J. E. 1979. The Relationship Between Equity Indices on World Exchange. In: *Journal of Finance*, 1979, vol. 34, no. 1, p. 103 – 114. ISSN 0022-1082
- [9] KWAN, A. – SIM, A. – COTSOMITIS, J. A. 1995. The Causal Relationships Between Equity Indices on World Exchange. In: *Applied Economics*, 1995, vol. 27, no. 1, p. 33 – 37. ISSN 0003-6846
- [10] LESSARD, D. R. 1974. World, National, and Industry Factors in Equity Return. In: *Journal of Finance*, 1974, vol. 29, no. 2, p. 379 – 391. ISSN 0022-1082
- [11] LESSARD, D. R. 1976. World, Country, and Industry Relationships in Equity Return. Implications for Risk Reduction Through International Diversification. In: *Financial Analysts Journal*, 1976, vol. 32, no. 1, p. 32 – 38. ISSN 0015-198X
- [12] MALLIARIS, A. G. – URRUTA, J. L. 1992. The International Crash of October 1987: Causality Test. In: *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 1992, vol. 27, no. 3, p. 353 – 364. ISSN 0022-1090
- [13] MASIHI, A. M. - MASIHI, R. 2002. Propagative Causal Price Transmission Among International Stock Markets: Evidence From the pre- and post Globalization Period. In: *Global Finance Journal*, 2002, vol. 13, no. 1, p. 63 – 91. ISSN 0261-5606
- [14] MASIHI, R. – MASIHI, A. M. 2001. Long and Short Term Dynamic Causal Transmission Amongst International Stock Markets. In: *Journal of International Money and Finance*, 2001, vol. 20, no. 4, p. 563 – 587. ISSN 0261-5606
- [15] OZDEMIR, Z. A. – CAKAN, E. 2007. Non-linear Dynamic Linkages in the International Stock Markets. In: *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 2007, vol. 377, no. 1, p. 173 – 180. ISSN 0378-4371
- [16] PANTON, D. B. – LESSIG, V. P. – JOY, O. M. 1976. Comovement of International Equity Markets: A Taxonomic Approach. In: *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 1976, vol. 11, no. 3, p. 415 – 432. ISSN 0022-1090

- [17] RIPLEY, D. M. 1973. Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices.
In: *Review of Economics & Statistics*, 1973, vol. 55, no. 3, p. 356 – 361. ISSN 0034-6535