

DT: 336.76; 336.763.2

klíčová slova: akciové indexy – kauzalita – kointegrace – duálně kotované akcie

Interakce mezi trhy a duálně kotované akcie: případ České republiky

Richard PODPIERA*

1. Úvod

V populárním i odborném tisku se čas od času objevují komentáře vyznívající v tom smyslu, že český akciový trh reaguje na vývoj kapitálových trhů ve Spojených státech nebo v Evropské unii; většinou jsou tak vysvětlovány větší pohyby kurzu českých akcií v době, kdy na trh nepřicházejí žádné závažné zprávy o domácích společnostech. Tato hypotéza je poněkud diskutabilní, neboť teoreticky by nálada na zahraničních trzích na tržní ocenění českých akcií žádný vliv mít neměla – pokud je fundamentální hodnota akcií, a tedy i jejich tržní cena odvozována od budoucích peněžních toků generovaných firmou. Čtenář takových komentářů může lehce nabýt dojmu, že komentátoři si ulehčují situaci a místo hlubší analýzy vývoje kapitálového trhu vysvětlují tento vývoj pohyby na trzích, které mají s českým kapitálovým trhem pramálo společného. Na druhé straně na českém kapitálovém trhu skutečně obchodují zahraniční investoři a při celkově nevalné likviditě je jejich úloha dosti významná. Potom však jejich nálada a investiční strategie, která zřejmě závisí i na vývoji ceny aktiv na zahraničních trzích, i ceny českých akcií krátkodobě ovlivňovat může.

V první části tohoto článku se snažíme analyzovat, do jaké míry je hypotéza závislosti českého akciového trhu na zahraničních trzích pravdivá. Zkoumáme interakce českého akciového indexu s indexy v USA, Velké Británii a Německu a vliv zahraničních indexů na největší českou společnost obchodovanou na burze – Český Telecom.

Ve druhé části tohoto článku analyzujeme podobný problém, ovšem za fundamentálně jiných okolností. Některé české společnosti vydaly depozitní certifikáty (*Global Depositary Receipts*, GDR), které jsou obchodovány v zahraničí. Tyto certifikáty jsou většinou denominovány v USD, ovšem jinak mají prakticky stejné vlastnosti jako domácí akcie. Koneckonců pouze zastupují domácí akcie uložené u banky a je možné je většinou vyměnit zpět za původní akcie. Základním předpokladem mnoha finančních teorií je platnost principu arbitráže, tedy přesněji neexistence arbitrážních příležitostí.¹

* CERGE-EI, společné pracoviště UK a AV ČR, Praha; Atlantik finanční trhy, a. s., Brno (e-mail: richard.podpiera@cerge.cuni.cz)

¹ Ve skutečnosti mohou arbitrážní příležitosti i na efektivním trhu existovat, ovšem jen krátkodobě.

Duálně kotované akce (zde tedy akcie, jejichž GDR jsou obchodovány v zahraničí) nabízejí dobrou příležitost tento základní předpoklad testovat.

V článku se snažíme na příkladu českých duálně kotovaných akcií prozkoumat dva problémy: (1) zjišťujeme, do jaké míry se ceny akcií na domácím trhu liší od cen GDR v zahraničí a zda jsou náhodné odchylky těchto cen korigovány (popřípadě jak rychle); zde používáme testy kointegrace a model *error-correction*; (2) pomocí modelu Grangerovy kauzality testujeme, který trh – domácí, nebo zahraniční – je pro vývoj ceny akcií dané společnosti důležitější. Jde tedy o to, na který trh přicházejí informace o společnostech dříve a který trh je tak z hlediska realizace informací dominantní. Zde je možné formulovat hypotézy v obou směrech: tedy jako hypotézu, že domácí trh je důležitější, neboť má lepší přístup k informacím o domácích firmách (přinejmenším z hlediska časování), tak jako hypotézu, že při významné účasti zahraničních investorů na domácím trhu může cena GDR dříve odrážet změny jejich pohledu na domácí akcie, a tak být pro cenu akcií na domácím trhu určující. Právě tyto hypotézy se v tomto článku snažíme odlišit. Používáme data o Komerční bance, Českém Telecomu a Českých radiokomunikacích.

Struktura článku je následující. Ve 2. části podáváme stručný přehled relevantní literatury, 3. část přináší informace o modelech pro testování interakcí mezi indexy a také odhady těchto modelů, ve 4. části se zaměřujeme na duálně kotované akcie a 5. část obsahuje závěry.

2. Stručný přehled relevantní literatury

Problémy interakce a kauzality mezi akciovými indexy se zabýval například Smith a kol. (1993), který se soustředil na hlavní světové indexy v USA, Velké Británii, Západním Německu a Japonsku. Tato studie používá model Grangerovy kauzality (Granger, 1969) a data z let 1979–91. Nachází obousměrnou kauzalitu mezi USA a ostatními trhy (kromě období po krachu v roce 1987, kdy byla patrná jednosměrná kauzalita z USA směrem k ostatním trhům). Studie, které by se zabývaly vztahy mezi kapitálovými trhy v tranzitivních ekonomikách a trhy ve vyspělých zemích, zatím neexistují.

Literatura o duálně kotovaných akcích je mnohem bohatší, neboť tento fenomén zaujal jak kapitálové trhy (počet vydaných depozitních certifikátů ve světě v posledních desetiletích výrazně rostl), tak akademickou obec. Pro první zkoumání duálně obchodovaných akcií se musíme vrátit až na konec sedmdesátých let, neboť tehdy Garbade a Silber (1979) analyzovali krátkodobé chování akcií obchodovaných na New York Stock Exchange a na regionálních burzách v USA. Byli to právě tito dva autoři, kteří v souvislosti s duálně kotovanými akciemi zavedli koncept dominantního a satelitního trhu. Jestliže je nějaký cenný papír obchodován na dvou trzích, řekněme na trzích A a B, a jestliže tyto dva trhy nejsou dokonale integrovány (kdyby byly, existovala by jen jedna cena), je možné cenové přizpůsobení charakterizovat dvěma způsoby. Za prvé, reakce cen na obou trzích na jejich rozdílnost může být symetrická, tedy rychlost přizpůsobení ceny na trhu A je stejná jako rychlost přizpůsobení na trhu B. Na druhé straně, ceny na jednom trhu (například A) se mohou obvykle nebo dokonce vždy přizpůsobovat cenám na druhém trhu (zde tedy B); potom je trh B dominantní a trh A se chová jako satelit.

Lieberman, Ben-Zion a Hauser (1999) zkoumali chování cen izraelských akcií, které jsou kotovány také v USA; používají přitom model *error-correction*. Závěrem jejich studie bylo, že časové řady duálně kotovaných akcií jsou kointegrované, arbitrážní příležitosti neexistují a domácí trh je většínou dominantní, zatímco zahraniční trh (USA) se chová jako satelit. Podobně v studii (Hauser – Tanchuma – Yaari, 1998) použili autoři data o několika akciích obchodovaných na Tel Aviv Stock Exchange a NASDAQ pro zkoumání přenosu informací mezi těmito dvěma trhy. Autoři použili dva alternativní testy kauzality, oba ve své podstatě založené na přístupu formulovaném v (Granger, 1969). Jejich závěrem bylo, že cenová kauzalita je jednosměrná z domácího trhu k trhu zahraničnímu. Mezi další studie, které se zabývaly duálně kotovanými akciemi na rozvinutých trzích, patří například (Wahab et al., 1992), (Kato et al., 1991) nebo (Werner – Kleidon, 1996).

Literatura o duálně kotovaných akciích v tranzitivních ekonomikách není příliš bohatá. Pouze Murphy a Sabov (1995) se zabývali cenami maďarských akcií neoficiálně obchodovaných na začátku 90. let ve Vídni; jejich data pocházejí ze skutečně velmi nevyvinutého prostředí (například používají kurzy černého trhu) a autoři používají jednoduché regresní modely; jejich studie tak bohužel není s našimi výsledky přímo srovnatelná.

Pro lepší orientaci považujeme za vhodné uvést ještě několik dalších odkazů na studie, které se zabývaly duálně kotovanými akciemi, i když z jiného hlediska. Teoretické modely, jako je například model uváděný v (Alexander et al., 1987), implikují, že duálně kotované akcie by měly mít nižší požadovaný výnos než akcie obchodované pouze na domácím trhu, a tedy že uvedení akcií na zahraniční trh by mělo být spojeno s nadprůměrným výnosem. Důvodem je segmentace světových kapitálových trhů, která je duální kotací překonána. Empirické výsledky ovšem nebyly zcela přesvědčivé. Například Jayaraman (1993) našel významné nadprůměrné výnosy jen v případě japonských firem; Alexander et al. (1988) pozorovali významné nadprůměrné výnosy před uvedením akcií na zahraniční trh, ovšem také negativní výnosy po jejich uvedení. V nedávné studii používá Miller (1999) pro zkoumání cenové reakce široký vzorek mezinárodních duálně kotovaných akcií a místo data uvedení na zahraniční trh používá datum oznámení o kotaci na zahraničním trhu. Jeho výsledky naznačují, že nadprůměrné výnosy spojené s duální kotací jsou skutečně významné. Bohužel, na zkoumání těchto vlivů v České republice máme příliš malý počet duálně obchodovaných akcií.

3. Kauzalita mezi indexy

V této části zkoumáme, do jaké míry je pohyb českého indexu PX-50 ovlivněn pohyby indexů na rozvinutých trzích, z nichž k nám směřuje většina zahraničních investorů.

3. 1. Popis dat

V této a částečně i v následující části používáme data o indexech akciových trhů v České republice, USA, Velké Británii a Německu. Pro ČR jsme zvolili index PX-50, který je nejpoužívanější a podle našeho názoru dobře

zobrazuje vývoj českého akciového trhu. Pro ostatní akciové trhy jsme také zvolili často používané indexy – pro akciový trh v USA to je index NASDAQ Composite a dále S&P500. I když oba zachycují vývoj cen akcií v USA, NASDAQ Composite je možné považovat spíše za indikátor vývoje cen technologických akcií², zatímco S&P500 zachycuje především vývoj cen akcií velkých společností v tradičních odvětvích. Pro akciový trh ve Velké Británii používáme FTSE 100, pro Německo index DAX. Kromě vztahů mezi trhy v této části testujeme i vlivy působící na akcie Českého Telecomu, tedy společnosti s daleko největší tržní kapitalizací v České republice. Zde jsme tedy navíc používali časovou řadu cen akcií Českého Telecomu, Deutsche Telekom a indexu telekomunikačních firem FTSE v Londýně. Zdrojem dat o PX-50 a cenách Českého Telecomu byla Burza cenných papírů Praha (BCPP), ostatní data jsme získali z agentury Bloomberg. Používali jsme data od začátku roku 1996 do konce června 2000, celkem šlo o 1175 pozorování.³

3. 2. Použité modely

Při zkoumání kauzality mezi indexy nejdříve testujeme, zda je možné denní výnosy (tj. denní procentní změny) indexů považovat za stacionární, nebo zda obsahují jednotkový kořen (*unit root*). Pokud by totiž časové řady nebyly stacionární, vystavovali bychom se nebezpečí, že budeme odhadovat takzvanou zdánlivou regresi (*spurious regression*), jejíž výsledky sice mohou na první pohled být signifikantní, ovšem ve skutečnosti nevyovídají nic o skutečném vztahu časových řad.⁴

Pro testování stacionarity časových řad jsme použili standardní ADF-test (*Augmented Dickey Fuller Test*), který vychází z (Dickey – Fuller, 1979).⁵ Podle nulové hypotézy časová řada obsahuje jednotkový kořen (není stacionární). Jestliže jsme tedy schopni zamítnout nulovou hypotézu, můžeme učinit závěr, že časová řada je stacionární.

Ve druhém kroku testujeme kauzalitu vývoje mezi jednotlivými indexy. Používáme koncept nazývaný Grangerova kauzalita (Granger, 1969), který umožňuje testovat, zda pohyby jedné časové řady předcházejí pohybům jiné časové řady. Jedná se tedy o „kauzalitu“ ve statistickém smyslu; název „kauzalita“ je poněkud zavádějící, neboť skutečnou kauzalitu z časových řad dokázat nelze.

Testování Grangerovy kauzality spočívá v odhadu regresního modelu, v němž je jedna časová řada vysvětlována vlastními zpožděnými hodnotami a zpožděnými hodnotami druhé časové řady.⁶ Jestliže tyto dvě časové řady označíme jako x a y , model, který odhadujeme, má tvar:

² nebo také firem takzvané „nové ekonomiky“, ať již si pod tímto pojmem představíme výrobce počítačů, softwaru, internetové společnosti nebo například biotechnologie

³ Teoreticky je 1175 maximální možný počet pozorování – jedná se o počet dnů za uvedené období bez víkendů. Ve skutečnosti je počet obchodních dnů nižší kvůli svátkům.

⁴ Druhou možností, kdy bychom mohli pokračovat v odhadování (kromě dvou stacionárních řad), by byly řady sice nestacionární, ale kointegrované (viz popis modelů v části 4).

⁵ Podrobnosti je možné nalézt například v (Greene, 1997, s. 847).

⁶ Kvůli problémům s identifikací modelu není možné jako vysvětlující proměnnou zahrnout i současnou hodnotu druhé časové řady.

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \gamma_1 x_{t-1} + \gamma_2 x_{t-2} + \dots + \gamma_p x_{t-p} + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \dots + \delta_p y_{t-p} + \xi_t$$

Říkáme, že Grangerova kauzalita běží od x k y , pokud zpožděné hodnoty x v regresi y na zpožděné y a zpožděné x jsou statisticky významné (významně odlišné od nuly). To znamená, že zpožděné hodnoty x obsahují informaci, která je relevantní pro současnou hodnotu proměnné y . V modelu uvedeném výše testujeme, zda koeficienty γ jsou společně významné. Hypotéza, že Grangerova kauzalita běží od y k x , by se testovala symetricky.

Celkově můžeme získat čtyři různé výsledky. Kauzalita může být jednosměrná od x k y nebo od y k x (a ne naopak), můžeme zjistit, že mezi x a y není žádná kauzalita, nebo může existovat kauzalita obousměrná. V našem případě bychom očekávali, že buď budou zahraniční trhy ovlivňovat český trh, nebo mezi pohyby trhů nebude žádná významná souvislost. Možnost, že by vyspělé trhy byly ve vleku českého trhu, se zdá být velmi nepravděpodobná. Model je odhadován pro denní výnosy (procentní změny) indexů.

Co se týká metody odhadu, používáme jednoduchou metodu nejmenších čtverců (OLS), ovšem s korekcí heteroskedasticity. Finanční časové řady, včetně cen akcií, a tím i jejich indexů, jsou obecně náchylné ke změnám variability a testy heteroskedasticity potvrdily toto očekávání i pro naše časové řady. Pro korekci heteroskedasticity používáme standardní přístup podle (White, 1980). Souhrnnou významnost koeficientů zpožděných proměnných testujeme obvyklým F -testem, tedy testujeme restrikcí, že tyto koeficienty jsou všechny rovny nule.

Protože v modelu Grangerovy kauzality není obsažena současná hodnota druhé proměnné, odhadujeme ještě navíc model:

$$x_t = \beta_0 y_t + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

kde proměnná x označuje procentní změnu českého indexu PX-50 a proměnná y označuje procentní změnu indexu na zahraničním trhu. Zde je současná změna zahraničního indexu zahrnuta – člen $\beta_0 y_t$ – a domácímu trhu tak dovoluujeme reagovat na současný pohyb zahraničního indexu. Naopak jsme vyřadili autoregresní členy. V případě, že kauzalita je pouze od zahraničního trhu k trhu domácímu (což – jak uvidíme dále – je skutečně náš případ), nemáme zde problém s endogenitou (tedy korelací vysvětlující proměnné s disturbancí ε_t).

Jak jsme již uvedli výše, domácím indexem, a tedy ve většině modelů i závislou proměnnou je index PX-50 nebo cena akcií Českého Telecomu, zahraniční indexy zastupují NASDAQ Composite, S&P500, FTSE 100, DAX a dále cena akcií Deutsche Telekom a telekomunikační index FTSE. Český Telecom jsme vybrali proto, že má největší tržní kapitalizaci a je také často zmiňován jako akcie, která je ovlivněna náladou trhu v oblasti technologických akcií.

3. 3. Výsledky odhadů – kauzalita mezi indexy

Testování stacionarity časových řad ukázalo, že u všech časových řad denních procentních změn je možné zamítnout nulovou hypotézu jednotkového

TABULKA 1 Výsledky ADF-testu pro denní procentní změny (1996 – červen 2000)

proměnná	ADF-test: <i>t</i> -statistika	ADF-test: <i>p</i> -hodnota
PX-50	-15,77	0,00
ČT (SPT)	-17,60	0,00
NASDAQ Composite	-14,54	0,00
S&P 500	-19,83	0,00
DAX	-19,33	0,00
FTSE 100	-20,62	0,00
Deutsche Telekom	-12,65	0,00
FTSE Telecoms	-16,86	0,00

poznámka: Optimální počet zpožděných proměnných v ADF-testu jsme určili podle AIC (*Akaike Information Criterion*) a u jednotlivých časových řad se pohyboval od 2 do 4. Ani konstanta, ani časový trend nebyly ve většině odhadovaných specifikací ADF-testu významné. ČT (SPT) znamená Český Telecom (dříve SPT Telecom).

TABULKA 2 Výsledky testu Grangerovy kauzality (1996 – červen 2000)

dvojice indexů	závislá proměnná	H_0 : žádná kauzalita (<i>F</i> -statistika)	kauzalita od PX-50 k zahraničnímu indexu (ceně akcie)	kauzalita od zahraničního indexu k PX-50 (ceně akcie)	počet pozorování	R^2
PX-50 a NASDAQ Composite	PX-50 NASDAQ	9,38 ^a 0,51	ne	ano	758	0,10 0,01
PX-50 a S&P 500	PX-50 S&P 500	7,68 ^a 0,68	ne	ano	758	0,09 0,01
PX-50 a DAX	PX-50 DAX	1,22 1,02	ne	ne	831	0,04 0,02
PX-50 a FTSE 100	PX-50 FTSE 100	3,47 ^a 1,09	ne	ano	845	0,06 0,04
ČT (SPT) a NASDAQ Composite	ČT (SPT) NASDAQ	5,55 ^a 0,44	ne	ano	778	0,05 0,01
ČT (SPT) a Deutsche Telekom	ČT (SPT) Deutsche Telekom	1,07 1,91	ne	ne	705	0,01 0,03
ČT (SPT) a FTSE Telekomunikace	ČT (SPT) FTSE Telecom	1,42 0,63	ne	ne	859	0,02 0,04

poznámka: ^a znamená zamítnutí nulové hypotézy (H_0 : žádná kauzalita) na 1% hladině významnosti, zatímco ^b označuje zamítnutí na 5% hladině významnosti. U některých specifikací byly významné koeficienty u pět dnů zpožděné proměnné, za účelem konzistence jsme ponechali délku zpoždění ve všech případech stejnou (5 dní). Volba jiné délky zpoždění (podle AIC) nijak neovlivnila závěry týkající se kauzality. ČT (SPT) znamená Český Telecom (dříve SPT Telecom).

kořene, a tedy je možné tyto řady považovat za stacionární. Základní informace o hodnotách ADF-testu přináší *tabulka 1*.

Denní procentní změny jsou tedy stacionární a můžeme pokračovat s odhady Grangerovy kauzality. *F*-statistiky spolu s vyhodnocením testu jsou uvedeny v *tabulce 2*.

Výsledky odhadů odpovídají očekávání v tom smyslu, že nenacházíme kauzalitu od indexu PX-50 k žádnému indexu ani ceně akcie (pro Deutsche Telekom). Pohyby zahraničních indexů nejsou způsobeny – ani ze statistického pohledu – změnami českého indexu nebo změnami ceny nejvý-

TABULKA 3 Výsledky odhadů závislosti změn českého indexu na zahraničních indexech (1996 – červen 2000)

závislá proměnná	vysvětlující proměnná (y)	y_t	y_{t-1}	y_{t-2}	y_{t-3}	y_{t-4}	F-statistika (H_0 : koeficienty jsou nevýznamné)	N	R^2
PX-50	NASDAQ	0,12 ^a (3,74)	0,16 ^a (5,20)	-0,03 (-0,90)	0,05 (1,77)	0,03 (0,87)	19,25 ^a	898	0,08
PX-50	S&P500	0,18 ^a (4,25)	0,23 ^a (5,20)	-0,04 (-1,03)	0,08 ^b (1,99)	0,01 (0,32)	18,42 ^a	898	0,08
PX-50	DAX	0,33 ^a (10,44)	0,05 (1,40)	0,05 (1,67)	-0,003 (-0,01)	0,06 (1,87)	45,92 ^a	947	0,16
PX-50	FTSE 100	0,44 ^a (10,60)	0,16 ^a (4,14)	0,03 (0,70)	0,04 (0,96)	0,05 (1,19)	51,04 ^a	962	0,18
ČT (SPT)	NASDAQ	0,18 ^a (3,69)	0,18 ^a (3,70)	-0,04 (-0,82)	0,06 (1,28)	-0,008 (-0,18)	12,25 ^a	905	0,05
ČT (SPT)	Deutsche Telekom	0,20 ^a (7,26)	0,05 (1,70)	0,03 (1,15)	0,02 (0,81)	0,03 (1,09)	15,64 ^a	777	0,08
ČT (SPT)	FTSE Telecom	0,38 ^a (8,85)	0,06 (1,68)	0,02 (0,71)	0,01 (0,25)	0,02 (0,39)	27,82 ^a	964	0,10

poznámky: V závorce jsou uvedeny *t*-statistiky. ^a znamená zamítnutí nulové hypotézy (H_0 : koeficient roven nule) na 1% hladině významnosti, zatímco ^b označuje zamítnutí na 5% hladině významnosti. ČT (SPT) znamená Český Telecom (dříve SPT Telecom). Model jsme odhadli i s konstantním členem, který ale nebyl významný. Do finální specifikace jsme jej nezahrnovali. Model uvedený v této tabulce obsahuje více zpoždění, než by bylo podle významnosti parametrů i informačních kritérií optimální. Uvádíme jej pro názornost, aby bylo evidentní, že prakticky ve všech případech lze pozorovat vliv zahraničních indexů na český trh pouze ve stejný den, popřípadě s jednodenním zpožděním. Vynechání tří zpožděných proměnných nijak podstatně nezmění hodnoty ani *t*-statistiky signifikantních parametrů ve výše uvedené tabulce.

znamnější české akcie. Naopak, v případě tří ze čtyř zahraničních indexů (NASDAQ Composite, S&P500 a FTSE 100) mají jejich zpožděné změny významný vliv (obsahují relevantní informaci) na současné změny indexu PX-50. V případě Českého Telecomu jsme našli kauzalitu jen u indexu NASDAQ Composite; zpožděné hodnoty procentních změn ceny akcie Deutsche Telekom ani telekomunikačního sektoru FTSE pohyby cen akcie Českého Telecomu vysvětlit nepomáhají. Reakce domácího trhu ovšem může být rychlá a k přizpůsobení může dojít ještě týž den.⁷ Tuto možnost se pokouší prozkoumat výše zmíněný model, který zkoumá závislost českého indexu pouze na současných a zpožděných změnách zahraničních indexů – *tabulka 3*.

Ve všech případech je současná (nezpožděná) vysvětlující proměnná statisticky významná. Její koeficient je podle očekávání kladný, a tedy růst zahraničního indexu se částečně promítá do růstu českého indexu – pro pokles platí opak. Velikost koeficientu se pohybuje od 0,12 u indexu NASDAQ Composite až po 0,44 u indexu FTSE 100, tedy přenáší se méně než polovina změny zahraničního indexu. Podle velikosti tohoto koeficientu a nakonec také podle velikosti koeficientu determinace jsou pro český trh významnější

⁷ To by ostatně odpovídalo dříve zmíněným komentářům, podle kterých jsou pohyby na českém trhu vysvětlovány změnami zahraničních indexů většinou ve stejný den.

evropské trhy – Velká Británie a Německo. Koeficient determinace dosahuje u indexů z USA pouze 8 %, zatímco londýnský FTSE100 je schopen vysvětlit až 18 % pohybu indexu PX-50. Podle *F*-testu, který hodnotí významnost vysvětlujících proměnných jako celku, jsou jako determinanty vývoje indexu PX-50 statisticky významné všechny použité zahraniční indexy.

V případě ceny akcií Českého Telecomu je situace podobná; její změnu ovlivňují současné změny zahraničních indexů zaměřených na technologické/telekomunikační akcie, popřípadě změny ceny Deutsche Telekom. Koeficient determinace je ovšem menší – jsme schopni vysvětlit od 5 % do 10 % pohybu ceny Českého Telecomu.

Celkově tak empirické výsledky potvrzují, že český kapitálový trh je skutečně ovlivňován vývojem na zahraničních trzích, s tím, že evropské trhy mají na chování českých akcií větší vliv než trhy v USA. Je ovšem nutné podotknout, že pohyby zahraničních trhů jsou schopné vysvětlit pouze malou část variability cen českých akcií a důležitější faktory, které by vysvětlily pohyby cen českých akcií, je nutné hledat jinde než v náladě na zahraničních trzích.

4. Duálně kotované akcie

V této části zkoumáme kauzalitu vývoje cen duálně kotovaných akcií a mechanismus napravování chyb ocenění těchto akcií, tedy rozdílu cen na dvou trzích, na nichž jsou akcie (GDR) obchodovány. Je nutné upozornit, že i když jsou metody analýzy v této části podobné metodám použitým v části předchozí, jedná se zde o fundamentálně jiný problém. Interakce mezi indexy kapitálových trhů mají jen slabé teoretické opodstatnění, ale ceny prakticky stejných cenných papírů na různých trzích jsou spojeny silným principem arbitráže. To nám dovolí odhadnout také kointegraci časových řad a model *error-correction*.

4. 1. Popis dat

Ve této části jsme používali data o třech společnostech, jejichž GDR se obchodují v Londýně: o Komerční bance, Českém Telecomu a Českých radiokomunikacích. Data o akciích Komerční banky obchodovaných na domácím trhu a data o GDR Komerční banky máme k dispozici od srpna 1997, u Českého Telecomu začíná naše časová řada od června 1998 a u Českých radiokomunikací od května 1998. Časové řady končí srpnem 2000. Zdrojem informací o cenách na českém trhu byla Burza cenných papírů Praha, cenové informace o GDR jsme získali z agentury Bloomberg.⁸

Tri akcie, které jsme při našich odhadech použili, jsou z akcií českého akciového trhu nejlíkovnější a nejvíce kapitalizované a zřejmě je není třeba příliš představovat. Jejich hlavní charakteristiky jsou uvedeny v *tabulce 4*.

⁸ Aby modely, které odhadujeme dále, dávaly smysl, potřebujeme ceny z Londýna a z Prahy zaznamenané ve stejném časovém okamžiku. Naše data tuto podmínku splňují, protože Bloomberg zaznamenává závěrečnou cenu kolem 16:00, tedy v době, kdy končí obchodování ve SPAD (i když obchodování na londýnském trhu ještě oficiálně pokračuje, obchody s GDR českých společností po 16:00 prakticky neprobíhají).

TABULKA 4 Základní charakteristiky duálně kotovaných akcí

společnost	kód	obor činnosti	tržní kapitalizace [mld. Kč] (průměr za sledované období)	počet pozorování	1 GDR = =? obyčej- ných akcí
České radiokomunikace	ČRA	telekomunikace	32,4	577	1
Český Telecom (dříve SPT Telecom)	ČT (SPT)	telekomunikace	121,2	571	1
Komerční banka	KB	bankovníctví	27,3	787	1/3

zdroj: Bloomberg, jednotlivé společnosti

Za povšimnutí stojí, že Český Telecom je podle tržní kapitalizace několika- násobně větší než zbývající dvě společnosti (ty jsou přibližně srovnatelné). Počet pozorování (bez datových bodů, které chybějí například kvůli svátkům nebo jiným neobchodním dnům) se zdá být dostatečný – u telekomunikačních firem se blíží úrovni 600, u Komerční banky dosahuje téměř 800. Všechny tři společnosti jsou obchodovány v systému SPAD na BCPP, což je systém tvůrců trhu, kteří jsou povinni kotovat pevné ceny na nákup a na prodej za standardizovaných podmínek. Akcie všech tří společností byly obchodovány v tomto systému po většinu doby, kterou náš vzorek zahrnuje.⁹

GDR českých společností, stejně tak jako například GDR polských nebo maďarských firem, jsou v Londýně obchodovány na mezinárodním segmentu Londýnské burzy (tento segment je někdy také označován jako SEAQ-I). Také tento systém je založen na činnosti tvůrců trhu, kteří vkládají své ceny na nákup a na prodej do centrálního počítače. Investoři kontaktují tvůrce trhu po telefonu, a pokud je obchod uzavřen, je domluven i způsob a termín vypořádání.

GDR jsou vlastně depozitní poukázky vydané bankou, která na svém účtu drží skutečné akcie společnosti (ty jsou podkladem pro vydání GDR). Pro zahraniční investory je ve srovnání s přímou investicí do akcií českých společností hlavní výhodou jednodušší vypořádání a denominace v měně, která je zahraničním investorům důvěrně známá.¹⁰ Vydávající banka také vyřizuje některé další administrativní záležitosti, jako je hlasování na valné hromadě nebo výplata dividend. V případě Komerční banky a Českých radiokomunikací drží podkladové akcie Bank of New York, v případě Českého Telecomu je to banka Chase.

4. 2. Použité modely

Také zde používáme ADF-test stacionarity časových řad a model Grangerovy kauzality, které byly popsány v předchozí části. Interakce indexů ukazují, kde jsou realizovány nové informace, a tedy který z trhů – domácí, nebo zahraniční – je pro danou akcii důležitější. Výsledkem testu tedy může být, že informace jsou realizovány jen na domácím trhu a londýnský trh jen

⁹ Komerční banka byla ve skutečnosti první akcie, která byla do SPAD zařazena (v květnu 1998). Český Telecom (tehdy SPT Telecom) brzy následoval, stejně jako České radiokomunikace.

¹⁰ Je ovšem nutné si uvědomit, že kurzové riziko nákupem GDR eliminováno není. Když například prudce oslabí česká koruna, musí se to při nezměněné ceně akcií KB projevit i na ceně GDR.

reaguje na pohyby domácího, nebo naopak nové relevantní informace mohou přicházet jen z Londýna. Výsledkem může být také neexistence kauzality mezi těmito dvěma trhy nebo obousměrné toky informací – v těchto dvou případech nejsme schopni určit, který trh je pro danou akcii dominantní. Pokud bychom nenalezli žádnou kauzalitu v denních datech, nemohli bychom vyloučit, že trhy jsou plně integrované, a že tedy přizpůsobení nové informací je velmi rychlé. Na druhé straně by to mohlo také znamenat – i když se to zdá být velmi nepravděpodobné –, že ceny na obou trzích se vyvíjejí nezávisle. Tuto možnost může vyloučit testování kointegrace zmíněných dvou časových řad, které provádíme dále. Pro Grangerovu kauzalitu používáme znovu denní výnosy indexů (tj. denní procentní změny), které jsou opět stacionární.¹¹

Po testu kauzality zkoumáme existenci příležitosti k arbitráži a délku jejich trvání. Nejdříve jsme vytvořili časovou řadu rozdílů cen mezi domácím a londýnským trhem a spočítali základní statistiky. Pro srovnání cen na těchto dvou trzích – ceny v Londýně jsou vyjádřeny v USD – používáme tržní měnový kurz v daný den.

Následně používáme Engleovu-Grangerovu metodu¹² testování kointegrace ceny akcií na českém trhu a ceny GDR v Londýně. Protože se jedná o prakticky totožná aktiva, měl by mezi jejich cenami existovat dlouhodobý rovnovážný vztah s tím, že jejich ceny by měly být přibližně stejné – to je modelový příklad pro použití testu kointegrace a modelů *error correction*. Nejprve testujeme úroveň integrace cenových časových řad. Je nutné upozornit, že zde používáme časovou řadu cen, a ne procentních změn jako u předchozích modelů. Abychom mohli testovat kointegraci časových řad, musíme nejdříve zjistit stupeň jejich integrace. Tento stupeň zjišťujeme pomocí výše zmíněného ADF-testu. Nejdříve testujeme stacionaritu časové řady cen a v případě, že tato časová řada není stacionární, testujeme stacionaritu jejích prvních diferencí. V případě, že první diference jsou stacionární, můžeme říci, že časová řada je integrována $I(1)$, v opačném případě testujeme druhé diference a tak dále.

Pokud budou obě časové řady integrovány stupněm $I(1)$, je možné zkoumat jejich kointegraci. Zde je nutné odhadnout model:

$$\begin{aligned} L_t &= C_L + \alpha_1 UK_t + \varepsilon_t \\ UK_t &= C_{UK} + \beta_1 L_t + \xi_t \end{aligned}$$

kde C_L a C_{UK} jsou konstanty, L označuje cenu na domácím trhu a UK znamená cenu na londýnském trhu. Test stacionarity reziduí z odhadu tohoto modelu pak je zároveň testem kointegrace těchto dvou časových řad (pro testování stacionarity reziduí používáme znovu ADF-test). V případě, že budeme schopni zamítnout nulovou hypotézu přítomnosti jednotkového kořenu, tedy pokud jsou rezidua stacionární, můžeme učinit závěr, že mezi cenami v Praze a v Londýně existuje dlouhodobý rovnovážný vztah a koeficienty α_1 a β_1 tento vztah vyjadřují. Dále, jestliže existuje dlouhodobý rov-

¹¹ Podrobnosti testů stacionarity procentních změn zde z důvodu úspory místa neuvádíme. Dále ovšem uvádíme výsledky ADF-testu pro změny denních cen (v sekci, kde odhadujeme kointegraci časových řad), které byly také stacionární.

¹² podle (Engle – Granger, 1987)

novázný vztah mezi dvěma časovými řadami, musí existovat mechanismus, který napravuje krátkodobé odchylky od rovnovážného stavu (model *error-correction*).

V našem případě bychom přirozeně očekávali, že ceny akcií by měly být na obou trzích stejné, jinak by byla možná arbitráž a bezrizikové zisky (což nemůže být rovnovážný stav). Pak by koeficienty α_1 a β_1 byly rovny jedné a chyba (*error*), která musí být časem napravena (*correction*), by byl rozdíl cen. Odhadujeme obě varianty modelu *error-correction*, tedy reakce domácí i zahraniční ceny na rozdíl mezi nimi:

$$\begin{aligned}\Delta L_t &= \lambda(\alpha_1 UK_{t-1} - L_{t-1}) + \delta_1 \Delta UK_t + \pi_1 \Delta PX-50_t + \varepsilon_t \\ \Delta UK_t &= \theta(\beta_1 L_{t-1} - UK_{t-1}) + \delta_2 \Delta L_t + \pi_2 \Delta FTSSE100_t + \xi_t\end{aligned}$$

Označení proměnných L a UK bylo definováno dříve (domácí a londýnská cena). Model vysvětluje změny cen na jednom trhu chybou ocenění (rozdílem cen) v předchozím období, změnou ceny na druhém trhu a změnou indexu. Důvodem zařazení změny ceny na druhém trhu je skutečnost, že ceny jsou kointegrované, a tedy mezi jejich změnami existuje závislost (jinak bychom nemohli tento model ani odhadovat). Index jsme zařadili jako proměnnou, která vyjadřuje celkový pohyb daného trhu. Rozdíl cen nebo také odchylka od rovnovážného stavu jsou definovány tak, aby parametry, o které máme největší zájem – λ a θ –, byly teoreticky kladné.¹³ V případě domácího trhu bychom očekávali, že pokud je cena v Londýně vyšší, domácí cena poroste – a naopak. Tržní efektivnost nevylučuje, že náhodné výchylky vytvoří krátkodobé arbitrážní příležitosti. Ty ovšem musejí být rychle napraveny a my zde zkoumáme právě způsob a rychlost napravení takových odchylek. To, že odhadujeme oba parametry, λ a θ , nám umožní analyzovat, zda je pohyb cen jako reakce na chyby ocenění symetrický.

Pro odhadování výše uvedených modelů používáme jednoduchou metodu nejmenších čtverců (OLS). Kritické hodnoty pro Dickeyho-Fullerovy testy lze nalézt v (Dickey – Fuller, 1979). V případě modelu *error-correction* používáme odhady standardních chyb; jsou konzistentní i v případě heteroskedasticity – podle metody uvedené v (White, 1980). Kvůli potenciální endogenitě cenových změn jsme model *error-correction* odhadli i s použitím instrumentů – indexů a zpožděných změn cen.

4. 3. Výsledky odhadů – duálně kotované akcie

Model Grangerovy kauzality jsme odhadovali s různě dlouhým zpožděním. O finální specifikaci, která má 3 až 5 zpoždění, jsme rozhodli na základě statistické významnosti parametrů zpožděných proměnných a hodnot informačních kritérií. Základní výsledky testu jsou uvedeny v *tabulce 5*.

Výsledky testu ukazují, že naše tři akcie se chovají dosti rozdílně – ve skutečnosti jsme získali tři různé výsledky. Pro České radiokomunikace je podle našich výsledků důležitější trh v Londýně než pražská burza, neboť cena

¹³ Tyto parametry, které u modelů *error-correction* bývají definovány tak, aby byly záporné, jsme zde definovali jako teoreticky kladné. Protože představují část chyby, která je napravena za jeden den, považovali jsme takovou definici za intuitivnější a pro čtenáře srozumitelnější.

TABULKA 5 Výsledky testu Grangerovy kauzality

společnost	závislá proměnná	H_0 : žádná kauzalita (F-statistika)	kauzalita z Londýna na domácí trh	kauzalita z domácího trhu do Londýna	N	R^2
ČRA	cena v Praze cena GDR (Londýn)	8,51 ^a	ano	ne	564	0,09
		1,08			564	0,03
ČT (SPT)	cena v Praze cena GDR (Londýn)	1,11	ne	ano	558	0,02
		14,18 ^a			558	0,12
KB	cena v Praze cena GDR (Londýn)	4,71 ^a	ano	ano	755	0,09
		8,36 ^a			755	0,11

poznámky: ^a znamená zamítnutí nulové hypotézy (H_0 : koeficient roven nule) na 1% hladině významnosti, zatímco ^b označuje zamítnutí na 5% hladině významnosti. Statisticky významné koeficienty byly podle očekávání kladné (tedy růst ceny na jednom trhu vede k růstu ceny na trhu druhém a naopak). Z prostorových důvodů je neuvádíme.

TABULKA 6 Základní charakteristiky cen v Praze a v Londýně

společnost	domácí cena, průměr [CZK]	domácí cena, standardní odchylka [CZK]	cena GDR (Londýn), průměr [CZK]	cena GDR (Londýn), standardní odchylka [CZK]	rozdíl cen, průměr absolutních hodnot	rozdíl cen jako % průměrné domácí ceny
ČRA	1 240	380	1 249	367	17	1,4 %
ČT(SPT)	554	127	554	127	3	0,6 %
KB	866	382	904	416	42	4,9 %

v Praze následuje cenu GDR v Londýně, ale ne naopak. Opačná situace je patrná v případě Českého Telecomu; zde jsou relevantní informace realizovány na domácím trhu. Důležité informace o Komerční bance přicházejí na trh v Praze i Londýně a oba trhy se tak vzájemně ovlivňují. Celkově můžeme říci, že mezi londýnským trhem s GDR a pražskou burzou existují významné toky informací. To, že jsme schopni na denních datech pozorovat interakce mezi trhy, naznačuje, že pražský a londýnský trh nejsou integrovány. Naše výsledky pro jednotlivé společnosti přibližně odpovídají názorům makléřů a analytiků, které se objevují v tisku – viz např. (Schiesser – Gardner, 2000) – a které tvrdí, že v důsledku živého obchodování je cena Českých radiokomunikací určována v Londýně, zatímco u ostatních akcí s GDR je určující trh pražský.

Tabulka 6 obsahuje základní charakteristiky cen v Praze a v Londýně (londýnské ceny byly přepočítány na koruny tržním kurzem v daný den). Je zřejmé, že ceny se příliš neliší – ani co se týká průměrné hodnoty, ani co do volatility (standardní odchylky). Spíše než průměrný rozdíl cen, kde jsou kladné odchylky vyrovnávány zápornými, je lepším měřítkem arbitrážních příležitostí průměr absolutních odchylek cen. Koneckonců, nezáleží příliš na tom, která cena je vyšší; arbitráž může probíhat oběma směry. Zde vidíme, že průměrný rozdíl cen se pohybuje od velmi malých hodnot 0,6 % v případě Českého Telecomu až po téměř 5 % v případě Komerční banky (to zřejmě souvisí s likviditou těchto akcí, ovšem na podrobnější zkoumání velikosti chyby v závislosti na likviditě máme příliš malý vzorek).

TABULKA 7 Výsledky testu stacionarity a kointegrace

společnost	domácí cena (ADF-test)	cena GDR (ADF-test)	první diference (domácí cena, ADF-test)	první diference (cena GDR, ADF-test)	stupeň integrace domácí ceny	stupeň integrace ceny GDR	kointegrace – závislá proměnná: domácí cena (koeficient)	kointegrace – závislá proměnná: domácí cena (test stat. pro rezidua)
ČRA <i>t</i> -statistika	-2,48	-2,55	-13,03 ^a	-12,83 ^a	I(1)	I(1)	1,03 ^a 345,9	-4,95 ^a
ČT(SPT) <i>t</i> -statistika	-2,42	-2,32	-10,96 ^a	-11,83 ^a	I(1)	I(1)	1,00 ^a 656,7	-13,33 ^a
KB <i>t</i> -statistika	-1,87	-1,86	-12,58 ^a	-13,33 ^a	I(1)	I(1)	0,93 ^a 148,4	-3,66 ^b

poznámky: ^a označuje zamítnutí nulové hypotézy (jednotkového koefene v případě ADF-testu, rovnosti nule v případě kointegračního koeficientu) na 1% hladině významnosti, ^b na 5% hladině. V této tabulce uvádíme jen výsledky regrese domácí ceny na cenu GDR, výsledky opačné regrese byly prakticky identické.

TABULKA 8 Model *error-correction*

společnost	závislá proměnná: změna domácí ceny					závislá proměnná: změna ceny GDR				
	změna ceny GDR	chyba ocenění (rozdíl cen)	změna PX-50	<i>N</i>	<i>R</i> ²	změna domácí ceny	chyba ocenění (rozdíl cen)	změna FTSE 100	<i>N</i>	<i>R</i> ²
ČRA <i>t</i> -stat.	0,83 ^a 22,77	0,24 ^a 5,83	0,27 1,75	520	0,78	0,89 ^a 34,36	0,21 ^a 5,09	0,04 ^a 3,00	546	0,78
ČT(SPT) <i>t</i> -stat.	0,75 ^a 15,60	0,72 ^a 9,44	0,46 ^a 6,58	514	0,91	0,91 ^a 50,72	0,95 ^a 19,75	0,01 ^a 4,79	540	0,92
KB <i>t</i> -stat.	0,42 ^a 8,16	0,10 ^b 2,18	1,43 ^a 8,24	713	0,51	0,73 ^a 6,46	0,15 ^a 3,38	0,08 ^a 3,63	742	0,44

poznámka: ^a označuje zamítnutí nulové hypotézy, že koeficient je roven nule, na 1% hladině významnosti, zatímco ^b značí zamítnutí na 5% hladině. Model jsme kvůli potenciální endogenitě odhadli i s instrumenty (zpožděnými hodnotami a indexy). Výsledky ohledně reakce na chybu ocenění to nijak nezměnilo ani co do velikosti, ani co do významnosti parametrů.

Výsledky testování stacionarity ukazují, že časové řady cen nejsou stacionární, ovšem jejich první diference již stacionární jsou. U všech tří společností tak můžeme učinit závěr, že jejich ceny jsou integrovány stupněm I(1). Odhady kointegračního vztahu mezi cenou v Praze a v Londýně ukazují, že v případě Českých radiokomunikací a Českého Telecomu jsou koeficienty velmi blízké jedné. Na základě výsledku testů kointegrace (viz *tabulka 7*) – tedy testování stacionarity reziduí z kointegrační regrese – můžeme rozhodně zamítnout nulovou hypotézu neexistence kointegračního vztahu. V případě Komerční banky je koeficient menší než jedna, ovšem – což je důležitější – výsledky testu kointegrace nám dovolují zamítnout nulovou hypotézu na 5% úrovni významnosti. Ve všech třech případech tedy existuje kointegrační vztah, u prvních dvou společností se tento vztah jeví jako těsnější.

V případě dvou kointegrovaných časových řad můžeme odhadnout výše popsaný model *error-correction*. Výsledky odhadů jsou uvedeny v *tabulce 8*.

Výsledky odhadů potvrzují, že v případě telekomunikačních společností existuje mechanismus, který napravuje krátkodobé odchylky od rovnovážného stavu (kterým je rovnost cen). Koeficienty, které zachycují reakci na rozdílné ocenění akcie a GDR, jsou signifikantní a kladné. Zajímavé je, že v případě Českých radiokomunikací jsou přibližně stejné, a zdá se tedy, že oba trhy reagují na rozdíly cen přibližně stejně rychle. U Českého Telecomu je vyšší koeficient u změny GDR, což naznačuje, že cena GDR se přizpůsobuje rychleji než domácí cena (to je v souladu s výše uvedeným zjištěním, že kauzalita jde z domácího trhu ke GDR). Co se týká rychlosti přizpůsobení, u Českých radiokomunikací je za jeden den vymazána přibližně polovina rozdílu ocenění, zatímco u Českého Telecomu se cena GDR přizpůsobí téměř úplně (ovšem protože také domácí cena reaguje na rozdíl v cenách, dochází zřejmě k přestřelování).

Koeficienty mechanismu *error-correction* jsou v případě Komerční banky relativně malé a spolu s přibližně polovičním koeficientem determinace (v porovnání s ostatními dvěma akciemi) potvrzují, že kointegrační vztah mezi domácí cenou a cenou GDR u této akcie není příliš silný.

Celkově jsme tedy pomocí modelu Grangerovy kauzality našli významné toky informací mezi domácím trhem a trhem GDR v Londýně. U každé ze tří akcií, které jsme zkoumali, vypadají interakce mezi domácím a zahraničním trhem jinak. Například pro České radiokomunikace je určující trh v Londýně, zatímco pro Český Telecom je z hlediska realizace nových informací důležitější trh domácí. U Komerční banky probíhá kauzalita oběma směry. Časové řady cen akcií na domácím trhu a GDR v Londýně jsou kointegrované. Odhad modelu *error-correction* potvrzuje existenci arbitrážního mechanismu, který napravuje krátkodobé odchylky od rovnovážného stavu (kterým je rovnost cen na obou trzích).

5. Závěry

V tomto článku jsme zkoumali interakci mezi českým akciovým trhem a akciovými trhy ve vyspělých zemích a chování akcií, které jsou obchodovány v České republice a jejichž GDR jsou obchodovány v Londýně (duálně kotované akcie). Hlavním cílem bylo zjistit, nakolik je český trh skutečně ovlivněn vývojem na zahraničních trzích a jakým způsobem v případě duálně kotovaných akcií pracuje mechanismus arbitráže. Pro tyto účely jsme použili modely Grangerovy kauzality, model kointegrace a model *error-correction*.

Co se týká interakcí mezi českým kapitálovým trhem a trhy zahraničními, empirické výsledky ukazují, že český kapitálový trh je skutečně ovlivňován vývojem na zahraničních trzích a že evropské trhy mají na chování českých akcií větší vliv než trhy v USA. Na druhé straně je nutné upozornit, že pohyby zahraničních trhů jsou schopné vysvětlit pouze malou část variability cen českých akcií a důležitější faktory, které vysvětlují pohyby cen českých akcií, je nutné hledat jinde než v náladě na zahraničních trzích. Není zřejmě překvapivé, že vývoj českého trhu významně neovlivňuje akciové trhy ve vyspělých zemích.

Analýza chování duálně kotovaných akcií ukazuje, že existují významné toky informací mezi domácím trhem a trhem GDR v Londýně. Tři akciové tituly, které jsme zkoumali, se ovšem v tomto ohledu významně liší. Pro

České radiokomunikace je určující trh v Londýně, zatímco pro Český Telecom je z hlediska realizace nových informací důležitější domácí trh. U Komerční banky jde kauzalita oběma směry. Skutečnost, že jsme byli schopni identifikovat informační toky mezi trhy v denních datech, naznačuje, že domácí trh a trh GDR v Londýně nejsou integrované.

Časové řady cen akcií na domácím trhu a GDR v Londýně jsou kointegrované. Odhad modelu *error-correction* potvrzuje existenci arbitrážního mechanismu, který napravuje krátkodobé odchylky od rovnovážného stavu – tím je rovnost cen na obou trzích. Tento mechanismus se jeví jako přibližně symetrický – tedy nelze říci, že by se rozdíl cen přizpůsoboval jen jeden trh. Celkově není možné rozhodnout, který trh je v případě duálně kotovaných akcií dominantní a který se chová jako satelit, neboť interakce probíhají oběma směry.

LITERATURA

ALEXANDER, J. G. – EUN, CH. S. – JANAKIRAMANAN, S. (1987): Asset Pricing and Dual Listing on Foreign Capital Markets: A Note. *Journal of Finance*, 1987, vol. 42(1), pp. 151–158.

ALEXANDER, J. G. – EUN, CH. S. – JANAKIRAMANAN, S. (1988): International Listings and Stock Returns: Some Empirical Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 23(2), 1988, pp. 135–151.

DICKEY, D. – FULLER, W. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, 1979, pp. 427–431.

ENGLE, R. – GRANGER, C. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, vol. 35, 1987, pp. 251–276.

GARBADE, K. D. – SILBER, W. L. (1979): Dominant and Satellite Markets: A Study of Dually-Traded Securities. *Review of Economics and Statistics*, vol. 61, 1979, pp. 455–460.

GRANGER, C. W. J. (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, vol. 37, 1969, pp. 424–438.

GREENE, W. (1997): *Econometric Analysis*. 3rd Edition. Prentice Hall, New Jersey, 1997.

HAUSER, S. – TANCHUMA, Y. – YAARI, U. (1998): International Transfer of Pricing Information Between Dually Listed Stocks. *Journal of Financial Research*, vol. 21, 1998, pp. 139–157.

JAYARAMAN, N. – SHASTRI, K. – TANDON, K. (1993): The Impact of International Cross Listings on Risk and Return: The Evidence from American Depositary Receipts. *Journal of Banking and Finance*, vol. 17, 1993, pp. 91–103.

KATO, K. – LINN, S. – SCHALLHEIM, J. (1991): Are There Arbitrage Opportunities in the Market for American Depositary Receipts? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 1(1), 1991, pp. 73–89.

LIEBERMAN, O. – BEN-ZION, U. – HAUSER, S. (1999): A Characterization of the Price Behavior of International Dual Stocks: An Error Correction Approach. *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, 1999, pp. 289–304.

MILLER, P. D. (1999): The Market Reaction to International Cross-Listings: Evidence from Depositary Receipts. *Journal of Financial Economics*, vol. 51, 1999, pp. 103–123.

MURPHY, A. – ZOLTAN, S. (1995): An Analysis of Intermarket Pricing in an Embryonic Environment. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 5, 1995, pp. 57–72.

SCHIESSER, J. – GARDNER, A. (2000): Na zahraničních trzích se prosazují hlavně certifikáty. *Hospodářské noviny*, 10. března 2000.

SMITH, K. L. – BROCATO, J. – ROGERS, J. E. (1993): Regularities in the Data Between Major Equity Markets: Evidence from Granger Causality Tests. *Applied Financial Economics*, vol. 3, 1993, pp. 55–60.

WAHAB, M. – LASHGARI, M. – COHN, R. (1992): Arbitrage Opportunities in the American Depository Receipts Market Revisited. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 2(3/4), 1992, pp. 97–130.

WERNER, M. I. – KLEIDON, A. W. (1996): U.K. and U.S. Trading of British Cross-Listed Stocks: An Intraday Analysis of Market Integration. *Review of Financial Studies*, Summer 1996, vol. 9(2), pp. 619–664.

WHITE, H. (1980): A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, vol. 48, 1980, pp. 817–838.

SUMMARY

JEL Classification: G14, G15

Keywords: equity indices – causality – cointegration – cross-listed stocks

Interactions between Markets and Dually Listed Stocks: The Case of the Czech Republic

Richard PODPIERA – CERGE-EI, Prague and Atlantik finanční trhy, a.s., Brno

This paper considers the interaction among equity markets in the Czech Republic and those in developed countries. Also considered are cross-listed securities traded in the Czech Republic whose global depository receipts (GDRs) are listed in London. The models used include Granger causality, cointegration, and error-correction models. The results demonstrate that the Czech market is indeed affected by the development of major international equity indices. This, however, explains little of domestic market variability, so other factors related to stock market development need to be explicated. The prices of cross-listed securities on the domestic and London markets are cointegrated and an error-correction mechanism exists that corrects random deviations from the parity. As this error-correction mechanism appears to be rather symmetric, and as the Granger causality tests suggest different causality patterns for individual stocks, none of the two markets emerges as the dominant one. A variety of interactions exist between the local and London GDR markets.