

Vydává Ministerstvo financí České republiky ve spolupráci s Českou národní bankou ve vydavatelství **Economia, a. s., Praha**

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49  
120 74 Praha 2

Tel.: (02) 22 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171

Fax: (02) 21 59 32 03

Šéfredaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

Publishers: Ministry of Finance of the Czech Republic in Cooperation with Czech National Bank in Publishing House **Economia, Prague**

© Ministry of Finance of the Czech Republic

Editor's Office: Vinohradská 49  
120 74 Prague 2  
Czech Republic

Editor in Chief: Ivan Kočárník

## OBSAH

František VENCOVSKÝ: K rozpočtové a daňové reformě před sedmdesátí roky . . . 321

Vladimír TOMŠÍK: Příčiny a možná řešení rostoucího schodku běžného účtu . . . . . 334

Evžen KOČENDA – Josef KOTRBA: Sbližování tržních výnosů: paralela pro středoevropský region . . . . . 349

Jaroslav VOSTATEK: Modely a praxe zdanění soukromého pojištění (1. část) . . . . . 359

## Ze zahraničí

Miroslav GRZNÁR: Transformačný proces a finančná pozícia poľnohospodárskych podnikov v SR . . . . . 366

## Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 9/97 . . . . . 379

## CONTENTS

František VENCOVSKÝ: On the Budget and Tax Reform before 70 years . . . . . 321

Vladimír TOMŠÍK: Reasons and Alternative Solutions to the Growth of Current Account Deficit . . . . . 334

Evžen KOČENDA – Josef KOTRBA: Eliminating Market Returns' Disparities: Parallel for the Central-Europaen Region . . . . . 349

Jaroslav VOSTATEK: Taxing Private Insurance: Models and Practice (1st Part) . . . . 359

## Abroad

Miroslav GRZNÁR: The Process of Transformation and Financial Position of Agricultural Enterprises in the SR . . . . . 366

## Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 9/97 . . . . . 379

*Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití části nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je **zakázáno**.*

Redakční rada: Dr. Ivan Angelis, CSc., Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Doc. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Miroslav Kerouš, Ing. Ivan Kočárník, CSc., Ing. Václav Kupka, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, CSc., Vladimír Rudlovčák, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Prof. Jan Švejnar, Ph.D., Prof. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

# Sbližování tržních výnosů: paralela pro středoevropský region\*

Evžen KOČENDA – Josef KOTRBA\*\*

## 1. Úvod

V souvislosti s rozsáhlými hospodářskými změnami se během minulého desetiletí objevilo po celém světě mnoho nových trhů s cennými papíry. Jedná se o takzvané „emerging markets“; ze zeměpisného hlediska tři nejdůležitější oblasti zahrnují Latinskou Ameriku, jihovýchodní Asii a střední a východní Evropu. Chování těchto trhů lze stručně charakterizovat především vysokou volatilitou a nízkou korelací s vyspělými kapitálovými trhy Evropy a Severní Ameriky. Pro Českou republiku – a země středoevropského regionu vůbec – je možné ve výchozích podmínkách a v chování zejména jihoamerických trhů najít zajímavé a důležité paralely pro směr budoucího vývoje kapitálových trhů.

Latinská Amerika je částí světa, v níž se v minulých dvou desetiletích odehrávaly velice rychlé změny. Před dvaceti lety byla většina jihoamerických zemí ovládána vojenskými režimy a musela se vyrovnávat s vážnými ekonomickými problémy. Před méně než deseti lety byly diktátorské režimy vyměněny za civilní vlády, avšak ekonomiky Latinské Ameriky stále vykazovaly vysoké míry inflace, nestabilitu a vysokou míru zadlužení. Rozsáhlé ozdravovací makroekonomické programy, které byly později přijaty, umožnily dostat inflaci pod kontrolu a přejít na cestu k ekonomické stabilitě. Takovýto hospodářský vývoj vedl nejprve k vytvoření tzv. Andské skupiny (the Andean Group), zahrnující Venezuelu, Kolumbii, Ekvádor, Peru a Bolívii. Později, v roce 1991 došlo k založení mnohem významnějšího uskupení Mercosur, které potenciálně reprezentuje světově nejambicióznější systém regionální integrace volného obchodu od dob založení Evropského společenství. Mercosur tvoří Argentina, Brazílie, Paraguay a Uruguay. Chile má dosud statut přidruženého člena.

Naše paralela je následující: Dohoda o vytvoření středoevropské oblasti volného obchodu (CEFTA) mezi Českou republikou, Slovenskem, Maďarskem, Polskem a Slovinskem má za sebou od roku 1992 zatím nedlouhou historii. CEFTA začala fungovat v době, kdy její členské země již začínaly překonávat největší hospodářské propady doprovázející zahájenou ekonomickou transformaci. Je nutné si uvědomit, že výchozí základna, z níž se

---

\* Stať je upravenou částí práce vzniklé na základě výzkumu financovaného z grantu Grantové agentury ČR číslo 402/95/0789.

\*\* Ing. Evžen Kočenda, Ph.D. – Ing. Josef Kotrba, Ph.D.: CERGE UK, Národohospodářský ústav AV ČR a William Davidson Institute of University of Michigan

hospodářské oživení členských zemí odvíjí, byla mimořádně oslabena dřívějším sociálně-ekonomickým modelem socialistického systému. Transformační proces snad nejradikálněji probíhá ve sféře průmyslu. Těžiště problémů a pozornosti spojených s dalším hospodářským vývojem se tedy logicky přesouvá do mikrosféry. Nutné investice do technické modernizace a restrukturalizace průmyslu vyžadují odpovídající funkci bankovního sektoru a kapitálového trhu.

Rozvoj skutečného kapitálového trhu v České republice v podstatě začíná až nyní. Na rozdíl od většiny kapitálových trhů vznikl český trh jako „vedlejší produkt“ kuponové privatizace a ve svých počátcích měl naprosto jiný účel, než má trh standardní. Za normálních okolností vydávají firmy akcie či dluhopisy proto, aby financovaly svůj rozvoj. Spolu s bankovními úvěry je to běžná forma financování podnikové expanze. Jak už jsme řekli, český trh měl od počátku své existence rysy podstatně odlišné. Pro řadu firem bylo cílem nalézt skutečné vlastníky, kteří mají majoritu, nebo skupinu fondů, které se aktivně ujmou vlastnických práv a povedou podnik k vyšší prosperitě. Kapitálový trh České republiky a dalších zemí regionu lze podobně jako v případě Latinské Ameriky charakterizovat jako vysoce volatilní s velmi malou korelací na vyspělé trhy. Vývoj kapitálových trhů zemí sdružených v uskupení CEFTA není pro krátkou dobu jejich existence ještě možné solidně analyzovat.

Tento článek zkoumá rozvíjející se kapitálové trhy Latinské Ameriky a testuje konvergenci tržních výnosů v různých zemích. Ptáme se tedy, zda se rozdíl mezi tržními výnosy v jednotlivých zemích postupem času zmenšují. Analýza konvergence je zaměřena na otázku, zda se trhy Latinské Ameriky stávají jedním společným trhem, anebo zda zůstávají odděleny. Domníváme se, že zkušenosti Latinské Ameriky v tomto bodě představují přímou paralelu pro budoucí vývoj ve středoevropském regionu, s výhradou institucionálních zvláštností.

Pokud vezmeme do úvahy vývoj v Latinské Americe během posledních deseti let, tak jak byl nastíněn výše, nepřekvapuje, že kapitálové trhy zde vykazují velké výkyvy, jež mají za následek vyšší volatilitu trhu, než můžeme pozorovat na vyspělých trzích. Například: trhy cenných papírů jak v Argentině, tak v Mexiku poklesly v prvních dvou měsících roku 1995 o 40 %; na druhé straně oficiální index venezuelského trhu s cennými papíry se během roku 1996 zvýšil na téměř trojnásobek. Výnosy na trzích s cennými papíry v Latinské Americe byly často mnohem vyšší než výnosy odvozené na základě fundamentální analýzy. Některé země jsou odděleny od světového trhu s cennými papíry a, jak uvádí Harvey [1995], většina našich poznatků o trzích s cennými papíry v těchto zemích závisí na znalosti místních informací.

Kapitálové trhy v této oblasti byly dále kladně ovlivněny privatizací, kdy výprodej státního majetku způsobil dramatické zvýšení nabídky nových obchodovatelných cenných papírů. Užší informační vztahy mezi jednotlivými latinskoamerickými trhy s cennými papíry mohou pomoci postupnému snižování rozdílů v tržních výnosech v daných zemích. Takovýto proces by byl charakterizován konvergencí tržních výnosů na trzích s cennými papíry v Jižní Americe.

Konvergence tržních výnosů je v našem článku analyzována pomocí konceptu takzvané  $\sigma$ -konvergence, kterou popsali Barro a Sala-i-Martin [1991]. Převáděno z původní konvergence růstů národního produktu,  $\sigma$ -konvergence bude v tomto článku použita k popisu skutečnosti, že konvergence tržních výnosů by se měla odrážet ve snižování rozdílů tržních výnosů mezi

jednotlivými trhy. Tato klesající disperze je typicky měřena pomocí výběrové standardní odchylky dané časové řady. Důležité však je, jak se chová celkový soubor dat nejen v čase, ale pro všechny země najednou. Proto budou rigorózní testy konvergence prováděny na průřezovém souboru časových řad.

Důkladná analýza tržních výnosů dovoluje formulovat několik závěrů, které jsou založeny na naší kombinované metodologii. Výsledky našeho článku obecně podporují hypotézu konvergence. Rozdíly v tržních výnosech se zmenšují. Konvergence je nejvýraznější v případě dolarových výnosů a nejméně zaznamatelná v případě nominálních výnosů v místní měně.

Pokud jde o strukturu tohoto článku, část 2 popisuje ekonometrickou metodologii použitou k testování konvergence, část 3 popisuje data a dosažené empirické výsledky, část 4 obsahuje stručné závěry.

## 2. Metodologie

Následující ekonometrická metodologie používá kombinaci průřezových dat s jednotlivými časovými řadami. Analýza panelových dat pro konvergence diferencí tržních výnosů je použita proto, abychom plně vyšetřili vliv vzájemných variancí ve spojených časových řadách střední délky. Předchozí ekonometrický výzkum již ukázal výhody, které používání panelových dat při studiu širokého okruhu ekonomických otázek má.<sup>1</sup> Jak ukázali Levin a Lin [1992], statistická síla testu jednotkového kořene pro relativně malý panel může být řádově vyšší než síla testu pro jednotlivé časové řady.

Analýza je provedena pro tři typy tržních výnosů ( $X_t$ ), které jsou měřeny jako procentní změna příslušného indexu trhu ve dvou následujících časových obdobích. Nominální výnos pro jednotlivou zemi je definován jako:

$$nX_t = (MI_t / MI_{t-1}) - 1 \quad (1)$$

kde  $MI_t$  značí nominální úroveň indexu trhu v časovém období  $t$ . Konzistentně s touto definicí definujeme reálný tržní výnos jako:

$$rX_t = [(MI_t / CPI_t) / (MI_{t-1} / CPI_{t-1})] - 1 \quad (2)$$

kde  $CPI_t$  je cenový index v časovém období  $t$ . Podobně definujeme dolarový výnos jako:

$$dX_t = [(MI_t / e_t) / (MI_{t-1} / e_{t-1})] - 1 \quad (3)$$

kde ( $e_t$ ) značí nominální měnový kurz místní měny vzhledem k US-dolaru v časovém období  $t$ .

Náš model vývoje tržních výnosů ( $X_t$ ) pro skupinu  $i$  pro jednotlivé země, kdy máme k dispozici pozorování pro  $t$  časových období, vypadá takto:

$$X_{i,t} = \alpha + \phi X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

<sup>1</sup> Ben-David [1996] analyzoval růst reálného národního produktu na hlavu pro několik zemí. Kočenda a Papell [1997] nedávno aplikovali tuto metodologii pro studium konvergence inflací v Evropské unii.

Skutečnost, že tržní výnos je modelován pomocí AR(1) procesu, nereprezentuje žádnou teorii o tom, jak je tato proměnná určována. Je to pouze výhodná forma pro test konvergence, který bude popsán v této části článku později.

Míra konvergence, která je zde použita, je založena na vztahu popisujícím dynamické vlastnosti diferencí tržních výnosů pro panelová data, který vypadá takto:

$$X_{i,t} - \bar{X}_t = \phi (X_{i,t-1} - \bar{X}_{t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\text{kde } \bar{X}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i,t}.$$

V případě spojování dat se v důsledku konstrukce tohoto modelu konstantní člen  $\alpha$  vyruší, protože difference tržních indexů mají pro soubor všech zkoumaných zemí a všechna dostupná časová období nulovou střední hodnotu. Způsob, jakým jsou země spojovány do různých skupin, je detailně popsán v následující části článku.

Konvergence v tomto kontextu vyžaduje, aby se difference tržních výnosů zmenšovaly v čase. Aby toto bylo splněno, musí být  $\phi$  menší než jedna. Pokud by na druhé straně bylo  $\phi$  větší než jedna, difference tržních výnosů divergují. Koeficient konvergence  $\phi$  pro určitou skupinu zemí může být získán pomocí testu Dickeyho a Fullera [1979] pro rovnici (5). Upravená verze tohoto testu (ADF) je použita k tomu, abychom odstranili možnou autokorelaci v datech.<sup>2</sup> Připomeňme, že konstantní člen je nulový, protože naše analýza je prováděna na panelových datech. Pokud označíme diferenciál tržních výnosů jako  $d_{i,t} = X_{i,t} - \bar{X}_t$  a její diferencí jako  $\Delta d_{i,t} = d_{i,t} - d_{i,t-1}$ , lze psát rovnici pro ADF-test následujícím způsobem:

$$\Delta d_{i,t} = (\phi - 1)d_{i,t-1} - \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta d_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

kde index  $i = 1, \dots, k$  označuje země v příslušné skupině. Rovnice (6) je použita pro testování přítomnosti jednotkového kořene v panelových datech diferenciálů tržních výnosů. Nulová hypotéza jednotkového kořene je zamítnuta ve prospěch alternativní hypotézy stacionarity v případě, že  $(\phi - 1)$  je významně různé od nuly, anebo – implicitně – v případě, že  $\phi$  je významně různé od jedné.

Počet zpětných diferencí ( $k$ ) je určen pomocí parametrické metody navržené Campbellem a Perronem [1991] a Ngem a Perronem [1995]. Horní mez počtu zpětných diferencí  $k_{max}$  je na začátku nastavena na příslušnou úroveň.<sup>3</sup> Regresní model je odhadnut a významnost koeficientu  $\gamma_j$  je určena. Pokud je tento koeficient nevýznamný, je počet zpětných diferencí  $k$  snížen o jednu a rovnici (6) je odhadnuta znovu. Tato procedura je opakována se snižujícím se počtem zpožděných diferencí, dokud tento koeficient není statisticky významný. Pokud žádný koeficient není pro zvolenou hodnotu pa-

<sup>2</sup> Zjistili jsme, že v případech reálných a dolarových výnosů je mezní hodnota citlivosti korelačního koeficientu přibližně 0,50. Přítomnost multikolinearity byla ošetřena pomocí takzvané „ridge“ regrese Hoerla a Kennarda [1970].

<sup>3</sup>  $k_{max} = 14$ , protože používáme měsíční data.

rametru  $k$  statisticky významný, je  $k = 0$  a lze použít standardní formu Dickeyova-Fullerova testu. K testování významnosti koeficientu u poslední proměnné daného modelu je použita kritická hodnota asymptoticky normálního rozdělení na hladině významnosti 10 % (1,64).<sup>4</sup>

Nejnovější práce ukazují, že hodnoty konvergenčního koeficientu  $\phi$  menší než jedna jsou skutečně průkazným indikátorem konvergence.<sup>5</sup> Ben-David [1995] provedl 10 000 simulací pro každý ze tří možných případů, kde data vykazovala konvergenci, divergenci a neutralitu. Jeho početné simulace poskytují stabilní základ pro rozhodování, zda dochází ke konvergenci, či divergenci, a to v případě, že zkoumaný proces skutečně má tyto vlastnosti. Pokud jsou použita neutrální data, která neinklinují ani ke konvergenci, ani k divergenci, konvergenční koeficient má tendenci blížit se k jedné.

Jaké kritické hodnoty bychom měli používat v případě analýzy panelových dat? Obecně používané kritické hodnoty pro test jednotkového kořene na panelových datech, které jsou tabelovány v [Levin-Lin 1992], nezahrnují možnou autokorelaci v náhodné složce a jsou tedy nepřesné pro výběry malého rozsahu. Papell [1996] použil metodu Monte Carlo pro tabelování kritických hodnot, které jsou ošetřeny pro možnou autokorelaci, a zjistil, že jak pro čtvrtletní, tak pro měsíční data jsou jeho kritické hodnoty vyšší než ty, které byly publikovány Levinem a Linem [1992].

Vzhledem k těmto výsledkům byly kritické hodnoty pro výběry konečného rozsahu pro výsledné testové statistiky vypočteny pomocí metody Monte Carlo následujícím způsobem: Nejprve byly nalezeny vhodné autoregresní modely (AR) pro první diference a pro každý panel diferencí tržních výnosů za pomoci Schwarzova [1978] kritéria. Tyto optimální odhadnuté AR-modely byly poté pokládány za skutečné procesy generující chybový člen pozorovaných dat pro každý panel dat. Nakonec jsme zkonstruovali pseudo-výběry dat odpovídající velikosti pro každý panel za použití optimálních AR-modelů popsanych výše se stejným rozdělením nezávislým náhodným členem s  $N(0, \sigma^2)$ -rozdělením.  $\sigma^2$  je odhadnutý rozptyl náhodného členu příslušného optimálního AR-modelu. Výsledná testová statistika je  $t$ -statistika koeficientu  $(1 - \phi)$  – v rovnici (6) s délkou zpětných diferencí  $k$ , která byla vybrána pro každý panel metodou popsanou výše.

Tato procedura byla opakována 10 000krát, čímž byly získány kritické hodnoty pro rozdělení konečného výběru pomocí uspořádaného vektoru takto replikovaných statistik. Odvozené kritické hodnoty konečného výběru jsou uvedeny pro hladiny významnosti 1 %, 5 % a 10 % v tabulkách společně s výsledky ADF-testu na různé panely v odpovídajících časových obdobích.

### 3. Empirické výsledky

#### 3.1 Data

Data pro empirickou analýzu jsou dostupná pro období od 1986:2 do 1995:12. Indexy trhu na měsíční bázi a měnové kurzy byly získány z různých zdrojů.

<sup>4</sup> Ng a Perron [1995] diskutují výhodu této rekurzivní metody  $t$ -statistik v porovnání s alternativními procedurami, kde  $k$  je buď fixováno, anebo zvoleno minimalizací Akaikeho informačním kritériem.

<sup>5</sup> ( $\phi > 1$ ) pro divergenci

TABULKA 1 Skupiny zemí v jednotlivých panelech

skupina	počet	země
		<i>logická sestava</i>
Latinská Amerika	7	Argentina, Brazílie, Chile, Kolumbie, Mexico, Peru, Venezuela
Latinská Amerika bez Peru	6	Argentina, Brazílie, Chile, Kolumbie, Mexico, Venezuela
základní skupina	5	Argentina, Brazílie, Chile, Kolumbie, Venezuela
základní skupina bez:		<i>systematická sestava</i>
Argentiny	4	Brazílie, Chile, Kolumbie, Venezuela
Brazílie	4	Argentina, Chile, Kolumbie, Venezuela
Chile	4	Argentina, Brazílie, Kolumbie, Venezuela
Kolumbie	4	Argentina, Brazílie, Chile, Venezuela
Venezuely	4	Argentina, Brazílie, Chile, Kolumbie

*poznámka:* Počet označuje počet zemí v dané skupině.

ných vydání Emerging Stock Markets Factbook, kterou vydává Mezinárodní finanční korporace (International Financial Corporation). Měsíční indexy spotřebitelských cen byly získány z International Financial Statistics, publikace Mezinárodního měnového fondu (International Monetary Fund). Pokud diskutujeme tři rozdílné míry výnosu, výnosy v domácí měně se zdají mít vyšší vypovídací hodnotu než dolarové výnosy, protože studované trhy byly během zkoumaného období pro vnější portfoliové investice z velké části uzavřeny. Na druhé straně reálné výnosy v domácí měně odstraní vliv vysoké inflace, která byla obvyklá na většině námi analyzovaných trhů.

*Tabulka 1* ukazuje všechny země, které byly zahrnuty do naší analýzy, a popisuje složení rozličných skupin, ve kterých jsme testovali konvergenci. Největší skupina reprezentuje Latinskou Ameriku a obsahuje Argentinu, Brazílii, Chile, Kolumbii, Peru, Venezuelu a Mexiko. Poté jsme vyloučili Peru, protože dostupná data nepostačovala pro rigorózní analýzu, a vytvořili jsme skupinu Latinské Ameriky bez Peru.<sup>6</sup> Základní skupina zemí byla výsledkem vyloučení Mexika v důsledku jeho úzkých vztahů se Spojenými státy (a to i před založením NAFTA) a vysoké citlivosti na její ekonomiku a trh cenných papírů. Konečně byla základní skupina zmenšena vždy o jednu zemi, takže vzniklo pět kontrolních skupin obsahujících zbývající země, které mohly být použity pro testování významnosti výsledků.

Neuvádíme zde základní statistiky nominálních, reálných a dolarových výnosů pro každou zemi zvlášť. Zjistili jsme, že i v období výrazných ekonomických změn byly tržní výnosy v průměru kladné. To bylo nejvýraznější v případě nominálních výnosů; je však třeba upozornit, že odstranění vlivu inflace dosažené výsledky výrazně nezlepšilo. Hodnoty jak šikmosti, tak špičatosti

<sup>6</sup> Trh cenných papírů se objevil v Peru později než v ostatních zemích. Naše data pro peruánský trh začínají rokem 1993.

naznačují, že všechny druhy výnosů byly dosti daleko od normálního rozdělení. Podobné výsledky byly dosaženy při analýze navrhnutých skupin zemí.

### 3.2 Konvergence

Výsledky testů konvergence jsou uvedeny v *tabulkách 2–4* pro všechny tři uvažované typy tržních výnosů. Obecně lze vyslovit závěr, že rozdíly v diferencích tržních výnosů postupem času spojitě klesají. Koeficient  $\phi$  je menší než jedna a statisticky významný na hladině 1 % ve většině případů. Z konstrukce testu vyplývá, že s kladnou hodnotou koeficientu  $\phi$  blížící se jedné je efekt konvergence menší. Výsledky testu ukazují, že konvergence je nejméně patrná v případě nominálních výnosů. Tento závěr nepřekvapuje, protože vysoké míry inflace, které byly v ekonomikách Latinské Ameriky během části studovaného období běžné, zcela jistě ovlivnily úroveň tržních indexů, z nichž byly výnosy konstruovány.

Reálné výnosy vykazují konvergenci, která je pouze o trochu méně výrazná než v případech dolarových výnosů. To pokládáme za extrémně významný výsledek, který ukazuje, že tržní výnosy očištěné o inflaci, popřípadě nestabilitu měny konvergují velice rychle.

Tyto výsledky nejsou citlivé na vyloučení jakékoli země z analyzovaného panelu. Pouze se zdá, že přítomnost Argentiny (Brazílie) může slabě potlačit efekt konvergence v případě nominálních (reálných) výnosů. Naše analýza je jinak průkazná a nejkonzistentnější výsledky získáváme pro reálné výnosy.

Konvergence tržních výnosů je dokumentována během období, kdy dohody o volném obchodu začaly ve studované oblasti zjednodušovat mezinárodní obchod. Tento vývoj probíhal současně s uvolňováním restrikcí pro vstup na místní kapitálové trhy a rozsáhlá privatizace přitahovala překvapující množství zahraničních investorů. Nicméně souběh těchto procesů nám znemožňuje přesně určit, který z nich byl pro konvergenci tržních výnosů důležitější.

TABULKA 2 Diferenciály nominálních tržních výnosů – logické a systematické skupiny

skupina	počet	$\phi$	$t$ -stat( $\phi$ )	$k$	kritické hodnoty		
					1 %	5 %	10 %
Latinská Amerika	7	0,72045	-4,20a	14	-2,65	-1,94	-1,56
Latinská Amerika bez Peru	6	0,73946	-3,92a	13	-2,68	-1,95	-1,60
základní skupina	5	0,75240	-3,42a	13	-2,64	-1,98	-1,58
základní skupina bez:							
Argentiny	4	0,83181	-2,60b	11	-2,68	-1,97	-1,62
Brazílie	4	0,67226	-3,78a	14	-2,62	-1,94	-1,59
Chile	4	0,74507	-3,09a	13	-2,60	-1,92	-1,57
Kolumbie	4	0,73822	-3,15a	13	-2,59	-1,92	-1,57
Venezuely	4	0,76322	-2,93a	13	-2,61	-1,92	-1,57

*poznámka:* Počet označuje počet zemí v dané skupině,  $k$  značí počet zpoždění.  
(a) a (b) značí příslušnou hladinu významnosti 1 % a 5 %.



TABULKA 3 Diferenciály reálných tržních výnosů – logické a systematické skupiny

skupina	počet	$\phi$	$t\text{-stat}(\phi)$	$k$	kritické hodnoty		
					1 %	5 %	10 %
Latinská Amerika	7	0,61312	-11,67a	13	-2,66	-1,94	-1,56
Latinská Amerika bez Peru	6	0,61485	-11,45a	13	-2,70	-1,97	-1,61
základní skupina	5	0,63591	-10,23a	13	-2,71	-2,00	-1,64
základní skupina bez:							
Argentiny	4	0,68353	-8,72a	9	-2,68	-1,99	-1,63
Brazílie	4	0,68285	-8,75a	9	-2,67	-1,97	-1,62
Chile	4	0,65261	-8,96a	13	-2,76	-2,08	-1,67
Kolumbie	4	0,65056	-9,02a	13	-2,69	-2,02	-1,62
Venezuely	4	0,66619	-8,89a	13	-2,78	-2,01	-1,66

poznámka: Počet označuje počet zemí v dané skupině,  $k$  značí počet zpoždění.  
(a) a (b) značí příslušnou hladinu významnosti 1 % a 5 %.

TABULKA 4 Diferenciály dolarových tržních výnosů – logické a systematické skupiny

skupina	počet	$\phi$	$t\text{-stat}(\phi)$	$k$	kritické hodnoty		
					1 %	5 %	10 %
Latinská Amerika	7	0,59592	-11,71a	13	-2,63	-1,92	-1,58
Latinská Amerika bez Peru	6	0,59736	-11,51a	13	-2,70	-1,97	-1,62
základní skupina	5	0,61844	-10,31a	13	-2,70	-2,02	-1,62
základní skupina bez:							
Argentiny	4	0,62857	-9,37a	7	-2,69	-1,99	-1,63
Brazílie	4	0,71659	-8,10a	13	-2,67	-1,97	-1,60
Chile	4	0,63346	-9,08a	13	-2,65	-1,97	-1,61
Kolumbie	4	0,62786	-9,17a	13	-2,65	-1,97	-1,62
Venezuely	4	0,65850	-8,87a	13	-2,67	-1,97	-1,61

poznámka: Počet označuje počet zemí v dané skupině,  $k$  značí počet zpoždění.  
(a) a (b) značí příslušnou hladinu významnosti 1 % a 5 %.

#### 4. Závěr

V našem článku jsme ukázali existenci podpůrných argumentů pro konvergenci tržních výnosů na trzích s cennými papíry v Latinské Americe. Tato konvergence je nejvýraznější pro reálné a dolarové výnosy, zatímco nominální výnosy konvergují mnohem pomaleji. Tyto výsledky byly testovány rovněž pomocí analýzy citlivosti. Systematické modifikace základní skupiny zemí ukazují, že naše výsledky jsou průkazné. Vyloučení jedné země ze skupiny velikost konvergenčního koeficientu nijak závazně neovlivní.

Současné postupné odstranění obchodních bariér a eliminace omezení pro vstup na kapitálové trhy neumožňují určit, který z těchto dvou procesů měl na konvergenci tržních výnosů vliv významnější.

S výhradou institucionálních zvláštností se domníváme, že na základě předchozí analýzy představují zkušenosti Latinské Ameriky přímou paralelu pro budoucí vývoj ve středoevropském regionu.

## LITERATURA

BEN-DAVID, D.: Measuring Income Convergence: An Alternative Test. Tel Aviv University, Foerder Institute Working Paper, 1995, 41-95.

BEN-DAVID, D.: Trade Convergence Among Countries. *Journal of International Economics*, 40, 1996, 279-298.

BARRO, R. J.–SALA-I-MARTIN, X.: Convergence Across States and Regions. *Brookings Paper on Economic Activity*, 1, 1991, 107-182.

CAMPBELL, J. Y.–PERRON, P.: Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomist Should Know About Unit Roots. *NBER Macroeconomics Annual*, 1991.

DICKEY, D.–FULLER, W. A.: Distribution of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, 427-431.

HARVEY, C. R.: Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, 8, 1995, 773-816.

HOERL, A. E.–KENNARD, R. W.: Ridge Regression: Biased Estimation for Non-Orthogonal Problems. *Technometrics*, 12, 1970, 55-82.

KOČENDA, E.–PAPPEL, D.: Inflation Convergence within the European Union: A Panel Data Analysis. (v tisku) *International Journal of Finance and Economics*, 1997.

LEVIN, A.–LIN, CHIEN-FU: Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *University of California – San Diego Discussion Paper*, 1992, 92-23.

NG, S.–PERRON, P.: Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1995, 268-281.

PAPPELL, D.: Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float. (v tisku) *Journal of International Economics*, 1996.

SCHWARZ, G.: Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6, 1978, 461-464.

## SUMMARY

# **Eliminating Market Returns' Disparities: Parallel for the Central-European Region**

Evžen KOČENDA – Josef KOTRBA: CERGE of the Charles University, Prague; Economy Institute of the Science Academy of the CR; William Davidson Institute of University of Michigan

This paper examines the emerging capital market of Latin America in order to test for the convergence of market returns in its different countries. Over the past decade a number of new equity markets have emerged world-wide. Their behavior can be characterized by high volatility and low correlation to the developed capital markets in Europe and North America. Twenty years ago most South American countries were ruled by military governments and faced serious economic difficulties. Less than ten years ago civilian governments replaced dictatorships but economies were still plagued by high inflation, instability and debt. Generally sound macroeconomic policies adopted thereafter managed to bring inflation under control and restore economic stability. Thus, the Latin-American region offers a striking parallel for the possible evolution of the capital markets in Central and Eastern Europe, subject to specific institutional differences.

Our analysis of convergence addresses the question of whether the markets in Latin America are becoming a single market rather than a group of segmented ones. We find evidence supporting the convergence of market returns in Latin American equity markets. This convergence is most pronounced for real and dollar market returns, while nominal returns converge more slowly.