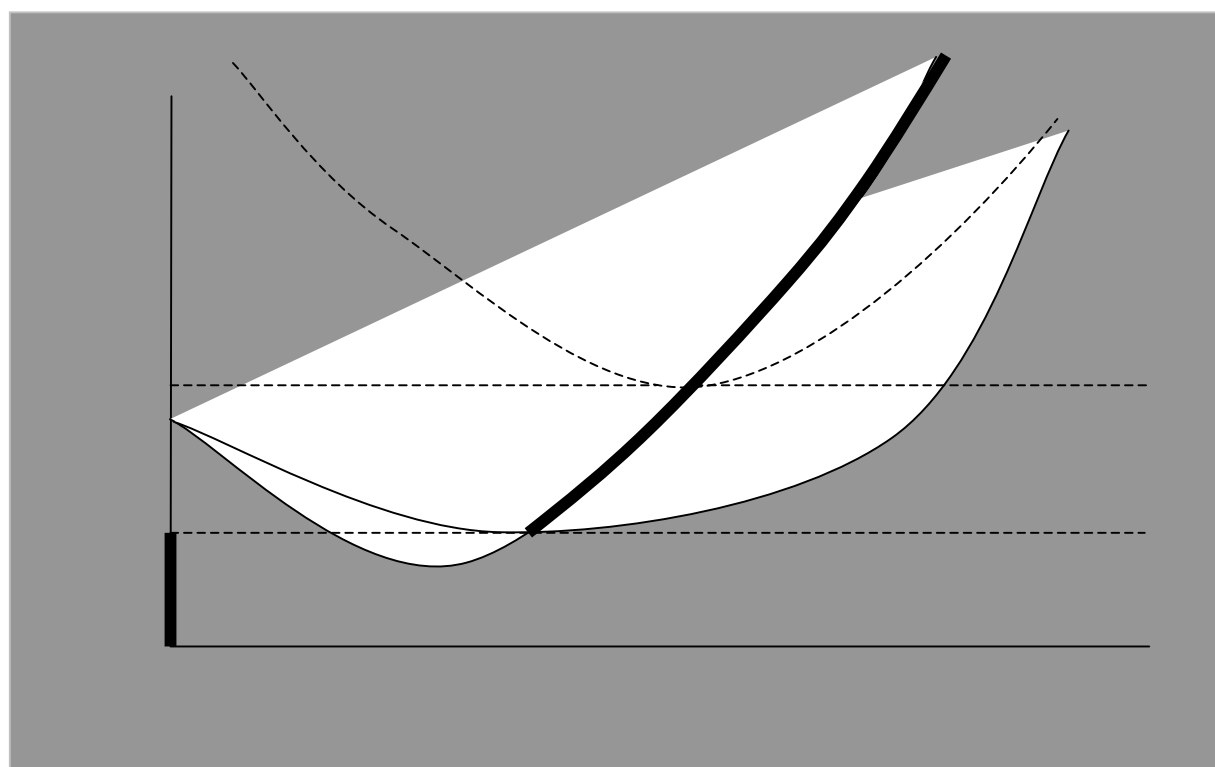
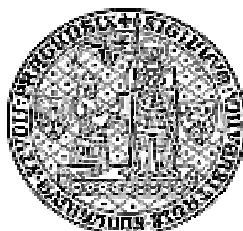


Working paper *UK FSV - IES*

No. 52

Karel Diviš, Petr Teplý: Informační efektivnost burzovních
trhů ve střední Evropě



2004

Úvod

Smyslem a cílem tohoto článku je navázat na některé předchozí výzkumné práce (viz seznam literatury) a za pomoci standardních nástrojů statistické analýzy otestovat základní znaky informační efektivity současných burzovních trhů ve střední Evropě, konkrétně v České republice, Polsku, Maďarsku a na Slovensku, a pokusit se najít odpovědi na následující otázky:

Vykazují uvedené střeoevropské burzy alespoň základní rysy informační efektivity, případně do jaké míry?

Dochází v průběhu času ke zlepšení informační efektivity na uvedených burzovních trzích?

Jak vzdálené jsou charakteristiky těchto trhů od vyspělého amerického trhu?

Na základě výsledků našeho zkoumání bychom v závěru uvedené trhy rádi alespoň krátce porovnali a zhodnotili a pokusili se odpovědět na otázku, zda lze předpokládat, že postupně dochází k jejich konsolidaci a k přerodu ve standardní vyspělé kapitálové trhy.

Informační efektivity v prostředí kapitálového trhu

Teorie efektivity (někdy též výkonnosti) kapitálových trhů zkoumá, jak rychle je daný trh schopen absorbovat nové informace a reagovat na ně. Za efektivní je považován takový kapitálový trh, který dokáže všechny nové kurzotvorné faktory (informace) vstřebávat velmi rychle. V takové situaci pak nedochází k rozdílům mezi vnitřní hodnotou a tržní cenou dané akcie. Kurz pak vyjadřuje objektivní hodnotu daného titulu a na trhu nelze najít podhodnocené nebo nadhodnocené instrumenty.

Pro reálné investory je tato skutečnost významná v tom, že jim efektivní trh poskytuje dostatečné množství příležitostí pro racionální investování, a akcie tak nejsou pouze spekulativním nástrojem určité skupiny obchodníků s nižší mírou averze vůči riziku (burzovní spekulanti). Legislativní opatření tedy musí podporovat mimo jiné například dokonalou informovanost všech investorů nebo pravdivost a ověřitelnost finančních výkazů.

Za základní charakteristiky, které poukazují na efektivitu daného kapitálového trhu, lze pak pokládat následující skutečnosti:

Akciové kurzy velmi rychle a přesně absorbují nové kurzotvorné informace.

Změny tržních cen jsou náhodné a neexistují racionálně podložené trendy ve vývoji cenových kurzů.

Na efektivních trzích selhávají jednotlivé obchodní strategie vyplývající z technické či fundamentální analýzy.

Na efektivních trzích jsou v delším období výsledky jednotlivých investorů na rizikově srovnatelné úrovni přibližně stejné (Jones 1991).

Pokud bychom to měli vše shrnout, tak lze říci, že efektivní kapitálový trh všechny relevantní informace plně a korektně promítá do cen akcií na trhu. Formálněji to lze definovat tak, že kapitálový trh je efektivní vzhledem k určité množině informací, jestliže prozrazením těchto informací všem účastníkům trhu nedojde ke změně cen akcií. Ještě jinak to také znamená, že nelze docílit nadměrného ekonomického výnosu obchodováním s akciemi na základě těchto informací. Dle konkrétního určení množiny informací se pak rozlišují následující klasické definice efektivity kapitálového trhu:

Slabá efektivity

Řekneme, že kapitálový trh dosahuje slabé formy efektivity, jestliže aktuální kurzy zahrnují všechny informace obsažené v jejich historických časových řadách. Takováto forma efektivity vede k tomu, že relativní změny kurzů splňují hypotézu náhodné procházky a budoucí kurzový pohyb tudíž nelze na základě historických burzovních dat

předpovídat. Jinými slovy použití technické analýzy k predikci není v tomto případě racionálně nijak podloženo ani zdůvodněno.

Střední efektivnost trhu

Řekneme, že kapitálový trh dosahuje střední formy efektivnosti, jestliže aktuální kurzy v sobě zahrnují nejen historická data (tedy vykazují slabou formu efektivnosti), ale mají v sobě obsaženy navíc i všechny veřejně dostupné informace. Takováto forma efektivnosti vede k tomu, že vedle technické analýzy kurzů ani fundamentální analýza firemní situace nebo ekonomiky jako celku nemůže investorovi pomoci k objevení nějaké příležitosti nadměrného výnosu. Jinými slovy, na trhu nelze objevit špatně ohodnocené instrumenty (nadhodnocené nebo podhodnocené).

Silná efektivnost trhu

Řekneme, že kapitálový trh dosahuje silné formy efektivnosti, jestliže aktuální kurzy v sobě zahrnují všechny informace, a to tedy jak veřejně dostupné, tak i veřejně nedostupné (tzv. vnitřní informace). Takováto forma efektivnosti vede k tomu, že na trhu neexistuje žádná informace, které by mohl investor využít k získání nadměrného výnosu. Jinými slovy bezcennými se stávají i vnitřní informace a k lepším výsledkům by tedy nevedly ani obchody insiderů (Filer, Hanousek 1996).

Formálně můžeme předchozí definice a střední hodnotu budoucí ceny na trhu v čase $t+1$ vyjádřit a zapsat následujícím způsobem:

$$E_t(P_{t+1} | \Phi_t) = P_t \quad (1)$$

přičemž řekneme, že trh je slabě efektivní, jestliže rovnice (1) je splněna pro informační množinu Φ_{SL} , která obsahuje všechny historické informace o cenách až do současnosti. Pokud je rovnice (1) splněna pro informační množinu Φ_{ST} , která kromě množiny Φ_{SL} obsahuje i všechny až do současnosti veřejně dostupné informace ovlivňující kapitálový trh, řekneme že trh je středně efektivní. Pokud je rovnice (1) splněna pro informační množinu Φ_{SI} obsahující až do současnosti úplně všechny informace, které ovlivňují kapitálový trh (tedy i neveřejné), říkáme, že trh je silně efektivní. Z definic je rovněž zřejmé, že platí:

$$(2) \quad \Phi^{SL} \subset \Phi^{ST} \subset \Phi^{SI}$$

Modely pro testování efektivnosti

Základní modely, ze kterých většina metod a nástrojů pro testování především slabé efektivnosti kapitálových trhů vychází, jsou založeny na různých variantách hypotézy náhodné procházky včetně jejího zobecnění.

Uvažujme proto různé druhy závislosti, které mohou existovat mezi dvěma kurzovými výnosy r_t a r_{t+k} ve dvou časových okamžicích t a $t+k$. Abychom to udělali, definujme náhodné proměnné $f(r_t)$ a $g(r_{t+k})$, kde $f(\cdot)$ a $g(\cdot)$ jsou dvě libovolné funkce a zaměříme se na situaci, kdy

$$(3) \quad \text{Cov}[f(r_t), g(r_{t+k})] = 0, \forall t, \forall k \neq 0$$

Pro vhodně vybrané $f(\cdot)$ a $g(\cdot)$, jsou pak různé verze hypotézy náhodné procházky a martingálová hypotéza zachyceny v TAB 1 a můžeme je interpretovat také jako podmínky ortogonality (kolmosti).

Omezíme-li se např. při výběru funkcí $f(\cdot)$ a $g(\cdot)$ pouze na libovolné lineární funkce, ze vztahu (3) pak plyne sériová nekorelovanost výnosů, která koresponduje s modelem náhodné procházky typu 3 (podrobněji viz dále). Podobně neklademe-li na funkci $f(\cdot)$ žádná omezení a funkce $g(\cdot)$ je libovolná lineární funkce, je vztah (3) ekvivalentní martingálové hypotéze (viz dále). V situaci, kdy vztah (3) platí pro všechny funkce $f(\cdot)$ a $g(\cdot)$, jsou výnosy vzájemně nezávislé, což koresponduje s modelem náhodné procházky typu 1 a s modelem náhodné procházky typu 2 (Campbell, Lo, MacKinlay 1997).

Proj[y|x]- lin.projekce y na x, pdf(.) - funkce hustoty pravděpodobnosti TAB 1

| Klasifikace hypotéz náhodné procházky a martingálové hypotézy | | |
|---|--|--|
| $\text{Cov}[f(r_t), g(r_{t+k})] = 0$ | $g(r_{t+k})$ $\forall g(\bullet)$ lineární | $g(r_{t+k})$ $\forall g(\bullet)$ |
| $f(r_t), \forall f(\bullet)$ lineární | Náhodná procházka 3 nekorelované výnosy $\text{Proj}[r_{t+k} r_t] = \mu$ | ----- |
| $f(r_t), \forall f(\bullet)$ | Martingálová hypotéza spravedlivá hra $E[r_{t+k} r_t] = \mu$ | Náhodná procházka 1,2 nezávislé výnosy $pdf(r_{t+k} r_t) = pdf(r_t)$ |

Martingálový model

Tento model vychází z teorie náhodných her a z definice spravedlivé hry, což je taková hra, jejíž podmínky neumožňují ani jednomu z hráčů zvolit herní strategii, která by byla apriori pravděpodobnostně výhodnější než herní strategie, které mají k dispozici ostatní hráči. Toto je také podstatou tzv. martingálu, což je diskretní stochastický proces $\{P_t\}$, pro který platí:

$$(4) \quad E[P_{t+1} | P_t, P_{t-1}, \dots, P_1] = P_t$$

nebo ekvivalentně

$$(5) \quad E[P_{t+1} - P_t | P_t, P_{t-1}, \dots, P_1] = 0$$

Jestliže P_t je cena aktiva v čase t , pak martingálová hypotéza udává, že nejlepším odhadem budoucí (zítřejší) ceny na základě kompletní známé řady historických cen

daného aktiva až do současnosti je současná (dnešní) cena. Jinak řečeno, očekávaná změna ceny daného aktiva na základě historických cen daného aktiva je nulová, z čehož plyne, že je stejně pravděpodobný růst ceny i pokles ceny. Pro předpovědi budoucích cen z martingálové hypotézy tedy plyne, že nejlepší předpovědí budoucí ceny je současná cena, přičemž nejlepší chápeme ve smyslu minimální střední čtvercové chyby (MSE).

Jiným důsledkem martingálové hypotézy je také nekorelovanost cenových změn ve všech nepřekrývajících se časových okamžicích, což vede k tomu, že selhávají všechny lineární metody technické analýzy pro predikci budoucích cen na základě historických cen. Martingál byl dlouho považován za nutnou podmínku efektivního kapitálového trhu a čím silněji bylo možno argumenty pro nezamítnutí martingálové hypotézy empiricky doložit, tím byl trh považován za efektivnější, tedy takový, kde jsou cenové změny generovány trhem zcela náhodně a nepředvídatelně.

Ukázalo se však, že martingál je pouze postačující, nikoliv nutnou podmínkou efektivnosti kapitálového trhu, protože i na standardních a efektivně fungujících kapitálových trzích se lze setkat s nenulovou autokorelací současných a minulých cen či výnosů. Tato skutečnost bývá vysvětlována např. institucionálními faktory na trhu jakou jsou transakční náklady či jiná burzovní pravidla omezující určitým způsobem obchodování nebo také různými frekvencemi obchodování s akciemi menších a větších společností. Předpokládá se, že akcie malých firem, které se obchodují zpravidla méně často, absorbují kurzotvorné informace s větším zpožděním ve srovnání s absorpcí kurzotvorných informací do cen akcií velkých firem, které se obchodují častěji, což může pak vést k nenulové autokorelaci zejména současných a minulých hodnot burzovních indexů, které zpravidla zahrnují oba typy akcií. Tyto skutečnosti vedly k tomu, že vznikl nový model popisující efektivní fungování kapitálového trhu a sice model náhodné procházky.

Model náhodné procházky – typu 1 (NP1)

Nejjednodušší verze hypotézy náhodné procházky předpokládá nezávislé a stejně rozdělené přírůstky cen a je dána rovnicí:

$$(6) \quad P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \approx IID(0, \sigma^2)$$

kde μ je očekávaná cenová změna (drift) a IID $(0, \sigma^2)$ značí, že ε_t je nezávislá a stejně rozdělená náhodná veličina se střední hodnotou 0 a rozptylem σ^2 . Z nezávislosti přírůstků $\{\varepsilon_t\}$ vyplývá, že náhodná procházka je také spravedlivá hra, ale v mnohem silnějším smyslu než martingál. Z nezávislosti plyne nejen, že přírůstky cen jsou nekorelované, ale že rovněž libovolné nelineární funkce přírůstků cen jsou nekorelované. Tato vlastnost je pak klíčová pro model, který nazýváme náhodná procházka typu 1.

Abychom základní myšlenku tohoto modelu více prohloubili, uvažujme následující tvary střední hodnoty a rozptylu ceny v čase t podmíněných počáteční cenou P_0 v čase 0:

$$(7) \quad E[P_t | P_0] = P_0 + \mu t$$

$$(8) \quad Var[P_t | P_0] = \sigma^2 t$$

kteří vychází z rekurzivního dosazování cen P_t do vzorce (6) a z předpokladu o nezávislosti a stejném rozdělení přírůstků cen. Ze vzorců (7) a (8) je pak patrné, že

náhodná procházka je nestacionární a že její podmíněná střední hodnota a rozptyl jsou lineární funkcí času.

Zabývejme se však ještě vztahem (6). Přijmeme-li předpoklad, že cenové přírůstky mají normální rozdělení, nebo-li že ε_t jsou IID s normálním rozdělením $N(0, \sigma^2)$, pak se vztahu (6) někdy také říká aritmetický Brownův pohyb. Tento distribuční předpoklad sice zjednodušuje mnoho statistických výpočtů týkajících se náhodné procházky, ale na druhou stranu z něho vyvozený důsledek, že i podmíněné distribuční rozdělení cen P_t je normální, vede k tomu, že vždy existuje kladná pravděpodobnost, že $P_t < 0$.

Abychom se tohoto nerealistického předpokladu zbavili, používá se přirozený logaritmus cen $p_t = \ln P_t$ a předpokládá se, že právě přirozený logaritmus cen p_t se chová jako náhodná procházka, kde přírůstky mají normální rozdělení, z čehož plyne vztah:

$$(9) \quad p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \approx IID, N(0, \sigma^2)$$

kteřý dále implikuje, že souvislá řada tržních výnosů na kapitálovém má IID normální rozdělení se střední hodnotou μ a rozptylem σ^2 .

Model náhodné procházky – typu 2 (NP2)

I přes eleganci a jednoduchost modelu náhodné procházky typu 1, je předpoklad stejně rozdělených přírůstků cen na kapitálovém trhu zejména v delším časovém období nepřijatelný. Ekonomické, politické, společenské, technologické a institucionální změny i právní a regulační rámec totiž ceny na kapitálovém trhu bezesporu ovlivňují a v delším časovém horizontu se tak parametry distribučního rozdělení cenových přírůstků a denních výnosů na kapitálovém trhu mění.

Upustíme-li od předpokladu stejného rozdělení přírůstků cen na kapitálovém trhu, ale i nadále zachováme předpoklad jejich nezávislosti, mluvíme o modelu náhodné procházky typu 2, kde náhodná procházka typu 1 je pochopitelně jejím speciálním případem. Náhodná procházka typu 2 nám však umožňuje modelovat i mnohem obecnější procesy tvorby cen na kapitálovém trhu. Jsou to například modely s měnícím se rozptylem přírůstků cen v čase, kde se předpokládá heteroskedasticita pro časovou řadu $\{\varepsilon_t\}$.

Přestože model náhodné procházky typu 2 má o něco slabší předpoklady než jeho varianta typu 1, uchoval si zajímavou interpretaci, ze které pak vycházejí i některé testovací nástroje, a sice že libovolnou transformaci přírůstků budoucích cen nelze predikovat pomocí jakékoliv transformace přírůstků minulých cen.

Model náhodné procházky – typu 3 (NP3)

Ještě obecnější verzí modelu náhodné procházky se stal model, který upouští i od nezávislosti a zahrnuje procesy se závislými, ale nekorelovanými, přírůstky cen na kapitálovém trhu. Takovýto model se pak nazývá náhodná procházka typu 3, přičemž modely typu 1 a 2 jsou jeho speciálním případem.

Příkladem procesu, který vyhovuje předpokladům modelu náhodné procházky typu 3, ale naopak nesplňuje předpoklady modelů typu 1 a 2 je např. proces, pro který platí:

$$(10) \quad Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0, \forall k \neq 0$$

a současně

$$(11) \quad \exists k \neq 0, \text{Cov}[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0$$

Takovýto proces má nekorelované přírůstky cen, které ale zjevně nejsou nezávislé, neboť druhé mocniny přírůstků jsou korelované (Campbell, Lo, MacKinlay 1997).

Užité testy efektivnosti

Test bodů zvratu

Jedním z velice často používaných neparametrických testů hypotézy náhodné procházky typu 1, tj. testů nezávislých na konkrétním i když v případě NP1 stále stejném distribučním rozdělení tržních výnosů, je tzv. test bodů zvratu.

Jeho nejjednodušší verze vychází z Brownova pohybu, který předpokládá, že logaritmy cen $p_t = \ln P_t$ se chovají jako NP1 bez očekávané cenové změny (driftu) μ

$$(12) \quad p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \approx IID(0, \sigma^2)$$

a dále definuje náhodné veličiny I_t následujícím způsobem:

$$(13) \quad \begin{aligned} I_t = 1, r_t &\equiv p_t - p_{t-1} > 0 \\ I_t = 0, r_t &\equiv p_t - p_{t-1} \leq 0 \end{aligned}$$

Samotný princip testu pak spočívá v porovnání frekvencí, tzv. sekvencí a zvratů, kde sekvence je vždy dvojice po sobě jdoucích tržních výnosů se stejným znaménkem, kladným či záporným, a zvrat je vždy dvojice po sobě jdoucích tržních výnosů s opačným znaménkem, tedy např. tržní pokles následovaný vzestupem nebo naopak tržní vzestup, po kterém přichází pokles. Pomocí veličin I_t lze počet sekvencí N_s a počet zvratů N_z v posloupnosti $n+1$ tržních výnosů r_1, \dots, r_{n+1} vyjádřit následujícím způsobem:

$$(14) \quad \begin{aligned} N_s &= \sum_{t=1}^n Y_t, Y_t \equiv [I_t I_{t+1} + (1-I_t)(1-I_{t+1})] \\ N_z &= n - N_s \end{aligned}$$

Jestliže se logaritmy cen skutečně chovají jako NP1 bez driftu a jestliže rozšíříme předpoklady o symetričnost rozdělení náhodných přírůstků ε_t , pak za platnosti hypotézy platí, že pravděpodobnost sekvence či zvratu v jakékoliv dvojici po sobě jdoucích tržních výnosů r_t je stejná, tudíž že poměr N_s / N_z označovaný jako Cowles-Jonesův CJ poměr by se měl přibližně rovnat 1. O něco sofistikovaněji může být CJ poměr interpretován jako konzistentní odhad poměru pravděpodobnosti sekvence π_s a pravděpodobnosti zvratu $1-\pi_s$, odtud:

$$(15) \quad \overline{CJ} = \frac{N_s}{N_z} = \frac{N_s/n}{N_z/n} = \frac{\overline{\pi_s}}{1-\overline{\pi_s}} \xrightarrow{pst} \frac{\pi_s}{1-\pi_s} = CJ = \frac{1/2}{1/2} = 1$$

přičemž se jedná o konvergenzi v pravděpodobnosti. Během zkoumání mnoha historických časových řad tržních výnosů se však ukázalo, že CJ poměr je velice často průkazně větší než 1, což podle Cowlese a Jonese svědčí o určité struktuře v cenách akcií, která může být vysvětlena různými např. institucionálními faktory.

Je tedy třeba opustit předpoklad nulové očekávané cenové změny (driftu), který teoretickou hodnotu poměru CJ silně ovlivňuje. Budeme-li totiž drift, ať už pozitivní či negativní uvažovat, je jasné, že pro NP1 bude poměr CJ vždy převyšovat hodnotu 1, protože výskyt sekvencí je v takovém případě pravděpodobnější než výskyt zvrátů. Pro ilustraci tedy předpokládejme, že logaritmy cen $p_t = \ln P_t$ se chovají jako NP1 s driftem μ a náhodné přírůstky ε_t mají normální rozdělení se střední hodnotou 0 a rozptylem σ^2 (viz vztah 9). Pak je také indikátor I_t vychýlen ve směru driftu:

$$(16) \quad \begin{aligned} I_t &= 1, \text{ s } \text{př.} \pi \\ I_t &= 0, \text{ s } \text{př.} 1 - \pi \end{aligned}$$

kde

$$(17) \quad \pi = P(r_t > 0) = \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right)$$

přičemž $r_t = p_t - p_{t-1}$ a Φ je distribuční funkce normálního rozdělení $N(0,1)$. Je-li drift kladný, pak je pravděpodobnost $\pi > 1/2$, je-li drift záporný, je pravděpodobnost $\pi < 1/2$. Za těchto podmínek lze Cowles-Jonesův poměr CJ vyjádřit následujícím vztahem:

$$(18) \quad CJ = \frac{\pi^2 + (1-\pi)^2}{2\pi(1-\pi)} \geq 1$$

Za platnosti hypotézy NP1 lze pak odvodit, že CJ má následující asymptoticky normální rozdělení:

$$(19) \quad \overline{CJ} \approx N\left(\frac{\pi_s}{1-\pi_s}, \frac{\pi_s(1-\pi_s) + 2(\pi^3 + (1-\pi)^3 - \pi_s^2)}{n(1-\pi_s)^4}\right)$$

kde $\pi_s = \pi^2 + (1-\pi)^2$.

Run test

Dalším velice používaným testem pro hypotézu NP1 je tzv. run test, který zkoumá v posloupnosti tržních výnosů počet sekvencí bezprostředně se opakujících kladných výnosů nebo záporných výnosů, tzv. kladných a záporných runů. Např. použijeme-li indikátor I_t definovaný vztahem (13), mohou se v posloupnosti tržních výnosů vyskytovat základní sekvence v pořadí 1001110100, což zahrnuje 3 kladné runy (o délkách 1, 3, 1) a 3 záporné runy (o délkách 2,1,2), tedy celkem 6 runů, ale lze si představit také posloupnost tržních výnosů se základními sekvencemi 0000011111, kde se vyskytují 1 záporný run (o délce 5) a 1 kladný run (také o délce 5), tedy celkem pouze 2 runy.

Abychom mohli sestavit a použít nějaký test pro hypotézu NP1, je třeba zjistit jaké je distribuční rozdělení počtu runů N_r v posloupnosti n tržních výnosů.

Použitím kombinatoriky a multinomického rozdělení lze speciálně pro náš případ NP1 odvodit, že očekávaná střední hodnota počtu runů v posloupnosti tržních výnosů o délce n je následující:

$$(20) \quad E[N_r] = 2n\pi(1-\pi) + \pi^2 + (1-\pi)^2$$

kde π značí pravděpodobnost, že indikátor I_t definovaný vztahem (13) je roven 1.

Lze si všimnout, že vztah (20) nabývá maxima rovnému $(n+1)/2$ pro $\pi = 0,5$ což odpovídá variantě NP1 bez driftu, zatímco v případě přítomnosti driftu, ať už kladného či záporného, očekávaná střední hodnota počtu runů vždy klesne pod toto maximum. Abychom si udělali představu o citlivosti $E[N_r]$ vůči driftu, poslouží nám data z následující tabulky:

| n | μ | π | $E[N_r]$ |
|------|-------|-------|----------|
| 1000 | 0 | 0,500 | 500,5 |
| 1000 | 2 | 0,538 | 497,6 |
| 1000 | 4 | 0,576 | 489,1 |
| 1000 | 6 | 0,612 | 475,2 |
| 1000 | 8 | 0,648 | 456,5 |
| 1000 | 10 | 0,683 | 433,6 |
| 1000 | 12 | 0,716 | 407,2 |
| 1000 | 14 | 0,748 | 378,1 |
| 1000 | 16 | 0,777 | 347,3 |
| 1000 | 18 | 0,804 | 315,5 |
| 1000 | 20 | 0,830 | 283,5 |

kde drift μ nabývá hodnot 0%, ..., 20% a $\sigma = 21\%$ TAB 2

Za platnosti hypotézy NP1 lze pak odvodit asymptoticky normální statistiku z s rozdělením $N(0,1)$, která má následující tvar:

$$(21) \quad z = \frac{N_r + \frac{1}{2} - 2n\pi(1-\pi)}{2\sqrt{n\pi(1-\pi)[1-3\pi(1-\pi)]}} \approx N(0,1)$$

Test podílem rozptylů

Tento test je v určitých modifikacích aplikovatelný na všechny druhy hypotézy náhodné procházky a vychází ze základní myšlenky, že pokud časová řada přirozených logaritmů cen má skutečně splňovat hypotézu náhodné procházky, pak rozptyl jejich q -tých diferencí musí přímo úměrně růst s řádem difference q . Podíl rozptylů $VR(q)$ je definován takto:

$$(22) \quad VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}$$

kde $\sigma^2(q)$ je rozptyl q -tých diferencí dělený q a $\sigma^2(1)$ je rozptyl prvních diferencí, přesněji (Lo a MacKinlay, 1989):

$$(23) \quad \sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (\ln P_t - \ln P_{t-q} - q\hat{\mu})^2$$

$$(24) \quad \sigma^2(1) = \frac{1}{(nq-1)} \sum_{t=1}^{nq} (\ln P_t - \ln P_{t-1} - \hat{\mu})^2$$

přičemž

$$m = q(nq - q + 1)\left(1 - \frac{q}{nq}\right)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (\ln P_{nq} - \ln P_0)$$

a P_0 , P_{nq} jsou první a poslední pozorování časové řady cen.

Za platnosti hypotézy náhodné procházky by se tedy podíl rozptylů $VR(q)$ měl blížit jedné, z čehož byly odvozeny dvě testové statistiky $z(q)$ a $z'(q)$ v závislosti na tom, zda uvažujeme pro ε_t ze vzorce (12) homoskedasticitu (konstantní rozptyl), což koresponduje s hypotézou NP1 či heteroskedasticitu (variabilní rozptyl), což koresponduje s hypotézou NP2 či NP3. Vzorce testových statistik $z(q)$ a $z'(q)$, jež by obě za platnosti hypotézy měly asymptoticky odpovídat standardnímu normálnímu rozdělení $N(0,1)$, vypadají následovně:

$$(25) \quad z(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\Phi(q)}} \approx N(0,1)$$

kde

$$(26) \quad \begin{aligned} \Phi(q) &= \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)} \\ z'(q) &= \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\Phi'(q)}} \approx N(0,1) \end{aligned}$$

kde

$$\Phi'(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j)$$

a

$$\hat{\delta}(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{nq} (\ln P_t - \ln P_{t-1} - \hat{\mu})^2 (\ln P_{t-j} - \ln P_{t-j-1} - \hat{\mu})^2}{\sum_{t=1}^{nq} [(\ln P_t - \ln P_{t-1} - \hat{\mu})^2]^2}$$

Technicky je zamítnutí hypotézy, že podíl rozptylů je roven 1, ať už pro kterékoliv časové zpoždění, dostatečně významné pro zamítnutí hypotézy náhodné procházky. Nicméně lze také posuzovat všechna časová zpoždění dohromady a uvažovat jediný interval spolehlivosti pro maximální hodnotu testové statistiky přes všechna časová zpoždění (podrobněji viz Stolin, Ury 1979), což může přinést trošku odlišný pohled na danou problematiku. Při použití testové statistiky $z(q)$ nesmíme rovněž zapomínat, že je odvozena pro hypotézu NP1 a je tedy třeba dodatečně otestovat, že přírůstky logaritmu cen ε_t jsou IID. Naopak při použití statistiky $z'(q)$ nám stačí jejich nezávislost či dokonce pouze nekorelovanost.

Výsledky testování slabé formy efektivnosti trhu

Pro samotné testování slabé formy efektivnosti jsme použili týdenní a měsíční data pro zkoumané burzovní trhy v České republice, v Polsku, v Maďarsku, na Slovensku a také ve Spojených státech, kde je trh obecně považován za vysoce efektivní a měl by být jakýmsi „benchmarkem“, což jsem se snažili prakticky rovněž ověřit a potvrdit. Za nejvýstižnější indikátory, které uvedené trhy souhrnně popisují, lze považovat hlavní burzovní indexy pro zvolené trhy, tedy konkrétně indexy PX 50, WIG, BUX, SAX a DJIA.

Kromě závěrečných týdenních a měsíčních hodnot uvedených indexů vstupují do výpočtů také jejich závěrečné měsíční hodnoty přepočítané na dolarovou bázi dle v té době platných kurzovních lístků, což hraje důležitou roli vzhledem k možným portfoliovým investicím zahraničních investorů na zkoumaných trzích a může to obohatit výsledky zkoumání efektivnosti daných trhů z pohledu zahraničních investorů, samozřejmě za předpokladu, že nebudeme uvažovat transakční náklady vznikající např. směnnými relacemi.

Veškerá vstupní data i podrobné propočty jednotlivých testů, lze nalézt na příloženém CD. Výpočty byly vždy prováděny zaprvé pro období zhruba od roku 1993 (přesnější údaje uváděny v jednotlivých sumarizačních tabulkách) až do srpna 2004 a v přílohách se jedná o všechny tabulky případně grafy označené A, zadruhé pro období od ledna 1998 až do srpna 2004, kdy lze již na všech uvažovaných středoevropských trzích předpokládat určitou stabilizaci počtu obchodovaných titulů i stabilizaci legislativně-technických procesů obchodování, v přílohách jsou příslušné tabulky a grafy označené B.

Test bodů zvratu

Veškeré propočty tohoto jednoduše aplikovatelného základního neparametrického testu zejména pro hypotézu NP1 lze nalézt na příloženém CD v souborech BODY_ZVRATU.xls, jejich výsledkovou prezentaci pak v tabulkách č.1 a č.2. V datech nebyl uvažován drift μ , z čehož tedy plyne, že Cowles-Jonesův poměr by se neměl statisticky významně lišit od hodnoty 1. Z výsledků je patrné, že tuto hypotézu podle očekávání nejlépe splňuje americký trh, na kterém ji nemusíme zamítnout ani pro týdenní ani pro měsíční výnosová data. Naopak na ostatních trzích (Polsko, Maďarsko, Slovensko) musíme hypotézu vždy buď pro týdenní nebo měsíční výnosy zamítnout, pro český trh pak

dokonce pro oba dva druhy výnosů. Pokud test aplikujeme na měsíční dolarové výnosy, tak dojde k posunu na maďarském trhu, kde testová statistika z pohledu zahraničních investorů dosahuje daleko příznivějších hodnot a trh v Maďarsku se tak alespoň podle tohoto ukazatele může zahraničním investorům z pohledu jeho efektivnosti jevit daleko příznivěji než domácím investorům. Tento závěr by nemusel být až tak překvapivý, zvážíme-li fakt, že hned v úvodu transformačního procesu v Maďarsku došlo během privatizace – na rozdíl třeba od České republiky – k rozprodeji velkých podniků zahraničním investorům. Nicméně snad s výjimkou amerického trhu nelze na základě tohoto testu vyslovit nějaké hlubší závěry, a to vzhledem k jeho poměrně značné citlivosti jednak na drift μ v datech, který nebyl uvažován a jednak na stejné rozdělení dat. Dobře je však patrné např. z tabulky č.1/B zlepšení výsledků testu při jeho aplikaci na období B od roku 1998.

Run test

Druhým z použitých a de facto hodně podobným neparametrickým testem je vedle testu bodů zvratu, tzv. run test, který rovněž popisuje Anděl 1985 či Levene 1952. Výpočty lze stejně jako v předchozím případě nalézt v souborech BODY_ZVRATU.xls na příloženém CD, výsledky pak v tabulkách č.3 a č.4. I tentokrát se potvrdilo, že nejlepších výsledků dosahuje americký trh, zatímco nejhůře vzhledem k zamítnutí hypotézy NP1 bez driftu μ pro týdenní i měsíční data je na tom trh český. Dobře si tentokrát vedl rovněž trh slovenský, pro který se hypotéza ani v jednom z případů nezamítá. Z pohledu zahraničních investorů testové statistiky, podobně jako v předchozím případě u testu bodů zvratu, dosahují lepších ukazatelů pro maďarský trh. Při aplikaci testu na kratší období B je zejména pro lokální výnosy (tabulka č.3/B) patrné zlepšení hodnot testových statistik. Znovu je ale třeba upozornit, že také run test vykazuje poměrně značnou citlivost jednak na drift μ v datech a jednak na stejné rozdělení dat a pro vyslovení nějakých hlubších a přesvědčivých závěrů bohužel nemůže být příliš průkazný.

Test podílem rozptylů

Na rozdíl od předchozích testů nám test podílem rozptylů, který ve svých výzkumech aplikovali např. Ayadi, Pyun (1994) nebo Urrutia (1995), umožňuje poměrně snadno zapracovat do testových statistik také drift μ na druhou stranu je alespoň v základní variantě pro test hypotézy NP1 dosti závislý na parametrech rozdělení výnosových dat, respektive na jejich normalitě. Podrobnou výpočetní aplikaci tohoto testu lze nalézt v souborech VAR_RAT_TEST na příloženém CD, prezentaci výsledků pak v tabulkách č. 5, č. 6 a č. 7.

V tabulce č. 5 jsou uvedeny výsledky testu pro měsíční výnosy v lokální měně a pro uvažovaná zpoždění 3, 6, 9 a 12 měsíců. Na CD lze pak nalézt výsledky pro všechna zpoždění z intervalu [3...12]. Uvažujeme-li každé zpoždění nezávisle a předpokládáme-li homoskedasticitu časové řady ε_t (viz vzorec 6), dostaneme směs poměrně odlišných výsledků pro každý z uvažovaných trhů. Technicky zamítnutí hypotézy, že podíl rozptylů je roven 1, ať už pro kterékoliv časové zpoždění, je dostatečně významné pro zamítnutí hypotézy NP1. V našem případě by se tak dalo usuzovat na dva trhy vykazující slabou formu efektivnosti, a sice velice přesvědčivě trh americký a vedle něj také trh maďarský. Nicméně rovněž bylo v teoretické části tohoto článku uvedeno, že při posuzování všech časových zpoždění dohromady a při uvažování jediného intervalu spolehlivosti pro maximální hodnotu testové statistiky přes všechna časová zpoždění, zjistíme, že hypotézu NP1 bychom nezamítali ani pro trh český a slovenský a jediným trhem, kde bychom hypotézu naopak zamítli, by zůstal trh polský.

Třebaže tedy minimálně pro americký a maďarský trh můžeme najít určitou statistickou podporu pro slabou formu efektivnosti trhu, je třeba se podívat na možné

důvody zamítnutí hypotézy NP1 v ostatních případech. Patří mezi ně především heteroskedasticita, jejíž přítomnost v časových řadách ε_t (ze vzorce 6) by mohla být zejména pro trhy ve střední Evropě vysvětlena postupným zvyšováním tržní kapitalizace, stále častějším obchodováním a netradičními zásahy do kap. trhu v podobě přímého prodeje státních podniků do rukou soukromníků jako jedné z forem privatizace. Všechny tyto uvedené skutečnosti mohou vést k různě frekventovaným cenovým pohybům na kapitálovém trhu za jednotku času, a tudíž k variabilnímu (nekonstantnímu) rozptylu v časových řadách výnosů. Pokud se podíváme na tabulku č. 5/B pro pozdější období, kde nedochází k zamítnutí hypotézy NP1 ani v jednom z případů, mohli bychom na postupnou stabilizaci trhů usuzovat.

V každém případě je třeba uvažovat i druhou testovou statistiku $z'(q)$, která je vůči heteroskedasticitě v datech odolná a jejíž hodnoty se v tabulce č. 5 pro měsíční výnosy v lokálních měnách nacházejí v hranatých závorkách. Připustíme-li tuto reálně odůvodnitelnou alternativu, zjistíme, že hypotézu NP2 nezamítáme pro žádný ze zkoumaných kapitálových trhů ani pro období A, ani pro období B.

Provedeme-li podobné výpočty pro týdenní výnosy v lokálních měnách a uvažujeme-li zpoždění 1, 2, 3 a 6 měsíců (respektive 4, 8, 13 a 26 týdnů) s tím, že výsledky pro ostatní zpoždění z intervalu [2...26] týdnů jsou opět k dispozici na příloženém CD v souborech VAR_RAT_TEST.xls, z tabulky č.6 zjistíme, že hypotézu NP1 za předpokladu homoskedasticity dat na všech zkoumaných trzích kromě amerického zamítáme, pro období B zamítáme hypotézu pouze pro český trh. Pokud však opět připustíme z výše uvedených důvodů heteroskedasticitu, dospějeme k tomu, že hypotézu NP2 na žádném ze zkoumaných trhů nezamítáme.

Připustíme-li vnější (zahraniční) portfoliové investice, pak dostáváme výsledky testu hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů pro měsíční dolarové výnosy v tabulce č. 7. Srovnáme ji s tabulkou č. 5, ve které jsme zkoumali také měsíční výnosy, ale v lokálních měnách. Za předpokladu homoskedasticity došlo k posunu na polském trhu, kde tentokrát hypotézu NP1 nezamítáme, jinak k žádným podstatným změnám v období A nedošlo, pro kratší období je naopak zajímavé, že se výsledky zhoršily pro slovenský trh. Připustíme-li heteroskedasticitu, zjistíme, že hypotézu NP2 opět nezamítáme ani na jednom ze zkoumaných trhů ani pro jedno ze zkoumaných období.

Hlavním nedostatkem testu hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů zejména pro variantu, která předpokládá homoskedasticitu, je však jeho citlivost na normalitu časové řady ε_t (viz vzorec 6), což je v praxi při splnění tohoto předpokladu ekvivalentní normalitě výnosů. Tu bylo tedy třeba dodatečně otestovat, výsledky pro týdenní a měsíční výnosy v lokální měně přináší tabulka č. 8 a pro měsíční dolarové výnosy pak tabulka č. 9. Pomocí studentizovaného rozpětí lze poměrně snadno vyčíst, že data předpoklad normality ani v jednom z uvažovaných případů kromě amerického trhu, který tak znovu potvrdil svoji vlastnost „benchmarku“, nesplňují. Patrné je však zlepšení testových statistik prakticky u všech trhů pro kratší období B. Je tedy vidět, že je skutečně třeba více se zaměřit na v praxi reálnější variantu připouštějící heteroskedasticitu, která není na normalitu dat tolik citlivá a poskytuje nám poměrně dobrou statistickou evidenci pro nezamítnutí hypotézy NP2 a větší podporu pro tvrzení, že kromě amerického, kde je to poměrně jasné, i český, polský, maďarský a slovenský kapitálový trh vykazují alespoň slabou formu efektivnosti trhu.

Závěr

Použité statistické nástroje, výpočty a z nich získané výsledky víceméně potvrzují všeobecně vnímaný fakt týkající se vyspělosti a efektivnosti amerického kapitálového trhu. Dovolujeme si tvrdit, že americký trh vykazuje minimálně slabou formu efektivnosti,

a to i s vědomím toho, že chování celého trhu bylo pro zjednodušení ztotožněno podobně jako u ostatních trhů s chováním hlavního burzovního indexu, v tomto případě DJIA.

I přes některé dosti omezující předpoklady u některých testů (např. výnosová data bez driftu, normalita dat) však nelze slabou formu efektivnosti jednoznačně zamítnout pro žádný ze zkoumaných trhů, a pokud bychom se podívali na poměrně robustní test podílem rozptylů, lze se u středoevropských burzovních trhů skutečně přiklonit k názoru, že současné ceny v sobě odrážejí veškeré minulé cenové pohyby a že tedy prosté užití technické analýzy nemůže pomoci investorům na těchto trzích k nějakým nadměrným výnosům, a to ani při uvažování zahraničních portfoliových investic.

Velice průkazné je pak zlepšení testových statistik, pokud jsme analýzu prováděli na datech začínajících až od roku 1998, z čehož se dá poměrně jednoznačně vyvodit a usuzovat, že ke stabilizaci a tedy ke zlepšení informační efektivnosti na středoevropských burzách skutečně dochází.

Pokud bychom měli říci do jaké míry, tak je z výsledků vidět, že americký trh je, co se týká informační efektivnosti, stále ještě vyspělejší než středoevropské trhy, ale rozdíl se postupem času smazává pravděpodobně tím, jak postupuje zavádění standardních burzovních technicko-legislativní procesů a jak se obecně ve společnosti např. s rozvojem Internetu a informačních technologií zrychluje a zpřesňuje distribuce informačních toků.

Naše zkoumání nám tedy dalo poměrně jasné odpovědi na tři otázky vytyčené v úvodu. Zajímavým námětem pro další zkoumání by pak bylo pokusit se podobně zmapovat a otestovat střední formu efektivnosti středoevropských burzovních trhů, např. v závislosti na informační množině relevantních makroekonomických ukazatelů, případně aplikovat metody ne pouze na hlavní akciové indexy, ale i na některé vybrané hlavní obchodované tituly.

Literatura

- Anděl, J.: Matematická statistika. SNTL/ALFA, Praha, 1985.
- Ayadi, O.F.– Pyun, C.S.: An Application of Variance Ratio Test to the Korean Securities Market. *Journal of Banking and Finance*, 1994/18, p. 643-658.
- Burza cenných papírů Praha, a.s. (BCPP): Ročenka / Fact Book 2004. Praha, 2004.
- Campbell, J.Y.– Lo, A.W.– MacKinlay, A.C.: *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, New Jersey, USA, 1997
- Fama, E.: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 1970/25, p. 383-417.
- Filer, R.K.– Hanousek, J.: The Extent of Efficiency in Central European Equity Markets. CERGE-EI Working Paper 104, Praha, 1996.
- Hanousek, J.– Filer, R.K.: Informational Efficiency in Central European Equity Markets: The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Prices. CERGE-EI Working Paper 108, Praha, 1996.
- Jones, C.P.: *Investments: Analysis and Management*. John Wiley & Sons, Inc., New York, 1991.
- Levene, H.: On the Power Function of Tests of Randomness Based on Runs Up and Down. *Annals of Mathematical Statistics*, 1952/23, p. 34-56.
- Lo, A.W.– MacKinlay, A.C.: The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Econometrics*, 1989/40, p. 203-238.

Stolin, M.R.– Ury, H.K.: Tables of the Studentized Maximum Modulus Distribution and an Application to Multiple Comparisons Among Means. *Technometrics*, 1979, No.1, p. 87-93.

Urrutia, J.L.: Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets. *The Journal of Financial Research*, 1995, No.3, p. 299-309.

Vošvrda, M.– Filáček, J.– Kapička, M.: The Efficient Market Hypothesis Testing on the Prague Stock Exchange. *Bulletin of the Czech Econometric Society*, 1998, Vol.5, Issue 7, p. 55-67.

Dále bylo čerpáno z následujících oficiálních internetových stránek burz cenných papírů v daných zemích:

Česká republika: www.pse.cz

Slovenská republika: www.bsse.sk

Maďarsko: www.bse.hu

Polsko: www.wse.com.pl

Příloha - souhrn empirických testů

Tabulka č.1/A:

| Test bodů zvratu (lokální indexy) | | | | | | | | | | |
|-----------------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | Maďarsko | | Polsko | | ČR | | SR | | USA | |
| | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. Výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos |
| Počet zvrátů | 334 | 66 | 313 | 78 | 227 | 54 | 268 | 55 | 296 | 72 |
| Poč. sekvencí | 377 | 96 | 383 | 81 | 344 | 76 | 302 | 75 | 310 | 66 |
| CJ poměr | 1,13 | 1,45 | 1,22 | 1,04 | 1,52 | 1,41 | 1,13 | 1,36 | 1,05 | 0,92 |
| Počet pozorování | 711 | 162 | 696 | 159 | 571 | 130 | 570 | 130 | 606 | 138 |
| Z-score | 1,72 | 2,90* | 2,95* | 0,24 | 6,16* | 2,33* | 1,52 | 2,08* | 0,58 | -0,49 |

Tabulka č.1/B:

| Test bodů zvratu (lokální indexy) | | | | | | | | | | |
|-----------------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | Maďarsko | | Polsko | | ČR | | SR | | USA | |
| | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. Výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos |
| Počet zvrátů | 180 | 32 | 169 | 38 | 147 | 38 | 173 | 35 | 163 | 40 |
| Poč. sekvencí | 166 | 46 | 177 | 40 | 199 | 40 | 173 | 43 | 183 | 38 |
| CJ poměr | 0,92 | 1,44 | 1,05 | 1,05 | 1,35 | 1,05 | 1,00 | 1,23 | 1,12 | 0,95 |
| Počet pozorování | 346 | 78 | 346 | 78 | 346 | 78 | 346 | 78 | 346 | 78 |
| Z-score | -0,72 | 1,94 | 0,44 | 0,23 | 3,29* | 0,23 | 0,00 | 1,02 | 1,14 | -0,22 |

Z-score = (CJ poměr - 1) / (4/N)^{1/2}, za předpokladu $\pi=1/2$

* statisticky významně odlišné od 0 na hladině 5%

Tabulka č.2/A:

| Test bodů zvratu (dolarové indexy) | | | | | |
|------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Maďarsko | Polsko | ČR | SR | USA |
| | Měsíční USD výnosy | Měsíční USD výnosy | Měsíční USD výnosy | Měsíční USD výnosy | Měsíční USD výnosy |
| Počet zvrátů | 60 | 62 | 52 | 53 | 72 |
| Poč. sekvencí | 73 | 71 | 78 | 76 | 66 |
| CJ poměr | 1,22 | 1,15 | 1,50 | 1,43 | 0,92 |
| Počet pozorování | 133 | 133 | 130 | 129 | 138 |
| Z-score | 1,25 | 0,84 | 2,86* | 2,47* | -0,49 |

Tabulka č.2/B:

| Test bodů zvratu (dolarové indexy) | | | | | | | | | | |
|------------------------------------|----------------|-----|----------------|-----|----------------|-----|----------------|-----|----------------|-----|
| | Maďarsko | | Polsko | | ČR | | SR | | USA | |
| | Měsíční výnosy | USD | Měsíční výnosy | USD | Měsíční výnosy | USD | Měsíční výnosy | USD | Měsíční výnosy | USD |
| Počet zvrátů | 52 | | 50 | | 44 | | 43 | | 62 | |
| Poč. sekvencí | 60 | | 62 | | 65 | | 65 | | 55 | |
| CJ poměr | 1,15 | | 1,24 | | 1,48 | | 1,51 | | 0,89 | |
| Počet pozorování | 112 | | 112 | | 109 | | 108 | | 117 | |
| Z-score | 0,81 | | 1,27 | | 2,49* | | 2,66* | | -0,61 | |

Z-score = (CJ poměr - 1) / (4/N)^{1/2}, za předpokladu $\pi=1/2$

* statisticky významně odlišné od 0 na hladině 5%

Tabulka č.3/A:

| Run test (lokální indexy) | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|--|
| | Maďarsko | | Polsko | | ČR | | SR | | USA | | |
| | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | |
| Počet runů | 335 | 67 | 314 | 79 | 228 | 55 | 269 | 56 | 297 | 73 | |
| Očekávaný počet runů. | 356,50 | 82,00 | 349,00 | 80,50 | 286,50 | 66,00 | 286,00 | 66,00 | 304,00 | 70,00 | |
| Počet pozorování | 712 | 163 | 697 | 160 | 572 | 131 | 571 | 131 | 607 | 139 | |
| Z-score | -1,54 | -2,19* | -2,58* | -0,08 | -4,81* | -1,75 | -1,34 | -1,57 | -0,49 | 0,68 | |

Tabulka č.3/B:

| Run test (lokální indexy) | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|--|
| | Maďarsko | | Polsko | | ČR | | SR | | USA | | |
| | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | |
| Počet runů | 181 | 33 | 170 | 39 | 148 | 39 | 174 | 36 | 164 | 41 | |
| Očekávaný počet runů. | 174,00 | 40,00 | 174,00 | 40,00 | 174,00 | 40,00 | 174,00 | 40,00 | 174,00 | 40,00 | |
| Počet pozorování | 347 | 79 | 347 | 79 | 347 | 79 | 347 | 79 | 347 | 79 | |
| Z-score | 0,86 | -1,35 | -0,32 | 0,00 | -2,68* | 0,00 | 0,11 | -0,68 | -0,97 | 0,45 | |

Z-score = (2*počet runů + 1 - N)/N^{1/2}, za předpokladu $\pi=1/2$

* statisticky významně odlišné od 0 na hladině 5%

Tabulka č.4/A:

| Run test (dolarové indexy) | | | | | | | | | | |
|----------------------------|----------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|
| | Maďarsko | | Polsko | | ČR | | SR | | USA | |
| | Měsíční | USD | Měsíční | USD | Měsíční | USD | Měsíční | USD | Měsíční | USD |
| | výnosy | | výnosy | | výnosy | | výnosy | | výnosy | |
| Počet runů | 61 | | 63 | | 53 | | 54 | | 73 | |
| Očekávaný počet runů. | 67,50 | | 67,50 | | 66,00 | | 65,50 | | 70,00 | |
| Počet pozorování | 134 | | 134 | | 131 | | 130 | | 139 | |
| Z-score | -0,95 | | -0,60 | | -2,10* | | -1,84 | | 0,68 | |

Tabulka č.4/B:

| Run test (dolarové indexy) | | | | | | | | | | |
|----------------------------|----------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|
| | Maďarsko | | Polsko | | ČR | | SR | | USA | |
| | Měsíční | USD | Měsíční | USD | Měsíční | USD | Měsíční | USD | Měsíční | USD |
| | výnosy | | výnosy | | výnosy | | výnosy | | výnosy | |
| Počet runů | 33 | | 37 | | 33 | | 30 | | 41 | |
| Očekávaný počet runů. | 40,00 | | 40,00 | | 40,00 | | 40,00 | | 40,00 | |
| Počet pozorování | 79 | | 79 | | 79 | | 79 | | 79 | |
| Z-score | -1,35 | | -0,45 | | -1,35 | | -2,03* | | 0,45 | |

Z-score = $(2 \cdot \text{počet runů} + 1 - N) / N^{1/2}$, za předpokladu $\pi=1/2$

* statisticky významně odlišné od 0 na hladině 5%

Tabulka č.5/A:

| Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (Měsíční výnosy) Podíl rozptylů (z – předpoklad homoskedasticity) [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě] | | | | | |
|---|--------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Zpoždění | Maďarsko | Polsko | ČR | SR | USA |
| q=3 | 1,06 (0,55) [0,13] | 1,23 (1,96) [0,31] | 1,36 (2,74)* [0,43] | 1,41 (3,18)* [0,48] | 0,92 (-0,67) [-0,11] |
| q=6 | 1,14 (0,73) [0,16] | 1,54 (2,78)* [0,43] | 1,03 (0,16) [0,02] | 1,00 (-0,02) [-0,00] | 0,85 (-0,73) [-0,12] |
| q=9 | 1,27 (1,10) [0,24] | 1,85 (3,41)* [0,54] | 1,01 (0,03) [0,01] | 0,77 (-0,83) [-0,16] | 0,88 (-0,44) [-0,07] |
| q=12 | 1,36 (1,22) [0,27] | 2,15 (3,88)* [0,62] | 1,10 (0,30) [0,05] | 0,79 (-0,65) [-0,14] | 0,99 (-0,04) [-0,01] |
| max z(q=3..12) | (1,22) | (3,88)* | (2,74) | (3,18) | (-0,76) |
| max z'(q=3..12) | [0,27] | [0,62] | [0,43] | [0,48] | [-0,12] |

Tabulka č.5/B:

| Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (Měsíční výnosy) Podíl rozptylů (z – předpoklad homoskedasticity) [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě] | | | | | |
|---|----------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|
| Zpoždění | Maďarsko | Polsko | ČR | SR | USA |
| q=3 | 0,93 (-0,42) [-0,12] | 0,96 (-0,25) [-0,09] | 0,95 (-0,30) [-0,07] | 1,20 (1,19) [0,26] | 0,90 (-0,57) [-0,12] |
| q=6 | 0,83 (-0,62) [-0,17] | 0,96 (-0,15) [-0,05] | 0,97 (-0,11) [-0,03] | 1,32 (1,13) [0,25] | 0,78 (-0,79) [-0,17] |
| q=9 | 0,76 (-0,69) [-0,20] | 0,90 (-0,28) [-0,09] | 1,03 (0,09) [0,02] | 1,50 (1,39) [0,32] | 0,80 (-0,56) [-0,12] |
| q=12 | 0,72 (-0,67) [-0,20] | 0,87 (-0,30) [-0,09] | 1,12 (0,30) [0,07] | 1,52 (1,23) [0,29] | 0,82 (-0,41) [-0,09] |
| max z(q=3..12) | (-0,69) | (-0,34) | (-0,30) | (1,40) | (-0,79) |
| max z'(q=3..12) | [-0,20] | [-0,10] | [-0,07] | [0,32] | [-0,17] |

* podíl rozptylů se na 5% statistické hladině významnosti liší od 1, proto zamítáme hypotézu náhodné procházky

Tabulka č.6/A:

| Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (Týdenní výnosy) Podíl rozptylů (z – předpoklad homoskedasticity) [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě] | | | | | |
|---|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Zpoždění | Maďarsko | Polsko | ČR | SR | USA |
| q=4 | 1,33 (4,76)* [0,40] | 1,28 (3,89)* [0,21] | 1,62 (7,92)* [0,71] | 1,71 (9,13)* [0,77] | 0,94 (-0,85) [-0,07] |
| q=8 | 1,57 (5,14)* [0,46] | 1,44 (3,95)* [0,23] | 2,08 (8,74)* [0,87] | 2,11 (8,95)* [0,87] | 0,85 (-1,21) [-0,10] |
| q=13 | 1,59 (4,00)* [0,37] | 1,70 (4,73)* [0,29] | 2,18 (7,18)* [0,77] | 2,26 (7,65)* [0,85] | 0,80 (-1,29) [-0,11] |
| q=26 | 1,65 (3,05)* [0,30] | 2,10 (5,06)* [0,33] | 1,82 (3,43)* [0,39] | 1,54 (2,25)* [0,29] | 0,75 (-1,07) [-0,10] |
| max z(q=2..26) | (5,30)* | (5,06)* | (8,76)* | (9,13)* | (-1,87) |
| max z'(q=2..26) | [0,48] | [0,33] | [0,87] | [0,91] | [-0,14] |

Tabulka č.6/B:

| Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (Týdenní výnosy) Podíl rozptylů (z – předpoklad homoskedasticity) [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě] | | | | | |
|---|----------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|----------------------------|
| Zpoždění | Maďarsko | Polsko | ČR | SR | USA |
| q=4 | 1,15 (1,51) [0,18] | 1,14 (1,35) [0,10] | 1,33 (3,32)* [0,38] | 1,01 (0,06) [0,01] | 0,95 (-0,53) [-0,06] |
| q=8 | 1,31 (1,93) [0,24] | 1,22 (1,41) [0,12] | 1,47 (2,96)* [0,38] | 1,05 (0,32) [0,04] | 0,87 (-0,82) [-0,09] |
| q=13 | 1,15 (0,72) [0,10] | 1,27 (1,29) [0,11] | 1,42 (2,03)* [0,28] | 1,12 (0,59) [0,08] | 0,77 (-1,10) [-0,13] |
| q=26 | 0,98 (-0,05) [-0,01] | 1,24 (0,78) [0,07] | 1,43 (1,41) [0,21] | 1,26 (0,85) [0,14] | 0,67 (-1,07) [-0,13] |
| max z(q=2..26) | (2,10) | (1,41) | (3,32) | (0,85) | (-1,36) |
| max z'(q=2..26) | [0,26] | [0,12] | [0,40] | [0,14] | [-0,14] |

* podíl rozptylů se na 5% statistické hladině významnosti liší od 1, proto zamítáme hypotézu náhodné procházky

Tabulka č.7/A:

| Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (Měsíční dolarové výnosy) Podíl rozptylů (z – předpoklad homoskedasticity) [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě] | | | | | |
|--|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Zpoždění | Maďarsko | Polsko | ČR | SR | USA |
| q=3 | 0,93 (-0,51) [-0,13] | 1,05 (0,35) [0,06] | 1,27 (2,01)* [0,35] | 1,43 (3,28)* [0,50] | 0,92 (-0,67) [-0,11] |
| q=6 | 0,89 (-0,53) [-0,13] | 0,95 (-0,22) [-0,03] | 0,96 (-0,16) [-0,03] | 0,92 (-0,39) [-0,07] | 0,85 (-0,73) [-0,12] |
| q=9 | 0,97 (-0,11) [-0,03] | 0,71 (-1,06) [-0,16] | 1,00 (0,01) [0,00] | 0,93 (-0,26) [-0,05] | 0,88 (-0,44) [-0,07] |
| q=12 | 1,07 (0,22) [0,05] | 0,64 (-1,10) [-0,17] | 1,11 (0,34) [0,06] | 1,04 (0,12) [0,03] | 0,99 (-0,04) [-0,01] |
| max z(q=3..12) | (-0,78) | (-1,10) | (2,01) | (3,28) | (-0,76) |
| max z'(q=3..12) | [-0,19] | [-0,17] | [0,35] | [0,50] | [-0,12] |

Tabulka č.7/B:

| Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (Měsíční dolarové výnosy) Podíl rozptylů (z – předpoklad homoskedasticity) [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě] | | | | | |
|--|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Zpoždění | Maďarsko | Polsko | ČR | SR | USA |
| q=3 | 0,89 (-0,67) [-0,22] | 0,88 (-0,72) [-0,26] | 0,88 (-0,74) [-0,19] | 1,36 (2,12)* [0,41] | 0,90 (-0,57) [-0,12] |
| q=6 | 0,77 (-0,81) [-0,24] | 0,71 (-1,04) [-0,35] | 0,87 (-0,46) [-0,12] | 1,80 (2,88)* [0,57] | 0,78 (-0,79) [-0,17] |
| q=9 | 0,78 (-0,63) [-0,19] | 0,64 (-1,00) [-0,32] | 1,01 (0,03) [0,01] | 2,31 (3,67)* [0,74] | 0,80 (-0,56) [-0,12] |
| q=12 | 0,77 (-0,54) [-0,16] | 0,60 (-0,96) [-0,30] | 1,18 (0,44) [0,11] | 2,69 (4,00)* [0,82] | 0,82 (-0,41) [-0,09] |
| max z(q=3..12) | (-0,94) | (-1,04) | (-0,74) | (4,00)* | (-0,79) |
| max z'(q=3..12) | [-0,29] | [-0,35] | [-0,19] | [0,82] | [-0,17] |

* podíl rozptylů se na 5% statistické hladině významnosti liší od 1, proto zamítáme hypotézu náhodné procházky

Tabulka č.8/A:

| Distribuce výnosů na kapitálových trzích | | | | | | | | | | |
|--|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | Maďarsko BUX | | Polsko WIG | | ČR PX-50 | | SR SAX | | USA DJIA | |
| | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos |
| Průměr | 0,35% | 1,5% | 0,46% | 2,0% | 0,15% | 0,7% | 0,12% | 0,5% | 0,19% | 0,8% |
| Směrodat. odchylka | 3,9% | 9,6% | 5,5% | 13,3% | 3,5% | 9,3% | 4,2% | 10,8% | 2,2% | 4,4% |
| Šikmost (Skewness) | -0,77* | 0,01 | 0,07 | 0,96* | 1,15* | 0,92* | 2,95* | 3,02* | -0,75* | -0,75* |
| Špičatost (Kurtosis) | 9,70* | 5,47* | 4,80* | 5,78* | 10,98* | 4,78* | 31,15* | 21,68* | 4,42* | 1,49* |
| Max výnos | 15,4 | 46,1 | 27,2 | 72,2 | 30,3 | 45,3 | 47,5 | 75,8 | 8,1 | 10,1 |
| Min výnos | -33,0 | -44,7 | -29,4 | -43,5 | -14,1 | -26,4 | -20,5 | -36,9 | -15,4 | -16,4 |
| Studentiz. rozpětí | 12,4** | 9,4** | 10,3** | 8,7** | 12,7** | 7,7** | 16,1** | 10,5** | 10,4** | 6,0 |
| Počet pozorování | 712 | 163 | 697 | 160 | 572 | 131 | 571 | 131 | 607 | 139 |
| Období pozorování | 1/91-8/04 | | 4/91-8/04 | | 9/93-8/04 | | 9/93-8/04 | | 1/93-8/04 | |

$$\text{výnos} = 100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$$

standard error (S.E.) šikmosti počítána jako $[6/N]^{1/2}$

standard error (S.E.) špičatosti počítána jako $[24/N]^{1/2}$

N počet pozorování

Studentizované rozpětí = (Max výnos – Min výnos)/ směr. odchylka

* statisticky významně odlišná od 0 na hladině 5%

** Student. rozpětí větší než 6 značí zamítnutí hypotézy normality dat na hladině 5%

Tabulka č.8/B:

| Distribuce výnosů na kapitálových trzích | | | | | | | | | | |
|--|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | Maďarsko BUX | | Polsko WIG | | ČR PX-50 | | SR SAX | | USA DJIA | |
| | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos | Týd. výnos | Měs. výnos |
| Průměr | 0,12 % | 0,6% | 0,14% | 0,6% | 0,14% | 0,7% | 0,04% | 0,4% | 0,07% | 0,3% |
| Směrodat. odchylka | 4,3% | 9,0% | 3,6% | 8,3% | 3,0% | 7,6% | 3,2% | 6,1% | 2,6% | 5,0% |
| Šikmost (Skewness) | - 1,33* | -1,79* | -0,49* | -0,90* | -0,17 | -0,57* | 0,68* | 0,46 | -0,73* | -0,60* |
| Špičatost (Kurtosis) | 11,28 * | 6,90* | 3,09* | 3,28* | 1,58* | 1,85* | 4,22* | 1,40* | 3,60* | 1,03 |
| Max výnos | 14,5 | 17,0 | 12,0 | 18,8 | 11,6 | 20,5 | 18,8 | 22,4 | 8,1 | 10,1 |
| Min výnos | -33,0 | -44,7 | -19,2 | -35,1 | -14,1 | -26,4 | -9,7 | -15,6 | -15,4 | -16,4 |
| Studentiz. rozpětí | 11,1* * | 6,8** | 8,6** | 6,5** | 8,4** | 6,1** | 9,0** | 6,2** | 9,0** | 5,3 |
| Počet pozorování | 347 | 79 | 347 | 79 | 347 | 79 | 347 | 79 | 347 | 79 |
| Období pozorování | 1/98-8/04 | | 1/98-8/04 | | 1/98-8/04 | | 1/98-8/04 | | 1/98-8/04 | |

$$\text{výnos} = 100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$$

standard error (S.E.) šikmosti počítána jako $[6/N]^{1/2}$

standard error (S.E.) špičatosti počítána jako $[24/N]^{1/2}$

N počet pozorování

Studentizované rozpětí = (Max výnos – Min výnos)/ směr. odchylka

* statisticky významně odlišná od 0 na hladině 5%

** Student. rozpětí větší než 6 značí zamítnutí hypotézy normality dat na hladině 5%

Tabulka č.9/A:

| Distribuce dolarových výnosů na kapitálových trzích | | | | | |
|---|-------------------|-------------------|-------------------|----------------|----------------|
| | Maďarsko BUX | Polsko WIG | ČR PX-50 | SR SAX | USA DJIA |
| | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy |
| Průměr | 1,4% | 0,9% | 0,8% | 0,5% | 0,8% |
| Směrodat. odchylka | 10,4% | 12,5% | 9,8% | 11,0% | 4,4% |
| Šikmost (Skewness) | -0,40 | -0,34 | 0,48* | 2,85* | -0,75* |
| Špičatost (Kurtosis) | 4,92* | 2,39* | 4,03* | 20,18* | 1,49* |
| Max výnos | 43,2 | 35,2 | 45,1 | 76,5 | 10,1 |
| Min výnos | -48,2 | -43,7 | -34,4 | -36,8 | -16,4 |
| Studentiz. rozpětí | 8,8* | 6,3* | 8,1* | 10,3* | 6,0 |
| Počet pozorování | 134 | 134 | 131 | 130 | 139 |
| Období pozorování | 7/93-8/04 | 7/93-8/04 | 10/93-8/04 | 11/93-8/04 | 1/93-8/04 |

$$\text{výnos} = 100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$$

standard error (S.E.) šikmosti počítána jako $[6/N]^{1/2}$

standard error (S.E.) špičatosti počítána jako $[24/N]^{1/2}$

N počet pozorování

Studentizované rozpětí = (Max výnos – Min výnos)/ směr. odchylka

* statisticky významně odlišná od 0 na hladině 5%

** Student. rozpětí větší než 6 značí zamítnutí hypotézy normality dat na hladině 5%

Tabulka č.9/B:

| Distribuce dolarových výnosů na kapitálových trzích | | | | | |
|---|----------------|-------------------|-------------------|----------------|----------------|
| | Maďarsko BUX | Polsko WIG | ČR PX-50 | SR SAX | USA DJIA |
| | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy | Měsíční výnosy |
| Průměr | 0,7% | 0,6% | 1,1% | 0,4% | 0,3% |
| Směrodat. odchylka | 9,9% | 9,9% | 8,6% | 6,6% | 5,0% |
| Šikmost (Skewness) | -1,75* | -1,17* | -1,00* | 0,23 | -0,60* |
| Špičatost (Kurtosis) | 6,57* | 4,04* | 3,23* | 0,72 | 1,03 |
| Max výnos | 20,5 | 20,6 | 20,7 | 21,9 | 10,1 |
| Min výnos | -48,2 | -43,7 | -34,4 | -14,9 | -16,4 |

| | | | | | |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Studentiz. rozpětí | 6,9* | 6,5* | 6,4* | 5,5 | 5,3 |
| Počet pozorování | 79 | 79 | 79 | 79 | 79 |
| Období pozorování | 1/98-8/04 | 1/98-8/04 | 1/98-8/04 | 1/98-8/04 | 1/98-8/04 |

$v\acute{y}nos = 100 * \ln(P_t / P_{t-1})$

standard error (S.E.) šikmosti počítána jako $[6/N]^{1/2}$

standard error (S.E.) špičatosti počítána jako $[24/N]^{1/2}$

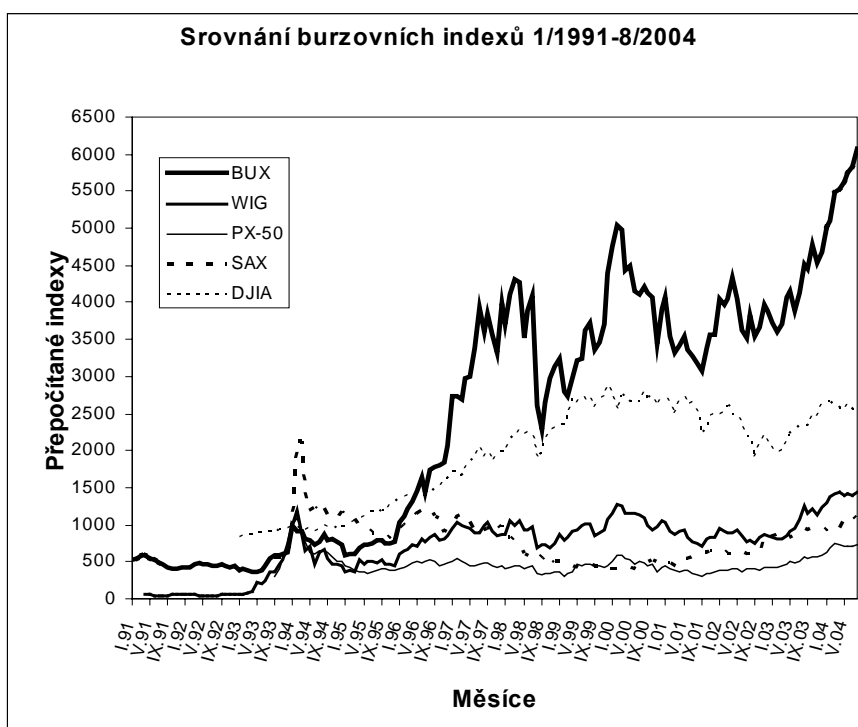
N počet pozorování

Studentizované rozpětí = (Max výnos – Min výnos) / směr. odchylka

* statisticky významně odlišná od 0 na hladině 5%

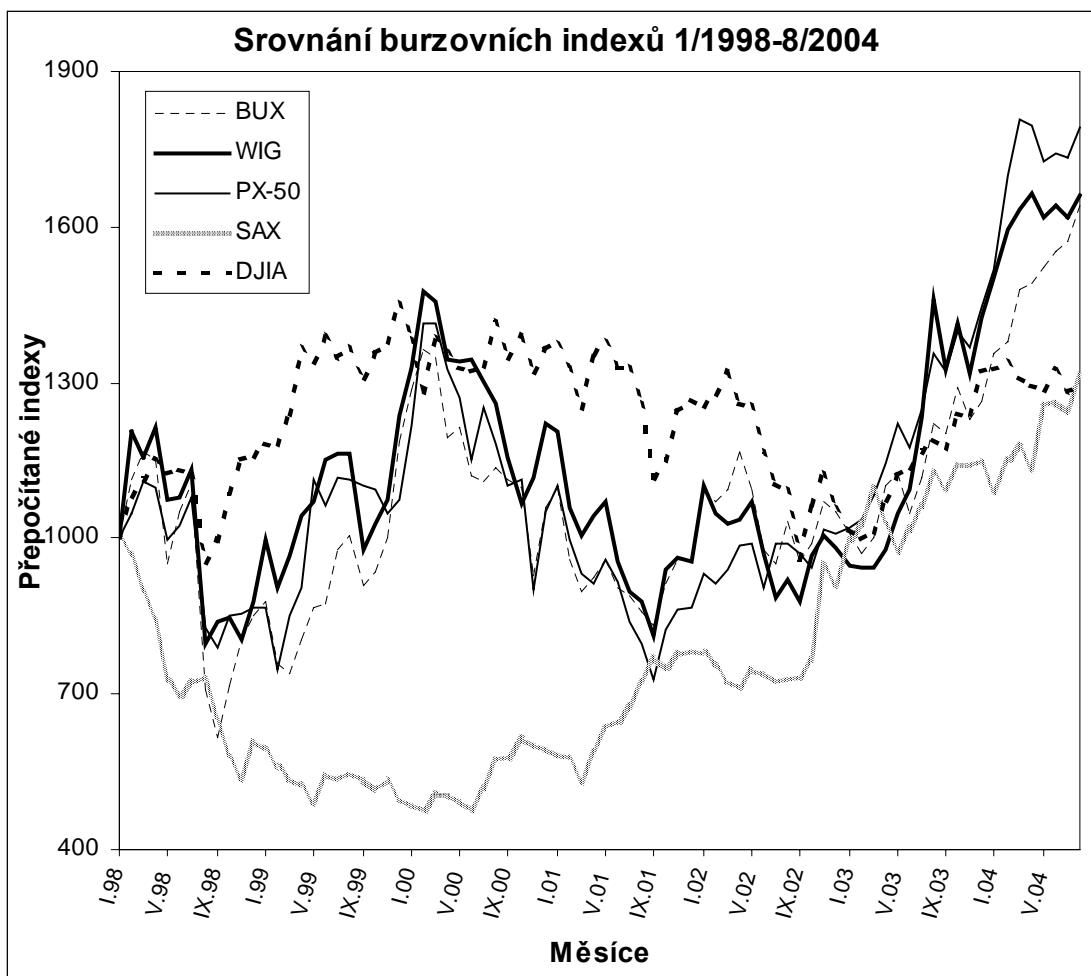
** Student. rozpětí větší než 6 značí zamítnutí hypotézy normality dat na hladině 5%

Graf č.1/A:

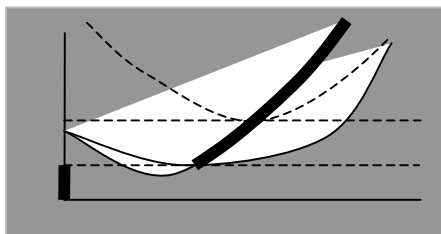


Poznámka: Všechny indexy byly pro srovnání přepočítány na společnou výchozí závěrečnou hodnotu 1000 bodů v lednu 1994.

Graf č.1/B:



Poznámka: Všechny indexy byly pro srovnání přepočítány na společnou výchozí závěrečnou hodnotu 1000 bodů v lednu 1998.



Dosud vyšlo :

1. Michal Hlaváček : *Modely difuze technologií*
2. Tomáš Cahlík : *Analýza ekonomického výzkumu*
3. Vladimír Benáček: : *Autentický soukromý sektor v transitivity ekonomice: příspěvek ke hledání kořenů a alternativ českého kapitalismu*
4. Milan Sojka : *Alternativní scénáře transformační strategie československé ekonomiky na počátku 90. let a jejich teoretická východiska*
5. Jiří Hlaváček, Michal Hlaváček : *Optimum výrobce v odvětví s nikdy neklesajícími výnosy z rozsahu*
6. František Turnovec : *The Czech Republic on its Way to the European Union*
7. Lubomír Mlčoch : *Ekonomie důvěry*
8. Luděk Urban : *Zásady společné obchodní politiky a důsledky jejich přijetí pro českou ekonomiku*
9. Jan Ámos Víšek : *Export z ČR do EU a mimo EU*
10. Miloslav S. Vošvrda : *On Martingale Diffusions in Financial Markets*
11. František Turnovec : *Flexible Integration and the Excessive Deficit Procedure in the EMU*
12. Jiří Hlaváček, Michal Hlaváček : *Byl proces eliminace podniků ozdravnou procedurou pro české hospodářství konce 90. let?*
13. Karel Půlpán: *Hospodářský vývoj Španělska jako inspirace pro Českou republiku.*
14. Jiří Hlaváček, Michal Hlaváček : *Ekonomicky racionální altruismus*
15. Jiří Kameníček : *Nástroje pro popis nestandardního ekonomického chování, aplikace teorie lidského kapitálu*
16. Jiří Hlaváček : *Redistribuce : projev lidských preferencí a společenských potřeb*
17. Silvester van Koten: *Transaction Cost Economics: Basic Concepts and Extensions*
18. Hlaváček J., Hlaváček M.: *Ekonomická racionalita donátora a důvěra k příjemci dotace*
19. Vladimír Benáček , Víšek Jan Ámos: *Determining Factors of Competitiveness of Trade and Specialization of Czech Industrial Sector before the EU Accession*
20. Milan Sojka, *Postkeynesovská teorie peněz, peněžní a úvěrová politika a postavení centrální banky*
21. Milan Sojka, *Alternativní scénáře transformační strategie československé ekonomiky na počátku 90. let a jejich teoretická východiska*
22. František Turnovec, *Economic Research and Education in the Czech Republic 1989-2000*
23. Jiří Hlaváček , Michal Hlaváček : *Petrohradský paradox*
24. František Turnovec : *Evaluation of National, Political and Institutional Influence in Consultation, Cooperation and Co-decision Procedures of the EU Decision Making*
25. Karel Půlpán: *Rakouský poválečný vývoj*
26. Ondřej Schneider : *European Pension Systems and the EU Enlargement*
27. Martin Gregor: *Mancur Olson redivivus, „Vzestup a pád národů“ a současné společenské vědy”*
28. Martin Gregor: *Mancur Olson's Addendum to New Keynesianism: Wage Stickiness Explained*
29. Patrik Nový : *Olsonova teorie hospodářského cyklu ve světle empirie: návrh alternativního metodologického přístupu*
30. Ondřej Schneider: *Veřejné rozpočty v ČR v 90. letech 20. století – kořeny krize*
31. Michal Ježek: *Mikroanalýza reformy českého důchodového systému*
32. Michal Hlaváček: *Efektivnost porízení a předávání informace mezi privátními subjekty s pozitivně-externální vazbou*
33. Tomáš Richter: *Zástavní právo k podniku z pohledu teorie a praxe dluhového financování*
34. Vladimír Benáček: *Rise of an Authentic Private Sector in an Economy of Transition: De Novo Enterprises and their Impact on the Czech Economy*
35. Tomáš Cahlík, Soňa Pokutová, Ctirad Slavík: *Human Capital Mobility*
36. Tomáš Cahlík, Jakub Sovina: *Konvergence a soutěžní výhody ČR*
37. Ondřej Schneider, Petr Hedbávný: *Fiscal Policy: Too Political?*
38. Jiří Havel: *Akcionářská demokracie „Czech made“*
39. Jiří Hlaváček, Michal Hlaváček: *K mikroekonomickému klimatu v ČR na začátku 21.století: kartel prodávajících pohonných hmot? (případová studie)*
40. Karel Janda: *Credit Guarantees in a Credit Market with Adverse Selection*
41. Lubomír Mlčoch: *Společné dobro pro ekonomiku: národní, evropské, globální*
42. Karel Půlpán: *Hospodářský vývoj Německa jako inspirace pro Česko*

43. *Milan Sojka: Czech Transformation Strategy and its Economic Consequences: A Case of an Institutional Failure*
44. *Luděk Urban: Lisabonská strategie, její hlavní směry a nástroje.*
45. *Jiří Hlaváček, Michal Hlaváček: Models of Economically Rational Donators*
46. *Karel Kouba, Ondřej Vychodil, Jitka Roberts: Privatizace bez kapitálu.*
47. *František Turnovec: Economic Research in the Czech Republic: Entering International Academic Market*
48. *František Turnovec, Jacek W. Mercik, Mariusz Mazurkiewicz: Power Indices: Shapley-Shubik or Penrose-Banzhaf?*
49. *Vladimír Benáček: Current Account Developments in Central, Baltic and South-Eastern Europe in the Pre-enlargement Period in 2002-2003*
50. *Vladimír Benáček: External Financing and FDI in Central, Baltic and South-Eastern Europe during 2002-2003*
51. *Tomáš Cahlík, Soňa Pokutová, Ctirad Slavík: Human Capital Mobility II*



Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd,
Institut ekonomických studií [UK FSV – IES] Praha 1, Opletalova 26.
E-mail : ies@inbox.fsv.cuni.cz <http://ies.fsv.cuni.cz>