

# Informační efektivnost burzovních trhů ve střední Evropě

Karel DIVIŠ\* – Petr TEPLÝ\*\*

## 1. Úvod

Smyslem a cílem tohoto článku je navázat na některé předchozí výzkumné práce, např. (Hanousek – Filer, 1996), (Vošvrda – Filáček – Kapička, 1998), a za pomoci standardních nástrojů statistické analýzy otestovat základní znaky informační efektivnosti současných burzovních trhů ve střední Evropě, konkrétně v České republice, Polsku, Maďarsku a na Slovensku, a pokusit se najít odpovědi na následující otázky:

1. Vykazují uvedené středoevropské burzy alespoň základní rysy informační efektivnosti, případně do jaké míry?
2. Zlepšuje se v průběhu času informační efektivnost na uvedených burzovních trzích?
3. Jak vzdálené jsou charakteristiky uvedených středoevropských trhů od vyspělého amerického trhu?

V závěru bychom rádi zmiňované trhy na základě výsledků našeho zkoumání porovnali a pokusili se najít odpověď na otázku, zda se trhy ve středoevropském regionu postupně konsolidují.

## 2. Informační efektivnost v prostředí kapitálového trhu

Teorie efektivnosti (někdy také 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.

Formálněji lze toto definovat tak, že kapitálový trh je vzhledem k určité množině informací efektivní, jestliže při prozrazení těchto informací všem účastníkům trhu nedojde ke změně cen akcií. A ještě jinak řečeno: obchodováním s akciemi na základě těchto informací nelze docílit nadměrného ekonomického výnosu. Podle konkrétního určení množiny informací se pak rozlišují tři následující klasické definice efektivnosti kapitálového trhu:

Kapitálový trh dosahuje **slabé formy efektivnosti**, jestliže aktuální

---

\* IES FSV UK (divis@mbox.fsv.cuni.cz)

\*\* IES FSV UK a Československá obchodní banka, a. s. (teply@mbox.fsv.cuni.cz)

Článek vznikl za podpory grantu GAČR č. 402/05/2123 „Efektivnost na finančních trzích a Nová basilejská dohoda“.

kurzy zahrnují všechny informace obsažené v jejich historických časových řadách. Takováto forma efektivnosti vede k tomu, že relativní změny kurzů splňují hypotézu náhodné procházky a budoucí kurzový pohyb tudíž na základě historických burzovních dat nelze předpovídat. Jinými slovy, použití technické analýzy k predikci pak v tomto případě není racionálně nijak podloženo ani zdůvodněno.

***Střední forma efektivnosti*** znamená, že aktuální kurzy v sobě zahrnují nejen historická data (tedy vykazují slabou formu efektivnosti), ale mají v sobě navíc obsaženy i všechny veřejně dostupné informace.

Kapitálový trh dosahuje ***silné formy efektivnosti***, jestliže aktuální kurzy v sobě zahrnují všechny informace, 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 obchodním 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:

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

kde  $\Phi_t$  je příslušná informační množina v čase  $t$ .

Jinými slovy: nejlepším odhadem budoucí ceny akcie je její současná tržní cena.

### 3. Modely pro testování efektivnosti

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

#### 3.1 Model náhodné procházky – typu 1 (NP1)

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

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

kde  $P_t$  je cena v čase  $t$ ,  $p_t = \ln P_t$ ,  $\mu$  je očekávaná cenová změna (drift),  $p_{t-1} = \ln P_{t-1}$  a *IID* (*independent identical distributed*) značí, že  $\varepsilon_t$  je nezávislá a stejně rozdělená náhodná veličina. Pro případ normálního rozdělení se střední hodnotou 0 a rozptylem  $\sigma^2$  pak hovoříme o tzv. Brownově pohybu, který dále implikuje, že souvislá řada tržních výnosů na kapitálovém trhu má *IID* normální rozdělení se střední hodnotou  $\mu$  a rozptylem  $\sigma^2$ .

### 3.2 Model náhodné procházky – typu 2 (NP2)

I přes eleganci a jednoduchost modelu náhodné procházky typu 1 není předpoklad stejně rozdělených přírůstků cen na kapitálovém trhu zejména v delším časovém období příliš reálný. 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 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  $\{\varepsilon_t\}$ .

### 3.3 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 přírůstků cen na kapitálovém trhu. Takovýto model se 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 nějž platí:

$$\text{Cov}[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0, \forall k \neq 0 \quad (3)$$

a současně

$$\exists k \neq 0, \text{Cov}[\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2] \neq 0 \quad (4)$$

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

## 4. Testy efektivnosti

### 4.1 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 ((více např. (Campbell – Lo – MacKinlay, 1997)).

### 4.2 Run test

Dalším často používaným testem pro hypotézu NP1 je tzv. run test, který zkoumá v posloupnosti tržních výnosů počet sekvencí bezprostředně se opa-

kujících kladných nebo záporných výnosů, tzv. kladných a záporných runů. Podrobnější informace o run testu lze nalézt v (Levene, 1952) nebo (Anděl, 1985). Test bodů zvratu a run test jsou zcela ekvivalentní, liší se pouze definicí testové statistiky.

### 4.3 Test podílem rozptylů

Tento test – viz např. (Ayadi – Pyun, 1994) nebo (Urrutia, 1995) – 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:

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} \quad (5)$$

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

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (\ln P_t - \ln P_{t-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (6)$$

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{(nq-1)} \sum_{t=1}^{nq} (\ln P_t - \ln P_{t-1} - \hat{\mu})^2 \quad (7)$$

přičemž

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

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

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

Za platnosti hypotézy náhodné procházky by se tedy podíl rozptylů  $VR(q)$  měl blížit jedné; z toho byly odvozeny dvě testové statistiky  $z(q)$  a  $z'(q)$  v závislosti na tom, zda uvažujeme pro  $\varepsilon_t$  ze vzorce (2) 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:

$$z(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\Phi(q)}} \approx N(0,1) \quad (8)$$

kde

$$\Phi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)}$$

$$z'(q) = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\Phi'(q)}} \approx N(0,1) \quad (9)$$

kde

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

a

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

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 trochu odlišný pohled na danou problematiku. Při použití testové statistiky  $z(q)$  nesmíme rovněž zapomínat, že je odvozena pro hypotézu NP1, a tedy je třeba dodatečně otestovat, zda přírůstky logaritmů cen  $\varepsilon_t$  jsou IID. Naopak při použití statistiky  $z'(q)$  postačuje jejich nezávislost, či dokonce pouze nekorelovanost.

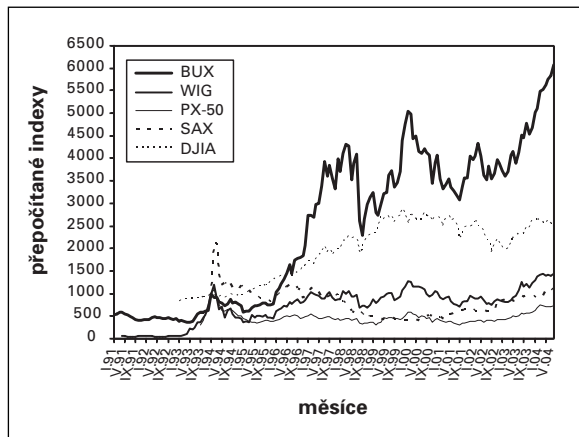
## 5. Výsledky testování slabé formy efektivity trhu

Vzhledem k rozsahu tohoto článku a k síle jednotlivých testů uvádíme z výsledků pouze test podílem rozptylů, který má pro zodpovězení vznesených otázek nejvyšší vypovídací schopnost.

### 5.1 Použitá data

Pro samotné testování slabé formy efektivity 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“; i to jsme 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 – viz graf 1.

GRAF 1 Srovnání burzovních indexů 1/1991 až 8/2004



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

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

## 5.2 Test podílem rozptylů

Na rozdíl od testu bodů zvratu a od run testu test podílem rozptylů – ve svých výzkumech ho aplikovali např. Ayadi a Pyun (1994) nebo Urrutia (1995) – umožňuje poměrně snadno zapracovat do testových statistik také drift  $\mu$ , jeho nevýhodou je naopak alespoň v základní variantě pro test hypotézy NP1 jeho závislost na parametrech rozdělení výnosových dat, resp. na jejich normalitě.

Uvažujeme-li každé zpoždění nezávisle a předpokládáme-li homoskedasticitu časové řady  $\varepsilon_t$  (viz vzorec (2)), dostaneme pro týdenní výnosy z období cca 9/93–8/04 s uvažovanými zpožděními 1, 2, 3 a 6 měsíců (přesněji 4, 8, 13 a 26 týdnů) poměrně jednoznačné výsledky. Zatímco na středoevropských trzích hypotézu zamítáme, u amerického trhu lze usuzovat, že vykazuje slabou formu efektivity. Technicky je zamítnutí hypotézy, že podíl rozptylů je roven 1, a to ať už pro kterékoliv časové zpoždění, dostatečně významné pro zamítnutí hypotézy NP1. Při posuzování všech časových zpoždění z intervalu 2–26 týdnů dohromady a při uvažování jediného intervalu spolehlivosti pro maximální hodnotu testové statistiky přes všechna časová zpoždění zjistíme, že hypotézu NP1 opět zamítáme pro středoevropské trhy a nezamítáme pro trh americký (viz *tabulka 1*).

TABULKA 1 Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů  
(týdenní výnosy: 9/93–8/04)

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 $z(q = 2..26)$ max. $z'(q = 2..26)$	(5,30)* [0,48]	(5,06)* [0,33]	(8,76)* [0,87]	(9,13)* [0,91]	(-1,87) [-0,14]

vysvětlivky: (z – předpoklad homoskedasticity); (z' – odolnost vůči heteroskedasticitě)

poznámka: \* Podíl rozptylů se na 5% statistické hladině významnosti liší od 1; proto zamítáme hypotézu náhodné procházky.

Určitou statistickou podporu pro slabou formu efektivnosti trhu jsme tedy našli pouze pro americký trh. Prozkoumat však musíme i možné důvody zamítnutí hypotézy NP1 u ostatních trhů. Patří mezi ně především heteroskedasticita, jejíž přítomnost v časových řadách  $\varepsilon_t$  (ze vzorce (2)) by mohla být zejména pro trhy ve střední Evropě vysvětlena postupným zvyšováním tržní kapitalizace, stále častějším obchodováním a netradičními zásahy do kapitálového 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.

V každém případě je třeba uvažovat i druhou testovou statistiku  $z'(q)$ , která je vůči heteroskedasticitě v datech odolná a jejíž hodnoty se v příslušných tabulkách nacházejí v hranatých závorkách. V takovém případě lze pak z tabulky 1 vyčíst, že hypotézu slabé formy efektivnosti nezamítáme pro žádný ze zkoumaných trhů.

Provedeme-li tyto výpočty pro týdenní výnosy v lokálních měnách, ale pouze v kratším období 1/98–08/04 (viz tabulka 2), zjistíme, že hypotézu NP1 za předpokladu homoskedasticity dat zamítáme pouze pro český trh. Pokud opět připustíme z výše uvedených důvodů heteroskedasticitu, dospějeme k tomu, že hypotézu slabé formy efektivnosti nezamítáme na žádném ze zkoumaných trhů.

Připustíme-li vnější (zahraniční) portfoliové investice, pak dostáváme výsledky testu hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů pro měsíční dolarové výnosy z období 9/93–8/04 – viz tabulka 3.

Pokud jsme tyto výsledky pro měsíční dolarové výnosy srovnali s měsíčními výnosy v lokálních měnách pro dané období (příslušnou tabulku v tomto článku neuvádíme), došlo za předpokladu homoskedasticity k posunu na

TABULKA 2 Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (týdenní výnosy: 1/98–8/04)

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 $z(q = 2..26)$ max. $z'(q = 2..26)$	(2,10) [0,26]	(1,41) [0,12]	(3,32) [0,40]	(0,85) [0,14]	(-1,36) [-0,14]

vysvětlivky: (z – předpoklad homoskedasticity); [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě]

poznámka: \* Podíl rozptylů se na 5% statistické hladině významnosti liší od 1; proto zamítáme hypotézu náhodné procházky.

TABULKA 3 Testy hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů (měsíční dolarové výnosy: 9/93–8/04)

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 $z(q = 3..12)$ max. $z'(q = 3..12)$	(-0,78) [-0,19]	(-1,10) [-0,17]	(2,01) [0,35]	(3,28) [0,50]	(-0,76) [-0,12]

vysvětlivky: (z – předpoklad homoskedasticity); [z' – odolnost vůči heteroskedasticitě]

poznámka: \* Podíl rozptylů se na 5% statistické hladině významnosti liší od 1; proto zamítáme hypotézu náhodné procházky.

polském trhu, kde tentokrát hypotézu NP1 nezamítáme; jinak k žádným podstatným změnám nedošlo. Pro kratší období 1/98–08/04 je naopak zajímavé, že se výsledky zhoršily pro slovenský trh. Připustíme-li heteroskedasticitu, zjistíme, že hypotézu slabé formy efektivnosti opět nezamítáme ani na jednom ze zkoumaných trhů ani pro jedno ze dvou zkoumaných období.



TABULKA 4 Distribuce měsíčních dolarových výnosů na kapitálových trzích

	Maďarsko BUX		Polsko WIG		ČR PX-50		SR SAX		USA DJIA	
období pozorování	7/93–8/04	1/98–8/04	7/93–8/04	1/98–8/04	10/93–8/04	1/98–8/04	11/93–8/04	1/98–8/04	1/93–8/04	1/98–8/04
průměr (v %)	1,4	<b>0,7</b>	0,9	<b>0,6</b>	0,8	<b>1,1</b>	0,5	<b>0,4</b>	0,8	<b>0,3</b>
směrodatná odchylka (v %)	10,4	<b>9,9</b>	12,5	<b>9,9</b>	9,8	<b>8,6</b>	11,0	<b>6,6</b>	4,4	<b>5,0</b>
šikmost	-0,40	<b>-1,75*</b>	-0,34	<b>-1,17*</b>	0,48*	<b>-1,00*</b>	2,85*	<b>0,23</b>	-0,75*	<b>-0,60*</b>
špičatost	4,92*	<b>6,57*</b>	2,39*	<b>4,04*</b>	4,03*	<b>3,23*</b>	20,18*	<b>0,72</b>	1,49*	<b>1,03</b>
max. výnos	43,2	<b>20,5</b>	35,2	<b>20,6</b>	45,1	<b>20,7</b>	76,5	<b>21,9</b>	10,1	<b>10,1</b>
min. výnos	-48,2	<b>-48,2</b>	-43,7	<b>-43,7</b>	-34,4	<b>-34,4</b>	-36,8	<b>-14,9</b>	-16,4	<b>-16,4</b>
studentizované rozpětí	8,8*	<b>6,9*</b>	6,3*	<b>6,5*</b>	8,1*	<b>6,4*</b>	10,3*	<b>5,5</b>	6,0	<b>5,3</b>
počet pozorování	134	<b>79</b>	134	<b>79</b>	131	<b>79</b>	130	<b>79</b>	139	<b>79</b>

poznámky: 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

vysvětlivky: \* statisticky významně odlišná od 0 na hladině 5 %

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

Hlavním nedostatkem testu hypotézy náhodné procházky podílem rozptylů zejména pro variantu, která předpokládá homoskedasticitu, je však jeho citlivost na normalitu časové řady  $\varepsilon_t$  (viz vzorec (2)), což je v praxi při splnění tohoto předpokladu ekvivalentní normalitě výnosů. Tu bylo tedy třeba dodatečně otestovat; výsledky pro měsíční dolarové výnosy přináší *tabulka 4*.

Pomocí studentizovaného rozpětí lze poměrně snadno z tabulky vyčíst, že data měsíčních dolarových výnosů pro období 9/93–8/04 (vždy první sloupec tabulky pro danou zemi) předpoklad normality ani v jednom z uvažovaných případů – kromě amerického trhu, který tak znovu potvrdil svoji vlastnost „benchmarku“ – nesplňují. Z tabulky 4 je však patrné zlepšení příslušných testových statistik prakticky u všech trhů pro kratší období 1/98–8/04. Je tedy vidět, že je skutečně nutné se více zaměřit na v praxi reálnější variantu připouštějící heteroskedasticitu, která není na normalitu dat tolik citlivá a poskytuje poměrně dobrou statistickou evidenci pro nezamítnutí hypotézy NP2 a NP3 a větší podporu pro tvrzení, že kromě trhu amerického, kde je to poměrně jasné, i český, polský, maďarský a slovenský kapitálový trh vykazují alespoň slabou formu efektivity.

### 5.3 Shrnutí výsledků testování

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

***Nelze zamítnout hypotézu slabé formy efektivity střeoevrop-***

*ských burzovních trhů – viz výsledky v tabulek 1-3 zejména pro heteroskedasticitu.*

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

**Ano, trhy se v období od roku 1998 více přiblížily dokonce variantě hypotézy NP1 – viz srovnání tabulky 1 a tabulky 2, případně srovnání s dřívějšími výzkumnými pracemi (Hanousek – Filer, 1996), (Vošvrda – Filáček – Kapička, 1998).**

3. Jak vzdálené jsou charakteristiky těchto trhů od vyspělého amerického trhu?

**Středoevropské trhy se americkému trhu přibližují postupně i distribučními charakteristikami rozdělení výnosů – viz tabulka 4.**

## 6. Závěr

Použité statistické nástroje, výpočty a z nich získané výsledky víceméně potvrzují všeobecně vnímaný fakt vyspělosti a efektivity amerického kapitálového trhu. Získané výsledky umožňují tvrdit, že americký trh vykazuje minimálně slabou formu efektivity; jsme si však vědomi toho, že chování celého trhu bylo pro zjednodušení ztotožněno, a to – podobně jako u ostatních trhů – s chováním hlavního burzovního indexu, v tomto případě DJIA.

I přes některé dosti omezující předpoklady u některých testů (např. normalita dat) však nelze slabou formu efektivity jednoznačně zamítnout pro žádný ze zkoumaných trhů. 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 tedy že prosté užití technické analýzy nemůže investorům na těchto trzích pomoci k nadměrným výnosům. Tento závěr platí i při uvažování zahraničních portfoliových investic; to jinými slovy také znamená, že zkoumané trhy rovněž efektivně vstřebávají informace o pohybech kurzů lokálních měn vůči světovým měnám, v našem případě americkému dolaru.

Velice průkazné je pak zlepšení testových statistik, pokud jsme analýzu prováděli na datech začínajících až od roku 1998; z toho lze poměrně jednoznačně vyvodit, že ke stabilizaci, a tedy ke zlepšení informační efektivity na středoevropských burzách skutečně dochází.

Podle získaných výsledků je americký trh, co se týká informační efektivity, stále ještě vyspělejší než trhy středoevropské, ale rozdíl se postupem času smazává, pravděpodobně tím, jak postupuje zavádění standardních burzovních technicko-legislativních procesů a jak se ve společnosti obecně – např. s rozvojem internetu a informačních technologií – zrychluje a zpřesňuje distribuce informačních toků.

Naše zkoumání tedy dalo na tři otázky položené v úvodu poměrně jasné odpovědi. Zajímavým námětem by však bylo pokusit se naše základní hypotézy ověřit a podpořit za použití dalších robustnějších testů (např. modely GARCH), dále podobně zmapovat a otestovat střední formu efektivity středoevropských burzovních trhů, např. v závislosti na informační množině relevantních makroekonomických ukazatelů, případně aplikovat

metody nejen na hlavní akciové indexy, ale i na některé vybrané hlavní obchodované tituly, a rovněž se zaměřit na pohyby v rámci denního obchodování.

## LITERATURA

- ANDĚL, J. (1985): *Matematická statistika*. Praha, SNTL/ALFA, 1985.
- AYADI, O. F. – PYUN, C. S. (1994): An Application of Variance Ratio Test to the Korean Securities Market. *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, 1994, pp. 643–658.
- CAMPBELL, J. Y. – LO, A. W. – MacKINLAY, A. C. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey, Princeton University Press, 1997.
- FAMA, E. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, vol. 25, 1970, pp. 383–417.
- FILER, R. K. – HANOUSEK, J. (1996): The Extent of Efficiency in Central European Equity Markets. Prague, *CERGE-EI, Working Paper*, 1996, no. 104.
- HANOUSEK, J. – FILER, R. K. (1996): Informational Efficiency in Central European Equity Markets: The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Prices. Prague, *CERGE-EI, Working Paper*, 1996, no. 108.
- JANDA, K. (1994): Modelování rizika akciového portfolia. *Finance a úvěr*, roč. 44, 1994, č. 9, ss. 463–72.
- JONES, C. P. (1991): *Investments: Analysis and Management*. New York, John Wiley & Sons, Inc., 1991.
- LEVENE, H. (1952): On the Power Function of Tests of Randomness Based on Runs Up and Down. *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 23, 1952, pp. 34–56.
- LO, A. W. – MacKINLAY, A. C. (1989): The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Econometrics*, vol. 40, 1989, pp. 203–238.
- STOLIN, M. R. – URY, H. K. (1979): Tables of the Studentized Maximum Modulus Distribution and an Application to Multiple Comparisons Among Means. *Technometrics*, vol. 1, 1979, pp. 87–93.
- URRUTIA, J. L. (1995): Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets. *The Journal of Financial Research*, vol. 3, 1995, pp. 299–309.
- VOŠVRDA, M. – FILÁČEK, J. – KAPIČKA, M. (1998): The Efficient Market Hypothesis Testing on the Prague Stock Exchange. *Bulletin of the Czech Econometric Society*, vol. 5, 1998, pp. 55–67.

Dále autoři čerpali z následujících oficiálních internetových stránek burz cenných papírů v daných zemích:

Česká republika: [www.pse.cz](http://www.pse.cz)

Slovenská republika: [www.bsse.sk](http://www.bsse.sk)

Maďarsko: [www.bse.hu](http://www.bse.hu)

Polsko: [www.wse.com.pl](http://www.wse.com.pl)

## SUMMARY

JEL classification: C12, G14

Keywords: market efficiency – market index – PX-50 – variance ratio test

# Information Efficiency of Central Europe Stock Exchanges

Karel DIVIŠ – Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague  
(divis@mbox.fsv.cuni.cz)

Petr TEPLÝ – Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague  
and Československá obchodní banka, a.s., Prague (teply@mbox.fsv.cuni.cz)

The authors use a variance ratio test to test the weak form of market efficiency as regards capital markets in the Czech Republic, Slovakia, Hungary, Poland, and in the United States. Market efficiency was tested using weekly and monthly values of relevant market indices in a period from 1993 until August 2004. The main results of the research show that (1) the weak form of the efficient market hypothesis could not be rejected for Central European capital markets, (2) market efficiency was observed over time on all the observed markets, and (3) the Central European capital markets converged to the U.S. capital market (in terms of the weak form of market efficiency).