TEST SLABÉ FORMY EFEKTIVNOSTI STŘEDOEVROPSKÝCH AKCIOVÝCH TRHŮ

Jan Hájek, Praha

1. Úvod

Hypotéza efektivních trhů tvoří již čtyřicet let významnou součást ekonomické teorie, která se zabývá chováním finančních trhů.[1] V případě středoevropského regionu se literatura k tématu efektivnosti za deset let existence zdejších akciových trhů sice významně rozrostla, nicméně stále nepokrývá problematiku jejich chování v takové míře a detailu, jako na vyspělých kapitálových trzích. Tento článek si klade za cíl přispět ke komplexní analýze charakteru a chování akciových trhů v regionu střední Evropy, a to ve smyslu slabé formy hypotézy.

Tradičně bývá hypotéza efektivních trhů – resp. její slabá, středně silná nebo silná forma[2] – spojována s možností investorů využít různé formy akciových analýz k dosahování dlouhodobě abnormálních výnosů. Pokud lze v časových řadách cen či výnosů nalézt krátkodobé či dlouhodobé závislosti, které jsou jak statisticky tak ekonomicky významné, daný trh není slabě efektivní a pro investora má smysl hledat za pomoci nástrojů technické analýzy investiční strategie, které budou využívat předvídatelného chování akcií a budou tak abnormálně ziskové. Pokud není dosažen středně silný stupeň efektivnosti a ceny velmi rychle a správně neodrážejí veškeré veřejně dostupné informace, má smysl odhadovat fundamentální hodnotu akcie a investovat na základě krátkodobých či dlouhodobých odchylek tržních cen akcií od jejich „správné“ hodnoty. V opačném případě mohou být nadprůměrně ziskoví v dlouhodobém horizontu (nikoli ale nutně) pouze ti investoři, kteří mají privilegovaný přístup k veřejně nedostupným informacím, a fundamentální analýza nemůže vést k trvale nadprůměrným ziskům.

Článek odpovídá na otázku, zda je možné na základě veřejně dostupných informací o historickém vývoji cen akciových titulů nebo indexů v období let 1995–2005 v České republice, Polsku nebo Maďarsku dlouhodobě dosahovat ekonomicky významných abnormálních výnosů. Zkoumá, zda se jednotlivé národní trhy vykazují obdobnou či různou míru efektivnosti. Detailně specifikuje charakter závislostí ve snaze dospět k určité obecně formulované strategii, která může vést k dosahování abnormálních, ekonomicky významných výnosů i po zohlednění transakčních nákladů. Za účelem robustních a zřetelně interpretovatelných závěrů se analýza neomezuje na tradiční analýzu vývoje akciových indexů, konkrétně PX-50, PX-D, maďarského BUX a polského WIG20, ale

1 Za klíčové z pohledu formulace hypotézy efektivních trhů se považují studie Famy (1965 a 1970) a Samuelsona (1965).

2 Klasifikaci do tří forem zformuloval a poprvé použil Roberts (1967).

také zkoumá chování jednotlivých akciových titulů, z kterých se indexy skládají.[3] Jsou aplikovány různé frekvence pozorování, nebo její volba může mít výrazný vliv na interpretaci výsledků z hlediska platnosti či neplatnosti hypotézy.

Článek také testuje relativní míru efektivnosti středoevropských akciových trhů, když jsou výstupy empirické analýzy porovnány s výsledky stejných testů aplikovaných na vyspělé trhy, které jsou považovány za maximálně efektivní. Teprve poté jsou formulovány závěry o charakteru chování zkoumaných trhů. Relativní srovnání umožňuje při interpretaci výsledků implicitně zohlednit transakční náklady. V zásadě předpokládá, že transakční náklady mají na interpretaci naměřených závislostí obdobný vliv jako na vyspělých trzích, které dosahují v praxi maximální míry efektivnosti. Avšak i v případě, kdy není splněna podmínka obdobné výše transakčních nákladů, relativní srovnání poskytuje dodatečné informace a umožňuje formulovat robustnější závěry.

2. Metodologie

Pokud nelze předpovídat výnosy plynoucí z pohybu cen akcií, tj. chovají se nahodile, pak nelze zamítnout nulovou hypotézu slabě efektivního trhu. Náhodné chování výnosů je postačující, ale nikoliv nutnou podmínkou efektivnosti. Slabě efektivní bude i každý trh, na kterém nelze na základě znalosti historických kursů dosahovat dlouhodobě abnormálního výnosu.

Tradičně uvažovaným modelem formování cen je při testování slabé formy efektivnosti náhodná procházka ve tvaru:

$$p_t = \quad + p_{t-k} + \quad _t , \tag{1}$$

kde $p_t = \ln P_t$, P_t je cena v čase t a cov ($_t$, $_{t-k}$) = 0 pro všechna k 0. Analýza se tedy věnuje lineární (ne)závislosti veličin stochastického procesu. Jestliže je modelem chování logaritmů cen akcií proces náhodné procházky, nelze ve vývoji logaritmů výnosů identifikovat žádný lineární systém, představovaný modelem třídy ARMA.[4] Model tedy předpokládá, že výnosy, resp. jejich logaritmy představují proces bílého šumu $_t$, odhlédneme-li od dlouhodobé trendové složky ve vývoji cen akcií reprezentované konstantou .

Diferenciace (logaritmů) hodnot vede z hlediska analýz časových řad k jejich stacionarizaci v úrovních. Stacionarita je testována pomocí rozšířeného parametrického Dickeyho-Fullerova (ADF) testu nulové hypotézy jednotkového kořene (Dickey, Fuller, 1979) a neparametrického Phillips-Perronova testu (Phillips, Perron,

3 Většina studií ve středoevropském regionu se zaměřuje na chování indexů reprezentujících daný trh. Index PX-50 je analyzován např. ve studii Filáček, Kapička, Vošvrda (1998) nebo Filer, Hanousek (1999) a společně s indexy jiných středoevropských trhů jeho chování popisují Chun (2000), Žikeš (2003) nebo Vošvrda, Žikeš (2004). Testů chování individuálních titulů je v dostupné literatuře výrazně méně – např. Němeček (1998) nebo Hájek (2002) na českém trhu; Scheicher (1999), Wheeler a kol. (2002) a Zgaljic (2004) na polském trhu.

4 Pro jednoduchost a v souladu s ustálenou praxí je používán termín výnos, ačkoli jde o změnu cenového indexu.

1988). Oba testy jsou robustní vůči případné přítomnosti autokorelací v časových řadách. Počet zpoždění při výpočtu kritických hodnot ADF testu je volen automaticky za maximalizace Schwarzova informačního kritéria a při omezení maximálního počtu zpoždění na deset. Veškeré výpočty jsou prováděny pomocí standardizovaných nástrojů v prostředí EViews 4.1, případně Microsoft Excel 2002, kde jsou také výstupy následně zpracovávány.

Podmíněná autoregresní heteroskedasticita, ARCH (viz Engle, 1982), časových řad je testována jako alternativní hypotéza pomocí ARCH LM (Lagrange multiplier) testu při omezení maximálního počtu deseti zpoždění a pomocí *F*-kritéria, jehož přesné rozdělení není známo, ale které bývá využíváno (vč. softwaru EViews) pro účely přibližné indikace homoskedasticity jako nulové hypotézy. Podmíněná heteroskedasticita časových řad má vliv na rozdělení hodnot autokorelací. Způsobuje, že skutečná (empirická) hladina významnosti, tj. pravděpodobnost chyby prvního druhu, převyšuje „standardní" hladinu za předpokladu stabilního rozptylu řady v čase. To by vedlo k velmi častému, ovšem neopodstatněnému, zamítnutí nulové hypotézy lineární nezávislosti časových řad.[5]

K analýze přítomnosti závislostí v časových řadách je využit test poměrů rozptylů. Jak bylo uvedeno výše, případné nenáhodné chování výnosů nemusí být ještě známkou slabé formy efektivnosti, pokud nelze na základě znalosti časových řad historických kursů dlouhodobě dosahovat abnormálního výnosu. Míru předvídatelnosti, která již není konzistentní s hypotézou, lze hodnotit až

(1) po zohlednění měnlivého rozptylu časových řad (heteroskedasticita),
(2) po zohlednění vlivu sporadického obchodování některých titulů (efekt nesynchronního obchodování),
(3) na základě vyjádření relativní efektivnosti středoevropských trhů a současně
(4) po zohlednění transakčních nákladů.

2.1 Test poměru rozptylů

Test poměru rozptylů (Variance Ratio Test) vychází z poznatku, že nepodmíněný rozptyl procesu náhodné procházky je lineární funkcí času. Platí tedy, že $D(r_t) = t.\ ^2$. Například rozptyl logaritmů výnosů za dva dny (q=2) se musí rovnat dvojnásobku rozptylu logaritmů denních výnosů, aby mohlo jít o projev procesu náhodné procházky. Jinak řečeno, poměr obou rozptylů se nesmí statisticky významně odchylovat od jedné (standardně na 5% hladině). Test definovali Lo, MacKinlay (1988, 1989). Obecně platí:

$$VR(q) \quad \frac{^{2}\ r_t(q)}{q\ ^{2}\ r_t} \quad 1 \quad 2\ ^{q\ 1}_{k\ 1}(1 \quad \frac{k}{q}) \quad _k, \qquad (2)$$

5 Proměnlivost volatility časových řad v prostření středoevropského kapitálového trhu identifikoval např. u indexu PX-50 již Filáček, Kapička, Vošvrda (1998) či u IFC ČR indexů Gilmore, McManus (2003). Také Trešl (1999) hypotézu stacionarity rozptylu denních výnosů zamítá u indexů PX-50 a PX-Glob v ročním období.

kde k představuje počet zpoždění při výpočtu autokorelačního koeficientu a q vyjadřuje počet výnosů započítávaných do delší periody ($r_t(q) = r_t + r_{t-1} + ... + r_{t-q+1}$).

Pro konkrétní odhad poměru rozptylů $\overline{VR}(q)$ časové řady s nq+1 pozorováními lze použít vzorec:

$$\overline{VR}(q) \quad \frac{\bar{\ }^2_c(q)}{\bar{\ }^2_a} \tag{3}$$

kde

$$\bar{\ }^2_a \quad \frac{1}{nq \quad 1} \sum_{k \quad 1}^{nq} (p_k \quad p_{k \quad 1} \quad \hat{\ })^2 \tag{4}$$

a

$$\bar{\ }^2_c(q) \quad \frac{1}{q(nq \quad q \quad 1)(1 \quad q/nq)} \sum_{k \quad 1}^{nq} (p_k \quad p_{k \quad 1} \quad q\hat{\ })^2, \tag{5}$$

přičemž $\hat{\ }$ představuje odhad střední hodnoty časové řady.

Heteroskedastická úprava testového kritéria zajiš uje, že v případě nulové autokorelace se hodnota poměru rozptylů s rostoucím počtem pozorování asymptoticky blíží jedné i při proměnlivé volatilitě. Použité modifikované testové kritérium $^*(q)$ může být aplikováno v případě přítomnosti různých forem v čase proměnlivého rozptylu řady (včetně sezónních změn volatility či Engleova ARCH procesu), který se vyskytuje prakticky u všech zkoumaných titulů a indexů na středoevropských kapitálových trzích:[6]

$$^*(q) \quad \sqrt{nq}(\overline{VR}(q) \quad 1)/\sqrt{\hat{\ }(q)}. \tag{6}$$

Kritérium má asymptoticky normované normální rozdělení, přičemž odhad asymptotického rozptylu (q) odhadu poměru rozptylů $\overline{VR}(q)$ má tvar:

$$\hat{\ }(q) \quad 4 \sum_{k \quad 1}^{q \quad 1} (1 \quad \frac{k}{q})^2 \hat{\ }_k, \tag{7}$$

kde $\hat{\ }_k$ jsou odhady asymptotických rozptylů odhadnutých autokorelačních koeficientů $\hat{\ }_k$, které lze vyjádřit vztahem:

6 Heteroskedasticitu lze ve výpočtech zohlednit v zásadě dvěma způsoby. První využívá obecný upravený test autokorelací, který je robustní k různým formám měnlivosti rozptylů. Druhý přístup předpokládá určení či odhad konkrétní formy heteroskedasticity pro každý jednotlivý případ a buďto odvození specifického testu autokorelací či odpovídající úpravu testované časové řady. Výhoda přístupu založeném na úpravě testu spočívá především v jeho obecnosti. Vzhledem k počtu analyzovaných řad umožňuje tento přístup pokrýt potřebné výpočty z kapacitního hlediska. Nevýhodou přístupu je jeho zjevně nižší síla v případě, že je známa konkrétní forma podmíněné heteroskedasticity či ji lze dobře odhadnout. Vzhledem k rozsahu analýzy je však tento přístup fakticky nerealizovatelný.

$$\hat{\ }_k \quad nq \sum_{j\ k\ 1}^{nq} (p_j p_{j\ 1} \quad \hat{\ })^2 (p_{j\ k} \quad p_{j\ k\ 1} \quad \hat{\ })^2 / \sum_{j\ 1}^{nq} (p_j p_{j\ 1} \quad \hat{\ })^2 \Big)^2 . \qquad (8)$$

2.2 Nesynchronní obchodování

Efekt nesynchronního obchodování vzniká v okamžiku, kdy frekvence pozorovaných dat (závěrečné kursy) převyšuje periodu skutečného obchodování. Předpoklad rovnoměrně rozloženého reálného pohybu cen, například v intervalu 24 hodin, může způsobovat zdánlivý dojem předvídatelnosti výnosů, ačkoliv skutečné ceny či výnosy zůstávají nezávislé. Tento jev lze osvětlit následující úvahou. Mějme akciový titul, který se obchoduje méně často než denně. Dlouhodobý požadovaný výnos dosahuje na akciovém trhu kladné hodnoty a lze ho popsat trendovou složkou ve vývoji časové řady cen, tj. střední hodnota výnosů je nenulová, kladná. V případě neobchodování v určitém dni či sekvence neobchodních dní je pozorovaný výnos nulový. V okamžiku příštího obchodu má pozorovaný výnos tendenci směřovat k součtu nerealizovaných výnosů během období neobchodování. Právě tyto skoky okolo kladné střední hodnoty výnosů akcie vytváří ve výnosech negativní autokorelace, někdy označovány jako zdánlivé, nebo nejsou ekonomicky podstatné, resp. v praxi využitelné.

Na rozdíl od individuálních titulů, kde neobchodování vede k negativním autokorelacím, v případě časových řad portfolií či indexů lze očekávat spíše pozitivní zdánlivé autokorelace, což lze opět ozřejmit na jednoduchém příkladě. Skládá-li se index z akciových titulů více i méně likvidních, reaguje část indexu na novou neočekávanou informaci rychleji než ostatní. V případě, že reakce akcií je rozložena do více období, zpožděná cenová reakce některých akcií vytváří zdánlivé pozitivní autokorelace.[7]

Pro vyjádření dopadu neobchodování na autokorelace časových řad individuálních titulů i indexů lze vyjít z modelu nesynchronního obchodování autorů Campbell, Lo, MacKinlay (1997). Model je založen na definování tzv. kumulativních virtuálních výnosů r_{it} cenného papíru i v období t. Tyto výnosy představují na efektivním trhu změny ve fundamentální hodnotě cenného papíru a v každém jednotlivém období jsou nezávislé. Na likvidním trhu jsou rovny vykazovaným cenovým změnám r_{it}^0, $r_{it}^0 = \log(p_{it}/p_{it\text{-}1})$, které lze vyjádřit pro množinu N cenných papírů:

$$r_{it}^0 \quad \sum_{k\ 0}^{kt} r_{it\ k}, \qquad i = 1, \ldots, N. \qquad (9)$$

7 Lze namítat, že hypotéza efektivních trhů předpokládá velmi rychlé promítnutí nových informací do cen, a tudíž autokorelace způsobené zpožděnou reakcí cen akcií nejsou zdánlivé, ale skutečně vypovídají o neefektivnosti trhu. Zde je potřeba zdůraznit rozdílnost mezi hypotézou náhodné procházky a efektivních trhů. Efektivnost vylučuje využívat nalezené závislosti k dosahování abnormálního prospěchu, což je zjevně případ neobchodování, nebo vykazovaná cena u méně likvidního titulu nemusí představovat cenu, za kterou lze na trhu obchodovat. Skutečná cena (efekt nové informace) se projeví až v okamžiku realizování dalšího obchodu. Současně ovšem v takovém případě nelze říci, že ceny nelikvidních akcií konají náhodnou procházku a že nejsou – alespoň do určité míry – předvídatelné.

V tomto součtu náhodného počtu virtuálních výnosů (zda se akcie obchoduje či nikoliv nezávisí dle předpokladu na jakékoliv proměnné modelu) je klíčovou proměnnou doba neobchodování k_t, tj. počet po sobě jdoucích období, kdy se akcie i neobchodovala, kterou lze definovat:

$$k_t \quad {}_{k\ 0} \quad {}_{j\ 1}^{k} \quad {}_{it\ j}, \text{ kde } {}_{it} \begin{cases} 1 \text{ (bez obchodu)} & \text{s pravdepodobností} \\ 0 \text{ (s obchodem)} & \text{s pravdepodobností } 1 \quad {}_{i} \end{cases}. \quad (10)$$

Umělá (dummy) proměnná ${}_{it}$ nabývá jednotkovou hodnotu v případech, kdy se cenný papír i neobchoduje v období t a v případě obchodování nabývá hodnotu nula. Definujeme-li proměnnou ${}_{it}$ jako pravděpodobnost, že se cenný papír i v období t nezobchoduje, pro její vztah k délce období neobchodování platí:

$$E\ k_t \quad {}_{i} / (1 \quad {}_{i}), \quad Var\ k_t \quad {}_{i} / (1 \quad {}_{i})^2. \quad (11)$$

V případě nenulové očekávané střední hodnoty výnosu akcie E r_{it}^{0} = ${}_{i}$, ${}_{i}$ 0, způsobuje efekt neobchodování negativní autokorelace časových řad individuálních akciových titulů pro všechna zpoždění, přičemž s jejich délkou autokorelace geometricky klesají:

$$Corr\ r_{it}^{0}, r_{it\ n}^{0} \quad {}_{i}^{2}\ {}_{i}^{n} / ({}_{i}^{2} \ \frac{2\ {}_{i}}{1 \quad {}_{i}} \ {}_{i}^{2}), \quad n > 0 \quad (12)$$

kde ${}_{i}^{2}$ Var[r_{it}]. V případě indexů je vztah definován pouze pro portfolia složená z cenných papírů se stejnou pravděpodobností neobchodování . V takovém případě platí:

$$Corr\ r_{t}^{0}, r_{t\ n}^{0} \quad {}^{a} \quad {}^{n}, \quad n \quad 0, \text{ kde } r_{t}^{0} \quad N \ {}^{1}_{i} \ r_{it}^{0}. \quad (13)$$

Autoři ovšem u korelací (12) a (13) neuvádějí důležité údaje o jejich rozdělení, což v zásadě znemožňuje jejich další přímé použití k výpočtům. Přesto lze srovnáním empiricky naměřených autokorelačních hodnot a hodnot zdánlivých autokorelací způsobených neobchodováním zhruba odhadovat tu část autokorelační struktury, která by mohla svědčit o neefektivním chování trhu. V podmínkách střední Evropy nejsou ovšem zkoumané akciové indexy často složeny z titulů se stejnou či obdobnou úrovní pravděpodobnosti neobchodování. Výše uvedený vztah tedy lze uplatnit u indexů pouze omezeně, nicméně úsudek založený na využití tohoto přístupu je smysluplný. Na středoevropském trhu se tématu neobchodování věnuje např. Žikeš (2003), který problematiku rozebírá teoreticky, ovšem nesnaží se o kvantitativní vyjádření dopadu tohoto faktoru.

2.3 Relativizace závěrů

V praxi nelze nalézt perfektně efektivní trh, jak ho definuje ekonomická teorie. S cílem formulovat komplexní závěry za těchto podmínek, je posuzována relativní efektivnost středoevropských trhů. Myšlenku „relativní efektivnosti“ prezentují např. Lo,

MacKinlay (1999), kteří výhody přístupu ve srovnání s tradičním měřením „absolutní“ efektivnosti dokladují na analogii fyzikální efektivnosti spalovacích motorů – jejich 100% účinnost je možná pouze za ideálních neexistujících podmínek. Obdobně představuje absolutní efektivnost kapitálových trhů modelový, v praxi nedosažitelný příklad.

Standardním prostředím zkoumání efektivnosti trhů jsou vyspělé kapitálové trhy, které mají dlouhou historii. Za desetiletí vývoje se dostaly do podoby, která se velmi blíží předpokladům, za kterých byla zformulována hypotéza efektivních trhů – v praxi maximální likvidita, intenzita konkurence, informovanost a transparentnost. Výsledky analýzy středoevropského akciového trhu jsou proto porovnávány s výsledky získanými aplikací stejných metod na vyspělé trhy, které představují reálnější základ pro formulování závěrů ohledně efektivnosti středoevropského akciového trhu, než čistě teoretický model náhodné procházky, který navíc předpokládá nulové transakční náklady. Za tento benchmark je považován v globálním měřítku New York Stock Exchange (NYSE) a v evropském prostředí frankfurtská či nizozemská burza.

Klíčovou otázkou je, zda se přítomnost autokorelací na středoevropském trhu v různých zpožděních významně odlišuje od amerického nebo jiného trhu, tj. zda testová kritéria testu poměru rozptylů poukazují na významně vyšší výskyt lineárních závislostí. Vzhledem k různému počtu titulů v indexech je použit test hypotézy o shodnosti relativních četností . Pro porovnání výskytu významných hodnot autokorelací v rámci jednotlivých zpoždění je aplikován jednostranný Fischerův faktoriální test pro malé výběry při hypotéze H_0: $_1 = \ _2$ a H_1: $_1 \quad _2$.[8] Při platnosti nulové hypotézy pro daný počet titulů v indexech porovnávaného středoevropského a vyspělého trhu (n_1 a n_2) jsou počty výskytů statisticky významných hodnot testových kritérií na srovnávaných trzích (m_1 a m_2) nezávislé náhodné veličiny s binomickým rozdělením Bi(n_1,) a Bi(n_2,), kdy $_1 = \ _2 = \ $. Hypotéza je zamítnuta, pokud pro hledanou pravděpodobnost P platí:

$$\sum_{t \quad m_1}^{m_1 \quad m_2} P(t, m_1 \quad m_2 \quad t | m_1 \quad m_2) \quad , \tag{14}$$

$$P(t, m_1 \quad m_2 \quad t | m_1 \quad m_2) \quad \frac{n_1!\,n_2!\,(m_1 \quad m_2)!\,(n_1 \quad n_2 \quad m_1 \quad m_2)!}{(n_1 \quad n_2)!\,t!\,(n_1 \quad t)!\,(m_1 \quad m_2 \quad t)!\,(n_2 \quad m_2 \quad t)!}, \tag{15}$$

kde t představuje počet kombinací četností v čtyřpolní tabulce při daném n_1, n_2, m_1 a m_2 a kde udává zvolenou hladinu významnosti (0,05).

Vzhledem k tomu, že není vždy dodržená optimální velikost zkoumaného výběru do dvaceti případů, kterou výše uvedený test předpokládá, a vzhledem k testování shody četnosti výskytu statisticky významných autokorelací pro všech dvanáct zpoždění najednou, je aplikován také dvoustranný test hypotézy shody relativních četností pro velké výběry: H_0: $_1 = \ _2$ a H_1: $_1 \quad _2$. Používané testové kritérium U má asymptoticky normované normální rozdělení:

8 Viz např. Hebák (1995) nebo Hebák a kol. (2004).

$$U \quad \frac{\quad {}^{1} \quad {}^{2}}{\sqrt{\ }(1 \quad \overline{\ } \quad n_1{}^{1} \quad n_2{}^{1})}, \tag{16}$$

kde Π_k jsou výběrové relativní četnosti, $\Pi_k = m_k/n_k$ a $\overline{\ }$ představuje průměrnou výběrovou relativní četnost $(m_1+m_2)/(n_1+n_2)$.

2.4 Transakční náklady

Empirické testy dokladují, že prakticky na všech trzích se více či méně často vyskytují odchylky od modelu náhodné procházky, jak je definován vzorcem (1), a chování některých individuálních titulů je do určité míry předvídatelné. Hypotéza efektivních trhů ve své slabé formě zkoumá, zda lze na základě případných závislostí stanovit konkrétní obchodní strategii, která by investorovi přinášela dlouhodobě (systematicky) abnormální výnos. Nevylučuje tudíž určité autokorelace v časových řadách výnosů individuálních titulů či akciových indexů, avšak tato míra nemůže být ekonomicky podstatná. Rozdíl mezi ekonomickou a statistickou významností může být dán nedodržením striktních podmínek modelu. V praxi jde především o existenci transakčních nákladů.

Transakční náklady jsou v článku zohledněny nepřímo, srovnáním charakteristik zkoumaného trhu s trhem, u kterého jsou transakční náklady známy. Budeme-li předpokládat kapitálový trh, který se svým charakterem nejvíce blíží dokonalému trhu modelu náhodné procházky, půjde o trh vysoce likvidní, transparentní a konkurenční, což jsou mj. předpoklady nízkých transakčních nákladů.

Předpokládáme-li, že je například americký trh (relativně) efektivní, pak lze na základě porovnání výskytu statisticky významných závislostí usuzovat na míru efektivnosti srovnávaného trhu, přičemž jsou současně implicitně zohledňovány transakční náklady. Výše uvedené platí vždy v případě, kdy jsou transakční náklady na obou trzích srovnatelné. Přístup nelze ale jednoznačně aplikovat, pokud by byly transakční náklady podstatně vyšší např. na americkém trhu a současně by výskyt závislostí na americkém trhu byl vyšší nebo srovnatelný než na zkoumaném středoevropském trhu, nebo pokud by naopak při výrazně vyšších transakčních nákladech na středoevropských trzích byl výskyt závislostí na těchto trzích také podstatně častější. Avšak i v případě, kdy není splněna podmínka obdobné výše transakčních nákladů, představuje měření relativní efektivnosti reálnější přístup k testování hypotézy efektivních trhů než pokud by transakční náklady nebyly zohledněny vůbec a závěry by odrážely pouze odchylky chování výnosů od teoreticky formulovaného modelu.

3. Data

Analýze jsou podrobeny časové řady zavíracích hodnot indexů a cen akciových titulů z pražské, varšavské a budapeš ské burzy. Přehled analyzovaných titulů, které byly součástí indexů PX-50, PX-D, WIG20 a BUX poskytuje příloha 1. Při volbě indexů je dodržováno pravidlo minimálního vzájemného rozdílu v počtu podkladových titulů

s cílem postihnout obdobnou šíři trhů (od 12 titulů v Maďarsku po 20 v Polsku). Protože k obchodování na denní bázi jednotlivé středoevropské burzy přecházely obvykle během první poloviny 90. let a na některých z nich se standardně začalo obchodovat dokonce později, analyzovaná data počínají rokem 1995, kromě případů pozdějšího uvedení titulu na příslušný trh. Končí v prosinci 2005, dosahují tudíž délky 11 let (maximálně), což lze z hlediska robustnosti výsledků testu hypotézy efektivních trhů považovat za dostatečně dlouhý časový úsek. Zdrojem dat je agentura Bloomberg.

Stejné ekonometrické metody jsou aplikovány na denní, týdenní a měsíční data, aby analýza pokryla možné systematické chování akciových výnosů v různých časových horizontech. V určitých případech, kdy časové řady nedosahují standardních 11 let, nejsou uváděny z důvodu velmi nízkého počtu pozorování příslušné výstupy pro řady měsíčních výnosů. V případě týdenních dat je zvolen postupně každý obchodní den kalendářního týdne jako rozhodný den pro vyjádření výnosu (dále též jen „rozhodný den"). Neobchodní dny v řadách zůstávají, i pokud se týkají celého trhu (svátky, atd.), jejich dopad na výsledky je následně analyzován a zohledněn (v rámci efektu nesynchronního obchodování). V případě štěpení akcií jsou data zpětně automaticky přepočítána na novou „nominální" hodnotu akcie.

Z důvodu posuzování relativní efektivnosti jsou pomocí stejných ekonometrických nástrojů a metod analyzovány i vyspělé kapitálové trhy, které slouží jako srovnávací báze (benchmark). Hlavním benchmarkem je americký trh představovaný indexem Dow Jones Industrial Average (DJIA) a jeho podkladovými tituly. Z evropských trhů představují srovnávací bázi nizozemský a frankfurtský index AEX, resp. DAX.

V potaz jsou brány pouze kapitálové výnosy středoevropských akcií, tj. bez ohledu na jejich případné dividendové výnosy. Tento přístup je zjevně suboptimální vzhledem k tomu, že z pohledu hypotézy efektivních trhů rozhoduje nemožnost dosahovat nadprůměrných výnosů bez rozlišení na kapitálovou a dividendovou část. Nicméně očištění časových řad středoevropských titulů o vyplácené dividendy není prakticky realizovatelné mj. vzhledem k nedostupnosti potřebných dat. *De facto* tento přístup předpokládá plné reinvestování obdržených dividend do akcií vyplácejících společností a abstrahování od různého zdanění dividendových a kapitálových výnosů.

4. Výsledky a jejich interpretace

Výsledky testu poměru rozptylů jsou interpretovány zvláš pro každou frekvenci dat, tj. pro denní, týdenní a měsíční výnosy. Výstupy pro denní data jsou zobrazeny v tabulce 1. U českého akciového trhu lze konstatovat, že se lineární závislosti ve výnosech akcií během let 1995–2005 vyskytují systematicky, a to jak u indexu PX-50 tak konzistentně u dvou třetin individuálních akciových titulů. Pokud kurs indexu nebo akcie společnosti včera vzrostl, dá se předvídat, že dnes spíše poroste, než poklesne.[9] V segmentu nejlikvidnějších titulů obchodovaných v systému SPAD jsou závislosti

9 Výše uvedené je mj. ve shodě se závěry Worthington, Higgs (2003), kteří pomocí mnohonásobného testu poměru rozptylů upraveného pro případ heteroskedasticity identifikují statisticky významné závislosti výnosů indexu MSCI CR v období 1994–2003.

méně časté, nicméně jejich výskyt nelze označit za sporadický. Výnosy indexu PX-D, který charakterizuje tento segment, se nicméně chovají v souladu s modelem náhodné procházky.

Tabulka 1
Test poměru rozptylů (*q*=2), denní výnosy, 1995–2005

	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná		Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná		Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná
ČR	Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.
CBJ	2,90349*	0,00369	OKD	8,28297*	0,00000	SVEG	5,16252*	0,00000
CEZ	2,55289*	0,01068	PARM	5,49858*	0,00000	SVEN	3,43990*	0,00058
CS	1,64577	0,09981	RBAG	1,42225	0,15495	TABAI	-0,34500	0,73010
CSRD	2,71257*	0,00668	SKUH	4,85084*	0,00000	UNIP	2,77313*	0,00555
IAPS	1,40573	0,15980	SPTT	1,63142	0,10280			
IPB	1,74391	0,08118	SSZL	4,62984*	0,00000	PX-50	4,49988*	0,00001
KOMB	3,50096*	0,00046	SVDL	4,16496*	0,00003	PXD	1,08499	0,27793
POL	Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.
AGO	1,67575	0,09379	DBC	1,34512	0,17859	ORB	2,38541*	0,01706
BCA	-0,35531	0,72236	MPP	2,77225*	0,00557	SFT	2,35634*	0,01846
BPH	1,24330	0,21376	KTY	0,61482	0,53867	STX	2,15587*	0,03109
PEO	0,85226	0,39407	KGH	0,82712	0,40817	TPS	1,48423	0,13775
BZW	2,83265*	0,00462	NET	2,73268*	0,00628			
BRE	2,68809*	0,00719	PGF	1,61891	0,10547			
BDX	3,82009*	0,00013	PKN	0,05372	0,95716	WIG20	3,72581*	0,00019
CPL	3,22267*	0,00127	PKM	1,53659	0,12439			
MAĎ	Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.
BCHEM	0,46739	0,64022	FOTEX	0,11894	0,90532	RICHT	1,84145	0,06556
DANUB	-2,77640*	0,00550	MOL	1,99912*	0,04560	TVK	-0,66884	0,50360
DEMASZ	-0,31868	0,74997	MTEL	0,50364	0,61452			
EGIS	1,19051	0,23385	OTP	1,07009	0,28458	BUX	1,44938	0,14723
FHB	1,08230	0,27912	PPLAS	-0,54813	0,58360			

Poznámka: Tabulka uvádí hodnoty testového kritéria Z_2^* a příslušné hladiny významnosti testu poměru rozptylů pro q=2 u jednotlivých středoevropských akciových titulů i národních indexů. Statisticky významné hodnoty kritéria jsou označeny hvězdičkou.

Na polském trhu se významné závislosti v denních výnosech objevují téměř u poloviny individuálních titulů i u indexu WIG20 a jejich výskyt nelze označit za sporadický. Na druhé straně na maďarském trhu se velká většina trhu včetně indexu BUX chová v souladu s modelem náhodné procházky, tj. i s hypotézou slabě efektivního trhu. Výše uvedené závěry jsou mj. v souladu s dosavadními pracemi Zgaljice (2004) nebo Worthingtona, Higgse (2003). Na všech třech trzích četnost výskytu významných závislostí u individuálních titulů klesá s vyšším řádem zpoždění autokorelací, tj. pro *q*>2, jak ukazuje tabulka 2.

Tabulka 2
Četnost výskytu statisticky významných závislostí, test poměru rozptylů, denní výnosy, 1995–2005

	N	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	12	2	3	1	1	1	1	1	1	1	1	1
		17%	25%	8%	8%	8%	8%	8%	8%	8%	8%	8%
POL	20	9+	9+	8+	9+	8+	7+	4+	4+	3	3	3
		45%	45%	40%	45%	40%	35%	20%	20%	15%	15%	15%
ČR	18	12+	13+	13+	13+	11+	11+	11+	10+	10+	9+	9+
		67%	72%	72%	72%	61%	61%	61%	56%	56%	50%	50%

Poznámka: Tabulka uvádí absolutní a také relativní četnosti statisticky významných hodnot testového kritéria pro různý počet period q testu poměru rozptylů z celkového počtu N sledovaných titulů na daném středoevropském trhu. Případy, kdy se vyskytují významné lineární závislosti u národního indexu na 5% hladině, jsou označeny symbolem „+“.

Systematický výskyt závislostí v chování individuálních titulů není vysvětlitelný faktorem nesynchronního obchodování. Ačkoli pravděpodobnost jednodenního neobchodování u individuálních titulů dosahuje až 60 % na českém trhu a průměr u titulů z indexu PX-50 činí 26 %, indikativní (negativní) hodnoty autokorelací výnosů individuálních titulů způsobovaných faktorem neobchodování jsou ve velké většině případů velmi nízké, jak to ukazuje tabulka 3. Z hlediska interpretace výsledků je lze zanedbat. Pouze v případě indexů PX-50 a WIG20 nelze vyloučit vliv na autokorelace pro několik prvních zpoždění, celkový obrázek o českém a polském trhu by se tím ovšem nezměnil.

Tabulka 3
Pravděpodobnost neobchodování a odhad indukovaných autokorelací, jednotlivé akciové tituly, 1995–2005

		ČR			POL		MAĎ	
		Denní	Týdenní	Měsíční	Denní	Týdenní	Denní	Týdenní
Pravděpodobnost	MAX	60,97%	37,17%	17,50%	7,48%	0,17%	6,84%	0,09%
	MIN	3,67%	0,00%	0,00%	3,30%	0,00%	3,11%	0,00%
	PRŮM	25,71%	11,22%	3,07%	4,74%	0,03%	4,77%	0,07%
	SM.ODCH	22,40%	13,26%	5,09%	1,15%	0,05%	0,85%	0,02%
Autokorelace	MAX	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	MIN	-0,0014	-0,0023	-0,0015	-0,0003	0,0000	-0,0002	-0,0002
	PRŮM	-0,0002	-0,0003	-0,0003	0,0000	0,0000	-0,0001	-0,0001

Poznámka: Tabulka uvádí maximální, minimální a průměrné hodnoty a směrodatné odchylky pravděpodobnosti neobchodování v délce jednoho dne, týdne a měsíce a indikativní maximální, minimální a průměrnou výši autokorelací způsobených faktorem nesynchronního obchodování na třech středoevropských trzích.

Závislosti v chování měsíčních výnosů individuálních titulů nejsou obvykle identifikovány a převážná část středoevropského akciového trhu se chová náhodně, viz následující tabulka 4. Výjimku představují významné autokorelace nalezené u některých méně likvidních českých titulů při vysokých zpožděních (q>6), jak to ukazuje tabulka 5. Vysvětlení tohoto značně nestandardního jevu a jeho příčin není ovšem vůbec zřejmé. Časové řady měsíčních výnosů indexů PX-50, PX-D, WIG20 a BUX závislosti neobsahují, což mj. odpovídá závěrům analýzy Diviš, Teplý (2005) pro období let 1993–2004.

Tabulka 4
Test poměru rozptylů (*q*=2), měsíční výnosy, 1995–2005

	Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná		Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná		Test. kritérium	N(0,1) 2-stranná
ČR	Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.
CBJ	0,61063	0,54144	OKD	1,11296	0,26573	SVEG	-0,23761	0,81218
CEZ	0,06769	0,94604	PARM	0,71056	0,47735	SVEN	0,00683	0,99455
CS	0,93469	0,34995	RBAG	-1,14635	0,25165	TABAK	0,43767	0,66162
CSRD	1,12547	0,26039	SKUH	1,32807	0,18415	UNIP	0,86488	0,38711
IAPS	2,15728*	0,03098	SPTT	-1,05413	0,29182			
IPB	-0,15201	0,87918	SSZL	1,00562	0,31460	PX-50	0,61271	0,54007
KOMB	0,57391	0,56603	SVDL	1,00600	0,31442	PXD	-0,65646	0,51153
POL	Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.
AGO	0,83036	0,40633	DBC	0,03929	0,96866	ORB	-1,77533	0,07584
BCA	-0,75150	0,45235	MPP	-0,09734	0,92245	SFT	0,23852	0,81148
BPH	-1,60844	0,10774	KTY	0,44613	0,65550	STX	2,15498*	0,03116
PEO	-0,13875	0,88964	KGH	-0,02126	0,98304	TPS	-0,18694	0,85171
BZW	-1,20106	0,22973	NET	-0,29318	0,76939			
BRE	-0,53558	0,59225	PGF	-1,32961	0,18365			
BDX	-1,65039	0,09886	PKN	-1,12043	0,26253	WIG20	-1,38331	0,16657
CPL	-0,31271	0,75450	PKM	-0,73992	0,45935			
MAĎ	Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.		Z_2*	hladina význam.
BCHEM	0,72796	0,46664	FOTEX	-1,29628	0,19488	RICHT	0,67908	0,49709
DANUB	0,26822	0,78853	MOL	-0,48644	0,62666	TVK	0,02326	0,98145
DEMASZ	-0,97977	0,32720	MTEL	-0,52810	0,59743			
EGIS	0,77352	0,43921	OTP	-0,35843	0,72002	BUX	0,66352	0,50700
FHB	2,42146*	0,01546	PPLAS	0,32020	0,74882			

Poznámka: Tabulka uvádí hodnoty testového kritéria Z_2^* a příslušné hladiny významnosti testu poměru rozptylů pro q=2 u jednotlivých středoevropských akciových titulů i národních indexů. Statisticky významné hodnoty kritéria jsou označeny hvězdičkou.

Tabulka 5
Četnost výskytu statisticky významných závislostí, test poměru rozptylů, měsíční výnosy, 1995–2005

	N	*q = 2*	*q = 3*	*q = 4*	*q = 5*	*q = 6*	*q = 7*	*q = 8*	*q = 9*	*q = 10*	*q = 11*	*q = 12*
MAĎ	12	1	2	0	0	0	0	0	0	0	1	1
		8%	17%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	8%	8%
POL	20	1	1	0	0	0	0	0	1	1	1	1
		5%	5%	0%	0%	0%	0%	0%	5%	5%	5%	5%
ČR	18	1	0	1	1	1	3	4	4	5	5	5
		6%	0%	6%	6%	6%	17%	22%	22%	28%	28%	28%

Poznámka: Tabulka uvádí absolutní a také relativní četnosti statisticky významných hodnot testového kritéria pro různý počet period q testu poměru rozptylů z celkového počtu N sledovaných titulů na daném středoevropském trhu. Případy, kdy se vyskytují významné lineární závislosti u národního indexu na 5% hladině, jsou označeny symbolem „+“.

Testováno bylo i chování časových řad týdenních výnosů s rozhodným dnem v každém z pěti kalendářních dnů pracovního týdne. Na českém trhu jsou významné závislosti identifikovány u individuálních titulů pouze zřídka, nesystematicky, a převážná část trhu se chová v souladu s modelem náhodné procházky. V případě maďarského i polského trhu se statisticky významné lineární závislosti nevyskytují, až

na sporadické výjimky u jednoho titulu.[10] Protože výsledky testů týdenních výnosů nepřinášejí vzhledem k testům denních a měsíčních výnosů výrazné množství dodatečných informací, nejsou dále v článku podrobněji prezentovány.

Několikadenní trendy ve vývoji polských a především českých titulů (i indexu) znamenají, že je jejich chování předvídatelné. Případná neplatnost hypotézy efektivních trhů ve smyslu slabé formy je však konstatována až po otestování relativní efektivnosti trhu, tj. na základě srovnání výskytu závislostí se situací na nejvyspělejších akciových trzích, které představují maximálně dosažitelnou úroveň efektivnosti v praxi.

Nejdříve jsou vyspělé trhy podrobeny stejnému testu poměru rozptylů, a to opět odděleně pro denní a měsíční data. Z hodnot kritéria zřetelně vyplývá, že u denních výnosů není na žádném z nich výskyt statisticky významných závislostí v období 1995–2005 pouze sporadický (viz tabulka 6). Zatímco na nizozemském trhu dosahuje relativní četnost významných autokorelací v průměru pro všechna zpoždění 8 %, na německém trhu jde o dvojnásobek a ve Spojených státech dokonce o trojnásobek, tj. v každém čtvrtém případě jsou denní výnosy titulů významně autokorelovány, když s rostoucím q se zvyšuje četnost výskytu závislostí. Vyspělé trhy se také navzájem odlišují převažujícím směrem závislostí. Zatímco na nizozemském trhu jsou naměřené autokorelace v prvním zpoždění až na výjimku pozitivní, na americkém trhu je naopak jednodenní růst následován u dvou třetin titulů poklesem. Všechny trhy mají společné, že chování akciových indexů DJIA, DAX a AEX odpovídá náhodné procházce při volbě jakéhokoliv zpoždění.

V případě měsíčních výnosů identifikuje test významné závislosti pouze výjimečně u individuálních titulů a nikdy u indexů, trhy se chovají systematicky v souladu s modelem náhodné procházky. Z hlediska testované hypotézy jsou trhy slabě efektivní při sledování výnosů v měsíční frekvenci. Převažující směr autokorelací u individuálních titulů v prvním zpoždění je na americkém a německém trhu záporný, stejně tak u indexů DJIA a DAX. Na nizozemském trhu je růst cen následován příští měsíc růstem přibližně stejně často jako poklesem.

Nyní lze přistoupit ke srovnání výskytu významných lineárních závislostí na středoevropských a vyspělých trzích. V případě denních výnosů ukazuje Fisherův faktoriální test shody relativních četností, že přítomnost krátkodobých struktur ve vývoji kursů je na českém trhu systematicky vyšší než na americké NYSE, frankfurtské nebo amsterdamské burze (tabulka 7). Může proto existovat konkrétní investiční strategie, která v dlouhodobém horizontu přináší abnormální výnosy. Také dvojstranný test relativních četností pro velké výběry, který umožňuje srovnávat celkový výskyt závislostí pro všechna zpoždění najednou, potvrzuje, že na českém trhu se významné závislosti vyskytují systematicky častěji než na vyspělých trzích. Naopak, maďarský trh se svým charakterem od nejvyspělejších světových trhů neodlišuje. Interpretovat chování polského trhu lze poměrně obtížně. Autokorelace denních výnosů se nevyskytují systematicky u všech zpoždění, dvojstranný test relativních četností pro

10 Chování indexů PX-50, WIG a BUX za různá období analyzovali např. Žikeš (2003), Vošvrda, Žikeš (2004) nebo Diviš, Teplý (2005). Shodují se v náhodném chování indexu WIG, rozcházejí se u ostatních dvou indexů.

všechna zpoždění najednou neukazuje na vyšší výskyt závislostí vzhledem k benchmarku. Na druhou stranu podle Fisherova faktoriálního testu je rozdíl podstatný pro několik prvních zpoždění. Výše uvedené představuje dostatečný argument pro tvrzení, že polský trh nedosahuje v letech 1995–2005 míry efektivnosti (ve slabé formě), která je typická pro vyspělé kapitálové trhy.

Tabulka 6
Statistická významnost závislostí, test poměru rozptylů, vyspělé trhy, 1995–2005

Denní data												
	N	*q = 2*	*q = 3*	*q = 4*	*q = 5*	*q = 6*	*q = 7*	*q = 8*	*q = 9*	*q = 10*	*q = 11*	*q = 12*
USA	30	2	3	4	6	6	8	9	11	11	12	12
		7%	10%	13%	20%	20%	27%	30%	37%	37%	40%	40%
NĚM	30	2	3	5	5	5	5	6	5	5	5	5
		7%	10%	17%	17%	17%	17%	20%	17%	17%	17%	17%
NIZ	20	3	4	2	0	0	0	1	2	2	2	2
		15%	20%	10%	0%	0%	0%	5%	10%	10%	10%	10%
Měsíční data												
	N	*q = 2*	*q = 3*	*q = 4*	*q = 5*	*q = 6*	*q = 7*	*q = 8*	*q = 9*	*q = 10*	*q = 11*	*q = 12*
USA	30	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
		0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	3%
NĚM	30	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
		7%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
NIZ	20	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
		5%	0%	0%	5%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%

Poznámka: Tabulky uvádí absolutní a také relativní četnosti statisticky významných hodnot testového kritéria pro různý počet period q testu poměru rozptylů z celkového počtu N sledovaných titulů na daném vyspělém trhu. Případy, kdy se vyskytují významné lineární závislosti u národního indexu na 5% hladině, jsou označeny symbolem „+“.

Tabulka 7
Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, test poměru rozptylů, denní výnosy, 1995–2005

		q = 2	*q = 3*	*q = 4*	*q = 5*	*q = 6*	*q = 7*	*q = 8*	*q = 9*	*q = 10*	*q = 11*	*q = 12*
MAĎ	USA	0,320	0,216	0,832	0,925	0,925	0,968	0,980	0,992	0,992	0,995	0,995
	NĚM	0,320	0,216	0,887	0,887	0,887	0,887	0,925	0,887	0,887	0,887	0,887
	NIZ	0,634	0,535	0,770	0,375	0,375	0,375	0,617	0,770	0,770	0,770	0,770
POL	USA	0,002*	0,006*	0,035*	0,058	0,111	0,374	0,869	0,945	0,980	0,989	0,989
	NĚM	0,002*	0,006*	0,066	0,032*	0,066	0,126	0,635	0,523	0,703	0,703	0,703
	NIZ	0,041*	0,088	0,032*	0,001*	0,002*	0,004*	0,171	0,331	0,500	0,500	0,500
ČR	USA	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,005*	0,020*	0,035*	0,164	0,164	0,353	0,353
	NĚM	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,002*	0,002*	0,005*	0,007*	0,007*	0,017*	0,017*
	NIZ	0,001*	0,002*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,003*	0,003*	0,008*	0,008*

Poznámka: Tabulka srovnává relativní četnost výskytu statisticky významných závislostí dle testu poměru rozptylů na daném středoevropském trhu s třemi vyspělými trhy (americká burza NYSE, frankfurtská a amsterdamská burza). Hodnota pravděpodobnosti je označena hvězdičkou v případech, kdy se srovnávané trhy významně liší.

V případě měsíčních výnosů analýza potvrzuje dříve indikovaný nestandardně častý výskyt závislostí při vysokých zpoždění (q>6) na českém trhu. Tabulka 8 shrnuje četnosti výskytu závislostí, které jsou významně vyšší v porovnání s charakterem vyspělých trhů. Intuitivní vysvětlení jevu není zřejmé, období let 1995–2005 poskytuje dostatečný rozsah více než 100 měsíčních pozorování. Na druhou stranu ostatní dva zkoumané středoevropské trhy vykazují v delších horizontech srovnatelnou míru

efektivnosti jako nejvyspělejší světové akciové trhy. Na základě výše uvedeného lze ve středoevropském regionu označit za slabě efektivní pouze maďarský trh, jak to již indikovaly výsledky samotného testu poměru rozptylů.

Tabulka 8
Fischerův faktoriální test shody relativních četností výskytu významných autokorelací, test poměru rozptylů, měsíční výnosy, 1995–2005

		q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	q = 6	q = 7	q = 8	q = 9	q = 10	q = 11	q = 12
MAĎ	USA	0,286	0,077	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,286	0,495
	NĚM	0,646	0,077	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,286	0,286
	NZ	0,617	0,133	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,375	0,375
POL	USA	0,400	0,400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,400	0,400	0,400	0,645
	NĚM	0,793	0,400	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,400	0,400	0,400	0,400
	NZ	0,756	0,500	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,500	0,500	0,500	0,500
ČR	USA	0,375	1,000	0,375	0,375	0,375	0,047*	0,016*	0,016*	0,005*	0,005*	0,022*
	NĚM	0,765	1,000	0,375	0,375	0,375	0,047*	0,016*	0,016*	0,005*	0,005*	0,005*
	NZ	0,730	1,000	0,474	0,730	0,474	0,097	0,041*	0,041*	0,017*	0,017*	0,017*

Poznámka: Tabulka srovnává relativní četnost výskytu statisticky významných závislostí dle testu poměru rozptylů na daném středoevropském trhu s třemi vyspělými trhy (americká burza NYSE, frankfurtská a amsterdamská burza). Hodnota pravděpodobnosti je označena hvězdičkou v případech, kdy se srovnávané trhy významně liší.

5. Závěr

Na základě komplexní analýzy absolutní efektivnosti (testu poměru rozptylů, resp. platnosti modelu náhodné procházky) a na základě testu relativní efektivnosti (porovnání s charakteristikami vyspělých kapitálových trhů) lze konstatovat, že středoevropský region není z hlediska míry efektivnosti homogenním trhem. Maďarský trh jako jediný splňuje podmínky slabé formy efektivnosti. Index BUX i individuální akciové tituly, ze kterých se skládá, se chovají náhodně při využití denních, týdenních i měsíčních výnosů. Srovnání četností sporadických odchylek od modelu náhodné procházky dokladuje, že se maďarský trh neodlišuje od nejvyspělejších kapitálových trhů.

Na druhou stranu, český trh se chová v rozporu s hypotézou a nedosahuje efektivnosti typické pro vyspělé kapitálové trhy (ve smyslu slabé formy). Konzistentně se na něm objevují významné lineární závislosti denních výnosů individuálních akciových titulů a také indexu PX-50, které nejsou vysvětlitelné faktorem nesynchronního obchodování. Pokud kurs indexu nebo akcie společnosti včera vzrostl, dá se předvídat, že dnes spíše poroste, než poklesne. Nenáhodné chování lze také identifikovat na základě analýzy měsíčních výnosů u některých méně likvidních titulů. Vysvětlení tohoto fenoménu a jeho příčin není ovšem vůbec zřejmé. V segmentu nejlikvidnějších titulů obchodovaných v systému SPAD jsou závislosti méně časté, nicméně jejich výskyt nelze označit za sporadický. Výnosy indexu PX-D, který charakterizuje tento segment, se chovají v souladu s modelem náhodné procházky.

Chování polského trhu není zcela v souladu s modelem náhodné procházky. Týdenní a měsíční výnosy individuálních titulů na polském trhu jsou sice lineárně nezávislé a případné odchylky se vyskytují pouze výjimečně, autokorelace denních výnosů však nelze považovat za sporadický jev, což potvrzuje i nenáhodné chování indexu WIG20. Ačkoliv srovnání s charakterem vyspělých trhů nevyznívá pro polský trh tak negativně

jako v případě ČR, rozdíl je nicméně podstatný pro prvních několik zpoždění. Z hlediska závěru o (ne)platnosti hypotézy náhodné procházky představuje vyšší četnost výskytu závislostí při nižších zpožděních dostatečný důvod konstatovat, že polský trh nedosahuje v letech 1995–2005 míry efektivnosti (ve slabé formě), která je typická pro vyspělé trhy. Analýza faktoru neobchodování ukazuje, že opět nemá vliv na intenzitu závislostí výnosů u individuálních titulů a v případě indexu WIG20 snižuje hodnoty autokorelací výjimečně pod kritickou mez, ale celkový obrázek o charakteru polského trhu nemění.

O důvodech rozdílů mezi jednotlivými národními trhy se lze pouze dohadovat. Mohou spočívat v odlišných podmínkách jejich vzniku a fungování, různé míře jejich využití při privatizaci státního majetku a následné koncentraci vlastnických podílů, odlišných obchodních systémech, kvalitě regulace a dohledu či míře participace velkých institucionálních a zahraničních investorů. Tyto faktory ovlivňují transparentnost trhu, jeho likviditu, podíl nelikvidních titulů, míru informovanosti účastníků trhu, přímé i nepřímé náklady na obchodování. Ačkoli nejlepší legislativně regulatorní předpoklady k efektivnímu chování měl polský trh, soulad s hypotézou vykazuje systematicky pouze maďarský trh díky své relativně vysoké institucionální vyspělosti a významné účasti zahraničních institucionálních investorů již od raných okamžiků své existence. Výraznější mezinárodní provázanost trhu mohla vést maďarské společnosti k větší informační otevřenosti.

Na základě výše uvedených závěrů ohledně přítomnosti závislostí, platnosti modelu náhodné procházky a slabé formy hypotézy efektivních trhů je možné odhadovat investiční strategii, která by přinášela v regionu střední Evropy dlouhodobě abnormální výnosy. Předně by se vyhýbala maďarskému trhu, resp. titulům, z kterých se skládá hlavní index BUX budapeš ské burzy. V případě českých i polských titulů by musela být založena na velmi krátké periodě. Neměl by existovat prostor pro systematické nalézaní nadprůměrně ziskových příležitostí v delších cyklech, tj. v řádu týdnů či déle. Je zřejmé, že takovéto strategie jsou v praxi systematicky využitelné především profesionálními investory, obchodníky s cennými papíry a nejlépe samotnými tvůrci trhu, kteří mají exkluzivní a velmi rychlý přístup k informacím a flexibilní možnost obchodování. Oba trhy zřejmě skýtají pouze omezené ziskové příležitosti pro drobného investora s pomalejším přístupem k novým informacím a s relativně vysokými transakčními náklady. Protože jsou na českém trhu autokorelace denních výnosů v prvních několika málo zpožděních až na výjimky kladné, obchodní strategie by měla vycházet z předpokladu, že pohyb kursu bude následován v dalších dnech pohybem ve stejném směru spíše než v opačném. Obdobné příležitosti mohou existovat na polském trhu, je ale potřeba počítat s tím, že intenzita a četnost lineárních závislostí jsou zde méně významné než na českém trhu.

Výsledky lze také interpretovat v kontextu využití technické analýzy jako nástroje identifikace vhodných investičních příležitostí. Ačkoli může být využitelná na českém a zřejmě i polském trhu, především na druhém z nich může vést k dlouhodobě abnormálním výnosům očištěným o transakční náklady pouze omezený okruh technik, a to u investorů, kteří obchodují s relativně nízkými transakčními náklady a mají velmi flexibilní přístup k informacím a obchodnímu systému.

Literatura

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. 1997. *Econometrics of Financial Markets*. Princeton : Princeton University Press, 1997.

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

DIVIŠ, K.; TEPLÝ, P. 2005. Informační efektivnost burzovních trhů ve střední Evropě. *Finance a úvěr*. 2005, roč. 55, č. 9–10, s. 471–482.

ENGLE, R. F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica*. 1982, vol. 50, s. 987–1008.

FAMA, E. 1965. The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*. 1965, roč. 38, s. 34–105.

FAMA, E. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 1970, roč. 25, s. 383–417.

FILÁČEK, J.; KAPIČKA, M.; VOŠVRDA, M. 1998. Testování hypotézy efektivního trhu na BCPP. *Finance a úvěr*. 1998, roč. 48, č. 9, s. 554–566.

FILER, R. K.; HANOUSEK, J. 1999. The Extent of Efficiency in Central European Equity Markets. In HELMENSTEIN, Ch. (ed.). *Capital Markets in Transition Economies*. Cheltenham, UK : Edward Edgar, 1999, s. 392–416.

GILMORE, C. G.; MCMANUS, G. M. 2003. Random-Walk and Efficiency Tests of Central European Equity Markets. *Managerial Finance*. 2003, vol. 29, no. 4, s. 42–61.

HÁJEK, J. 2002. Slabá forma efektivnosti českého akciového trhu. *Politická ekonomie*. 2002, roč. 50, č. 3, s. 377–389.

HEBÁK, P. 1995. *Testování statistických hypotéz*. Praha : VŠE, 1995.

HEBÁK, P.; BÍLKOVÁ, D.; SVOBODOVÁ, A. 2004. *Praktikum k výuce matematické statistiky II: Testování hypotéz*. Praha : VŠE, 2004.

CHUN, R. M. 2000. Compensation vouchers and equity markets: Evidence from Hungary. *Journal of Banking & Finance*. 2000, no. 24, s. 1155–1178.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. 1988. Stock prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*. 1988, vol. 1, s. 41–66.

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*. 1989, vol. 40, s. 203–238.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. 1999. *A non-random walk down Wall Street.* Princeton : Princeton University Press, 1999.

NĚMEČEK, L. 1998. Capital Market in the Czech Republic: Birth and the First Steps [dizertační práce]. Praha : CERGE – Univerzita Karlova, srpen 1998.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 1988, vol. 75, s. 335–346.

ROBERTS, H. 1967. Statistical Versus Clinical Prediction of the Stock Market. CRSP, University of Chicago, May 1967.

SAMUELSON, P. 1965. Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*. 1965, vol. 6, s. 41–49.

SCHEICHER, M. 1999. Modeling Polish Stock Returns. In HELMENSTEIN, Ch. (ed.). *Capital Markets in Transition Economies*. Cheltenham, UK : Edward Edgar, 1999, s. 417–437.

TREŠL, J. 1999. Analýza sektorových indexů na pražské burze cenných papírů. *Politická ekonomie*. 1999, č. 1, s. 27–39.

VOŠVRDA, M.; ŽIKEš, F. 2004. An application of the GARCH-t model on Central European stock returns. *Prague Economic Papers*. 2004, č. 1, s. 26–39.

WHEELER, F. P.; NEALE, B., KOWALSKI, T., LETZA, S. R. 2002. The efficiency of the Warsaw Stock Exchange: the first few years 1991–1996. *The Poznan University of Economics Review.* 2002, vol. 2, no. 2, s. 37–58.

WORTHINGTON, A. C.; HIGGS, H. 2003. Weak-form market efficiency in European emerging and developed stock markets [Queensland University of Technology Discussion Paper no. 159], September 2003.

ZGALJIC, D. 2004. Capital Market Efficiency in Poland: An analysis of weak form efficiency on the Warsaw Stock Exchange [Diploma Paper]. Massachusetts : Tufts University, 2004.

ŽIKEŠ, F. 2003. The Predictability of Asset Returns: An Empirical Analysis of Central-European Stock Markets [Master Thesis]. Praha : UK, Institut ekonomických studií, July 2003.

Příloha 1

Přehled analyzovaných akciových titulů

Česká republika		Polsko		Maďarsko	
CBJ	Česká pojišťovna	AGO	Agora	BCHEM	BorsodChem
CEZ	ČEZ	BCA	Bank Austria Creditanstalt	DANUB	Danubius
CS	Česká spořitelna	BPH	Bank BPH	DEMASZ	Demasz
CSRD	České radiokomunikace	PEO	Bank Pekao	EGIS	Egis
IAPS	IPS Skanska	BZW	Bank Zachodni WBK	FHB	FHB
IPB	IPB	BRE	BRE Bank	FOTEX	Fotex
KOMB	Komerční banka	BDX	Budimex	RICHT	Gedeon Richter
OKD	OKD	CPL	Computerland	MTEL	Matav
PARM	Paramo	DBC	Debica	MOL	MOL
RBAG	Erste Bank	MPP	MPP Swiecie	OTP	OTP Bank
SKUH	Sokolovská uhelná	KTY	Grupa Kety	PPLAST	Pannonplast
SPTT	Český Telecom	KGH	KGHM	TVK	TVK
SSZL	SSŽ	NET	Netia		
SVDL	Severočeské doly	ORB	Orbis		
SVEG	Severočeská energetika	PGF	PGF		
SVEN	Severomoravská energetika	PKN	PKN Orlen		
TABAK	Philip Morris ČR	PKM	Prokom Software		
UNIP	Unipetrol	SFT	Softbank		
		STX	Stalexp		
		TPS	TPSA		
Spojené státy		**Německo**		**Nizozemí**	
AA	Alcoa	ADS	Adidas-Salomon	AABA	ABN Amro
AIG	AIG	ALT	Allianz	AGN	Aegon
AXP	American Express	ALV	Altana	AH	Ahold
BA	Boeing	BAS	BASF	AKZA	Akzo Nobel
CAT	Caterpillar	BAY	Bayer	ASML	ASML Holding
CITI	Citigroup	BMW	BMW	BUHR	Buhrmann
DD	Du Pont	CBK	Commerzbank	DSM	DSM
DIS	Walt Disney	CONN	Continental	FORA	Fortis
GE	General Electric	DB1	Deutsche Boerse	GTN	Getronics
GM	General Motors	DBK	Deutsche Bank	HEIA	Heineken
HD	Home Depot	DCX	DaimlerChrysler	HGM	Hagemeyer
HON	Honeywell Int.	DPW	Deutsche Post	INGA	ING Groep
HPQ	Hewlett-Packard	DTE	Deutsche Telecom	KPN	Royal KPN
IBM	IBM	EOA	E.ON	NUM	Royal Numico
INTC	Intel Corp	FME	Fresenius Medical Care	PHIA	Philips Electronics
JNJ	Johnson & Johnson	HEN3	Henkel	RDA	Royal Ducht Petroleum
JPM	JPMorgan Chase	HVM	Bayerische Hypo-Vereinsbank	REN	Reed Elsevier
KO	Coca-Cola	IFX	Infineon	SBMO	IHC Caland
MCD	McDonald´s	LHA	Deutsche Lufthansa	TNT	TPG
MMM	3M	LIN	Linde	UNA	Unilever
MO	Altria Group	MAN	MAN		
MRK	Merck	MEO	Metro		
MSFT	Microsoft	MUV2	Muenchener Re		
PFE	Pfizer	RWE	RWE		
PG	Procter & Gamble	SAP	SAP		
T	SBC Communications	SCH	Schering		
UTX	United Technologies	SIE	Siemens		
VZ	Verizon Communications	TKA	ThyssenKrupp		
WMT	Wal-Mart Stores	TUI1	TUI		
XOM	Exxon Mobil	VOW	Volkswagen		

WEAK-FORM EFFICIENCY TEST IN THE CENTRAL EUROPEAN CAPITAL MARKETS

Jan Hájek, Praha (jan.hajek@dexia-kom.cz)

Abstract

This study thoroughly analyzes the stock market efficiency hypothesis – its weak form – in the Czech Republic, Poland and Hungary in 1995-2005. It aims to reveal whether trading on historical information about stock prices or indices may lead to economically significant abnormal profits and whether the analyzed markets are comparably efficient. It also tests relative efficiency of the Central European markets compared to developed capital markets that are considered the most effective – the American NYSE, German and Netherlands stock exchanges. Complexity of the results is enhanced by analyzing daily, weekly and monthly returns of both the major regional indices – the Czech PX-50 and PX-D, Hungarian BUX and Polish WIG20 – and individual shares that constitute the indices. Moreover, consequences of the non-synchronous trading for autocorrelations are discussed.

In conclusion, the Central European region must be considered as a heterogeneous market. While the Hungarian market generally complies with the hypothesis and behaves weakly efficient, significant linear dependences are typical for the Czech stock market. Some unsystematic departures from the random walk model persist in Poland and the efficiency market hypothesis can not be validated there. Any abnormally profitable investment strategy that exploits technical analysis should thus avoid Hungarian stocks and exploit short-term dependences on the Czech and, to a lesser extant, Polish stock market.

Keywords

efficiency market hypothesis, weak-form market efficiency, relative market efficiency, random walk model, variance ratio test, heteroskedasticity, non-synchronous trading, Central European stock markets

JEL Classification

G14, C22