TESTOVÁNÍ SLABÉ FORMY EFEKTIVNOSTI NA ČESKÉM AKCIOVÉM TRHU

Tran Van Quang, Vysoká škola ekonomická v Praze

Úvod

Hypotéza efektivního trhu je nedílnou součástí finanční ekonomie už několik desetiletí. Považuje za efektivní takový trh, který plně a přesně reflektuje všechny relevantní kursotvorné informace. Akciový trh je považován za efektivní vzhledem k určité množině informací , pokud kursy akcií nejsou ovlivněny zveřejněním těchto informací všem účastníkům trhu. Efektivnost akciového trhu vzhledem k určité množině informací vede k tomu, že není možné soustavně dosahovat abnormální výnosnost obchodováním na základě těchto informací (Malkiel, 1992). Efektivnost v pojetí efektivního trhu znamená, že se informace na takovém trhu rychle rozšiřují a jsou plně reflektovány do cen akcií, tedy se jedná o informační efektivnost.

Podle informačních množin se rozlišují tři formy hypotézy efektivního trhu: trh je slabě efektivní, pokud aktuální akciový kurs reflektuje všechny informace a obchodováním na základě historických dat nelze soustavně získávat abnormální výnosnost. Akciový trh považujeme za středně silně efektivní, pokud aktuální akciový kurs reflektuje nejen historická data, ale i aktuální veřejné informace a obchodováním na základě historických dat a veřejně aktuálních informací nelze soustavně získávat abnormální výnosnost. Akciový trh je považován za silně efektivní, jestliže aktuální akciový kurs obsahuje všechny kursotvorné informace, tzn. jak veřejného, tak neveřejného charakteru a obchodováním na základě aktuálně veřejných a neveřejných informací nelze soustavně získávat abnormální výnosnost.

Doposud bylo věnováno testování této hypotéze mnoho prací jak ve světě, tak i v české republice, v nichž se našlo mnoho důkazů jak ve její prospěch, stejně tak i proti ní. Ukazuje se, že tuto poměrně jednoduše formulovanou myšlenku v praxi je však dosti obtížně testovat, což je také pravděpodobná příčina toho, proč je názor odborníků na tuto hypotézu tak nejednotný. Nicméně, s postupem času rozvoj statistiky jako vědní discipliny rozšiřuje statistické instrumentarium tak, že umožňuje využívat stále nové statistické metody k prověření hypotézy efektivního trhu oproti minulosti a usnadňuje tak finančním teoretikům v potvrzení či vyvrácení platnosti hypotézy efektivního trhu.

Tento příspěvek navazuje na výsledky jiných prací v nedavné době v této oblasti a v něm nejprve bude projednán teoretický základ hypotézy efektivního akciového trhu. Poté na datech získaných z českého akciového trhu, a to konkrétně na časových řadách českého indexu PX-50 a dalších třech velmi likvidních titulů: Telefónica O_2 (dřívější Český Telecom), Komerční banka a České energetické závody bude testována platnost slabé formy hypotézy efektivního trhu, a to nejen lineárními statistickými metodami, ale také nelineárními metodami. Na základě výsledků těchto testů se bude posuzovat

platnost zmíněné hypotézy v její slabé formě a případně naznačovat další postup při jejím testování v budoucnu.

1. Teoretický základ hypotézy efektivního trhu

Hypotéza efektivního trhu je v podstatě založena na těchto třech základních, ve srovnání s perfektním trhem méně restriktivních, předpokladech:

– investoři jsou racionální. Jejich racionalita tkví v tom, že správně aktualizují rozhodování po objevení nových informací,
– každé rozhodnutí o investici musí splňovat arbitrážní podmínku. Toto rozhodnutí je učiněno na základě subjektivního přesvědčení o maximalizaci vlastního bohatství a
– investoři jako celý kolektiv jsou také racionální. Náhodné chyby jednotlivých investorů se na trhu navzájem ruší. Toto znamená, že individuální chyby (odchylky od individuální racionality) napříč trhu jsou nezávislé nebo alespoň slabě korelované.

K znázornění toho, jak tyto předpoklady spolu navzájem souvisí, uvažujme, že na začátku období t je na trhu N_t investorů, kteří se podílejí na arbitráži mezi akcií a bezrizikovým aktivem. Nech výnosnosti ze držby těchto aktiv na jedno období jsou značeny $R_{t\ 1}$ pro akcii a r_t pro bezrizikové aktivum. Pro i-tého investora by měl význam vstoupit do této arbitráže pouze tehdy, když (jeho subjektivní) abnormální výnosnost z ní musí alespoň pokrýt jeho subjektivní rizikovou prémii na investici do akcií s nejistou výnosností a také náklady na získání informací týkajících se této transakce na základě jemu dostupné množiny informací $_{it}$. Lze tuto podmínku formálně zapsat vztahem:

$$\hat{E}_i \quad R_{t\ 1} \quad r_t \Big| \ _{it} \qquad _{it} \qquad _{it}, \tag{1.1}$$

kde $\hat{E}_i \quad R_{t\ 1} \quad r_t$ je subjektivní očekávání abnormální výnosnosti investora,

$_{it}$ je množina informací dostupná investorovi, rozdíl $R_{t\ 1} \quad r_t$ bere v úvahu povahu množiny informací a o její povaze již bylo stručně zmíněno v úvodu,
$_{it}$ je míra rizikové prémie pro investora, $_{it} > 0$ a
$_{it}$ je informační a transakční náklad na jednu jednotku investice, $_{it} > 0$.

Očekávaná abnormální výnosnost se může lišit od investora k investorovi, protože závisí jednak na množině informací dostupných investorovi, jednak na distribuční funkci náhodné veličiny $R_{t\ 1} \quad r_t$. Za předpokladu racionálního očekávání musí však platit, že individuální očekávaná abnormální výnosnost se nemůže lišit od skutečné, resp. objektivní očekávané abnormální výnosnosti, tedy:

$$\hat{E}_i \quad R_{t\ 1} \quad r_t \Big| \ _{it} \qquad E \quad R_{t\ 1} \quad r_t \Big| \ _{it}, \tag{1.2}$$

kde $E \quad R_{t\ 1} \quad r_t \Big| \ _{it}$ je skutečné či objektivní očekávání. Můžeme potom psát:

$$E \quad \hat{E}_i \quad R_{t\ 1} \quad r_t \Big| \ _{it} \Big| \ _t \qquad E \quad E \quad R_{t\ 1} \quad r_t \Big| \ _{it} \Big| \ _t, \tag{1.3}$$

kde $_t$ $_{it}$($_t$je informační množina dostupná všem účastníkům trhu, tj. průnik všech individuálních informačních množin). Podle zákonu iteračních očekávání můžeme přepsat (1.3) na tvar:

$$E\ \hat{E}_i\ R_{t\ 1}\ r_t \big|\ _{it}\ \big|\ _t\ \ E\ R_{t\ 1}\ r_t \big|\ _t\ . \tag{1.4}$$

Také ze předpokladu racionálního očekávání, kdy individuální investor musí brát v úvahu individuální arbitrážní podmínky s ohledem na informační množinu dostupnou všem, tedy musí brát v úvahu svou individuální rizikovou prémii a vlastní transakční náklady s ohledem na tržní podmínky, tedy platí, že se očekávaná abnormální výnosnost ze držby akcie musí rovnat očekávané míře rizikové prémie a informačním a transakčním nákladům na jednotku investice vzhledem k množině informací dostupných všem investorům, tedy:

$$E\ R_{t\ 1}\ r_t \big|\ _t\ \ E\ _{it}\ _{it} \big|\ _t\ . \tag{1.5}$$

Z vztahu (1.5) je patrné, že $E\ _{it}\ _{it} \big|\ _t$ je stejné pro všechny investory a můžeme jej přepsat takto:

$$E\ R_{t\ 1}\ r_t \big|\ _t\ \ E\ _{it}\ _{it} \big|\ _t\ \ _t, \tag{1.6}$$

kde $_t$ je průměrná míra kombinované rizikové prémie a transakčních a informačních nákladů. Racionálního očekávání a dokonalá arbitráž v tomto případě nutí investory, aby přizpůsobovali svou rizikovou prémii a transakční náklady na přibližně stejnou úroveň. Racionalita a tržní disciplina v tomto případě převažují nad individuálními preferencemi a poskytují arbitrážní podmínku reprezentativního agenta, která je teoretickým základem hypotézy efektivního trhu:

$$E\ R_{t\ 1}\ r_t \big|\ _t\ \ _t\ \ _t\ \ _t, \tag{1.7}$$

kde platí:

$$_{it}\ \ _t\ \ _{it},\ E\ _{it} \big|\ _t\ \ 0$$

$$_{it}\ \ _t\ \ v_{it},\ E\ v_{it} \big|\ _t\ \ 0,$$

kde $_{it}$ a v_{it} jsou bílý šum, $_t$ a $_t$ jsou výše rizikové prémie a informačních a transakčních nákladů odvozené z množiny dostupných informací. Za těchto podmínek míra, do jaké lze předpovídat abnormální výnosnost, závisí na existenci historicky stabilního vztahu mezi rizikovou prémií $_t$ a indikátory zastoupenými v množině dostupných informací.

Předpoklad racionálního očekávání se může zdát extrémní. Pravděpodobně tento předpoklad neplatí vždy a na všech trzích. Ačkoliv můžeme předpokládat, že se na finančních trzích investoři přizpůsobují relativně rychle, v období turbulence účastníci trhu musí experimentovat s různými hodnotami abnormální výnosnosti $R_{t\ 1}\ \ r_t$, často se značnými odchylkami od běžného racionálního očekávání daného vztahem $E\ R_{t\ 1}\ r_t \big|\ _t$. Další možná příčina vychýlení od rovnovážného řešení racionálního očekávání je korelované a stádové chování investorů. Objektivní distribuční funkce $R_{t\ 1}\ \ r_t$ může být tedy ovlivněna transakcemi založenými na základě subjektivního odhadu $\hat{E}_i\ R_{t\ 1}\ \ r_t$.

Dalším zdrojem neefektivnosti na trhu může být nesoulad mezi správnou, resp. objektivní ex ante výnosovou mírou $E\ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _t$ a jejím průměrným odhadem účastníky trhu, tj. $\sum_{i\ 1}^{N_t} w_{it}\hat{E}_i\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _{it}$, kde w_{it} je tržní podíl i-tého investora na trhu.

Položíme-li:

$$E\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _t \quad \sum_{i\ 1}^{N_t} w_{it}\hat{E}_i\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _{it}\ , \tag{1.8}$$

a využijeme toho, že $\sum_{i\ 1}^{N_t} w_{it}$, můžeme (1.8) přepsat na následující tvar:

$$_t \quad \sum_{i\ t}^{N_t} w_{it}.E\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _t \quad \sum_{i\ 1}^{N_t} w_{it}.\hat{E}_i\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _{it}$$

$$\sum_{i\ 1}^{N_t} w_{it}.\ E\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _t \quad \hat{E}_i\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _{it} \quad \sum_{i\ 1}^{N_t} w_{it}\ _{it} \tag{1.9}$$

kde $_{it}\ \ E\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _t \quad \hat{E}_i\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _{it}$.

$_{it}$ je tedy míra iracionality individuálního investora, kdežto $_t$ je míra tržní iracionality. S dostatečně velkou hodnotou N_t je patrné, že se iracionalita individuálního investora navzájem vynuluje, pokud $_{it}$ je nezávislé a stejně rozdělené, či alespoň nekorelované, nebo při absenci dominantního investora na trhu. Obecně, tržní neefektivnost a ziskové příležitosti na trhu existují, pakliže $_t$ je nenulové a predikovatelné. Tržní neefektivnost by se mohla objevovat bez využitelných ziskových příležitostí, pokud $_t$ je nenulové, ale neexistuje stabilní a predikovatelný vztah mezi $_t$ a veličinami zastoupenými v množině dostupných informací.

Na závěr této části můžeme shrnout, že akciový trh je efektivní vzhledem k určité množině informací , jestliže není možné dosáhnout ekonomického zisku obchodováním na základě této množiny informací. Obsah informační množiny určuje formu hypotézy efektivního trhu. Pokud obsahuje pouze historické informace, pak se jedná o slabou formu hypotézy. Jestliže informační množina obsahuje všechny veřejně dostupné informace, pak se jedná o středně silnou formu a pokud v informační množině jsou kromě veřejně dostupných informací ještě informace neveřejné, jedná se pak o silnou formu hypotézy efektivního trhu. Dále při kalkulaci abnormální výnosové míry je třeba vzít v úvahu rizikovou prémii a informační a transakční náklady.

2. Testování slabé formy hypotézy efektivního trhu

V tom příspěvku bude testována pouze slabá forma hypotézy efektivního trhu. Vycházíme z rovnice (1.7):

$$E\ \ R_{t\ 1}\ \ r_t|\ _t \quad _t. \tag{2.1}$$

Podle LeRoye (1973) je však vliv fluktuace výnosností kvůli averzi vůči riziku poměrně malý a v krátkém časovém horizontu je možné považovat spolu s náklady

spojenými se získáváním informací a s transakcí za konstantní, můžeme zredukovat testování hypotézy efektivního trhu ve formě rovnice s proměnlivou pravou stranou na formu s konstantní pravou stranou, tedy:

$$E\ R_{t\ 1}\ \ r_t\Big|_{\ t}\ \ const\,, \tag{2.2}$$

což po převedení pravé strany rovnice na levou už je známá formule pro model náhodné procházky či model martingalu, přičemž model náhodné procházky je striktnější než model martingalu. Model náhodné procházky vyžaduje, aby abnormální výnosové míry byly nezávislé a měly stejné rozdělení, zatímco modelu martingalu stačí, když abnormální výnosové míry jsou nezávislé. Lo a kol. (1997) ve skutečnosti rozlišuje tři typy modelu náhodné procházky v závislosti na vlastnosti výnosových měr. V tomto příspěvku budeme požadovat, aby výnosové míry byly navzájem nezávislé a mají stejné rozdělení.

Při výpočtu výnosových měr, pokud se výnosové míry ze držby akcií budou pohybovat v rozumném intervalu, tedy nejsou příliš vysoké a ve většině případů se tak chovají, můžeme nahradit procentuální výnosovou míru výnosovou měrou logaritmickou, tj. :

$$R_{t\ 1}\ \ \ln P_{t\ 1}\ \ \ln P_t \tag{2.3}$$

a následně budeme testovat vlastnosti takto vypočtených jak lineárními, tak nelineárními metodami.

2.1 Testování hypotézy efektivního trhu lineárními metodami

Vlastnosti $R_{t\ 1}$ budou testovány těmito lineárními testy: Boxovým-Piercevým testem, testem poměru rozptylů a testem sekvencí a zvratů. Dále bude zkoumána persistence výnosových měr v časových řadách výnosností prostřednictvím Hurstovy statistiky.

2.1.1 Boxův-Pierceův test

Tento test zkoumá, zda se všechny autokorelační koeficienty současně statisticky významně liší od nuly. Výběrový autokolerační koeficient k-tého zpoždění v časové řadě výnosností je definován následovně:

$$\hat{\ }_k\ \ \frac{\sum_{t\ 1}^{T} R_t\ \ \overline{R}}{\sum_{t\ 1}^{T} R_t\ \ \overline{R}}\,,\ \text{kde } k\ \ 1,2,\ldots \text{a}\ \ \overline{R}\ \ \frac{1}{T}\sum_{t\ 1}^{T} R_t\,,\ \text{kde a}\,, \tag{2.4}$$

kde T je počet pozorování a R_t je výnosnost ze držby akcií v čase t.

Pokud výnosnosti jsou nezávislé, pak všechny výběrové autokorelační koeficienty časové řady výnosových měr by měly být nulové. Tato hypotéza se testuje Portmanteauovou statistikou navrženou Boxem a Piercem (1970):

$$\hat{Q}_m \quad T \quad {}_{k\ 1}^{m} \hat{}_{k}^{2}, \text{ kde } m \text{ je zvolený počet autokorelací.} \tag{2.5}$$

Tato statistika má asymptoticky ^{2} rozdělení s m-stupni volnosti. Nulová hypotéza v tomto případě je H_0: $_k$ 0 pro všechna $k = 1,2,...,m$ proti alternativní hypotéze H_1: existuje $_k$ 0 alespoň pro některá k.

2.1.2 Test poměru rozptylu

Nech R_t je denní logaritmická výnosová míra a R_t^k je k-denní logaritmická výnosnost ze držby akcií. Z definice logaritmické výnosové míry platí: $R_t^k \quad {}_{j\ 1}^{k} R_{tj}$. Pokud jsou výnosové míry nezávislé, pak rozptyl jejich součtů musí být lineární funkcí času, tedy: $Var\ R_t^k \quad {}_{j\ 1}^{k} Var\ R_{tj} \quad k.Var\ R_t$ za předpokladu, že R_t má konstantní rozptyl a pro řadu k-denních výnosností jejich výběrový rozptyl lze vypočítat vztahem:

$$\hat{}_{k}^{2} \quad \frac{k}{T} \; {}_{t\ 1}^{T/k} R_t^k \quad k.\overline{R}^{\ 2}, \text{ kde } \overline{R} \quad \frac{1}{T} \; {}_{t\ 1}^{T} R_t.$$

Pokud jsou nezávislé, musí platit: $E\ k\hat{}_{1}^{2} \quad E\ \hat{}_{k}^{2}$, nebo $E\ \frac{\hat{}^{2}}{k} \quad \hat{}_{1}^{2} \quad 0$, kde $\hat{}_{1}^{2}$ a $\hat{}_{k}^{2}$ jsou výběrové rozptyly jednodenních a k-denních výnosností. Lo a kol. (1997) dokázali, že $\sqrt{T} \ \frac{\hat{}_{k}^{2}}{k} \quad \hat{}_{1}^{2}$ statistika má asymptotické normální rozdělení, tedy:

$$\sqrt{T} \ \frac{\hat{}_{k}^{2}}{k} \quad \hat{}_{1}^{2} \text{ konverguje v distribuci k } N\ 0{,}2\ k \quad 1 \quad {}^{4} \tag{2.6}$$

nebo: $\sqrt{T} \ \frac{\hat{}_{k}^{2}}{k\hat{}_{1}^{2}} \quad 1 \quad {}^{d} \quad N\ 0{,}2\ k \quad 1$. (2.7)

Z definice autokorelačního koeficientu do k-tého řádu a definice rozptylu lineární kombinace k náhodných veličin je možné napsat:

$$VR\ k \quad \frac{\hat{}_{k}^{2}}{k.\hat{}_{1}^{2}} \quad \frac{{}_{j\ 1}^{k} Var\ R_{t,j} \quad 2 \quad {}_{i \prec j} \operatorname{cov}\ R_{t,i}, R_{t.j}}{k.Var\ R_t} \quad 1 \quad 2 \; {}_{j\ 1}^{k\ 1} \ 1 \quad \frac{j}{k} \ .\hat{}_{j}. \tag{2.8}$$

Poměr rozptylů tedy představuje lineární kombinaci prvních k-1 autokorelačních koeficientů výnosností s lineárně klesajícími váhami odpovídajících autokorelačních koeficientů. Podle Poterby a Summerse (1988) má tento test ještě větší sílu než výše uvedený Boxův-Pierceův test při zkoumání lineárních nezávislostí výnosností.

2.1.3 Test sekvencí a zvratů

Test sekvencí a zvratů zkoumá nahodilost výnosových měr. Tato vlastnost není specifická žádnému konkrétnímu parametru jejich rozdělení, proto tento test nahodilosti patří mezi neparametrické testy. Využitím informací obsažených pouze v pořadí těch pozorování v časové řadě lze konstruovat robustní test, který je nezávislý na zvoleném měřítku. Nech R_t je denní výnosnost ze držby akcií. Označme I_t jako následující náhodnou veličinu:

$$I_t \quad \begin{matrix} 1 & \text{kdyz} & R_t \succ 0 \\ 0 & & \text{jinak} \end{matrix},$$

sekvence je definována ve řadě výnosností jako dvě po sobě jdoucí pozitivní výnosové míry, tj. $I_t . I_{t\ 1}\ \ 1$ a nebo dvě po sobě jdoucí negativní (přesněji nekladné) výnosnosti, tj. $1\ \ I_t\ .\ 1\ \ I_{t\ 1}\ \ 1$. Nech N_s je počet sekvencí, pak počet zvratů N_z v jedné časové řady délky T je :

$$N_z\ \ T\ \ N_s \text{ a } N_s\ \ \ {}_{t\ 1}^{T}\ Y_t \text{ kde } Y_t\ \ I_t . I_{t\ 1}\ \ 1\ \ I_t\ .\ 1\ \ I_{t\ 1}\ .$$

Pokud výnosové míry jsou nahodilé, potom Y_t má Bernoulliho rozdělení s parametrem p. V případě, že průměrná výnosnost $\overline{R}\ \ 0$, potom $p\ \ \frac{1}{2}$. Za těchto předpokladů máme $E\ \ N_s\ \ T . p$ a $Var\ \ N_s\ \ 4Tp\ \ 1\ \ p\ \ 3p^2\ \ 3p\ \ 1$, kde T je počet pozorování. Pro dostatečně velký výběr se nabízí t-test a hodnota této statistiky má normální rozdělení, tedy:

$$\frac{N_s\ \ T\ \ p^2\ \ 1\ \ p\ \ ^2}{4Tp\ \ 1\ \ p\ \ 3p^2\ \ 3p\ \ 1}\ \ \frac{2N_s\ \ T}{\sqrt{T}}\qquad N\ \ 0{,}1 \quad \text{pro } p = 0{,}5. \tag{2.9}$$

2.1.4 Hurstova statistika

Hurtova (R/S) statistika je definována jako rozsah parciálních součtů odchylek časové řady od jejího průměru reškálovaný její standardní odchylkou. Uvažujme časovou řadu výnosností $R_1, R_2, \ldots, R_T$ a $\overline{R}$ nech je jejich výběrový průměr $\overline{R}\ \ \frac{1}{T}\ {}_{t\ 1}^{T}\ R_t$, pak R/S statistika značená jako Q_n je definována vztahem:

$$\hat{Q}_m\ \ \frac{1}{s_n}\ \ \begin{matrix} Max \\ 1\ \ k\ \ n \end{matrix}\ {}_{j\ 1}^{k}\ R_j\ \ \overline{R}_n\ \ \ \begin{matrix} Min \\ 1\ \ k\ \ n \end{matrix}\ {}_{j\ 1}^{k}\ R_j\ \ \overline{R}_n \tag{2.10}$$

kde s_n je výběrová standardní odchylka: $s_n\ \ \sqrt{\frac{1}{n}\ {}_{j\ 1}^{n}\ (R_j\ \ \overline{R}_n)^2}$.

Při výpočtu Hurstova exponentu se zkoumaná řada výnosností T pozorování dělí na a po sobě jdoucích podřad délky n tak, že platí $T = a.n$. Z každé takové podřady se počítá průměr $\overline{R}_a$ a směrodatná odchylka S_a. Pak se sestrojuje řada částečných součtu odchylek $y_{k,a}$ od průměru $\overline{R}_a$. Potom se najde rozpětí pozorování v nové řadě R_a a nalezené rozpětí je vyděleno směrodatnou odchylkou S_a:

$$y_{k,a} \quad {}_{k\ 1}^{n} \quad R_{k,a} \quad \overline{R}_a$$

$$R_a \quad \max_{n} \quad y_{k,a} \quad \min_{n} \quad y_{k,a}.$$

Průměr *R/S* statistiky se počítá pro n pozorování jako:

$$R/S \quad {}_{n} \quad \frac{1}{a} \quad {}_{j\ 1}^{a} \quad R_{j,n}/S_{j,n} \quad . \tag{2.11}$$

Tento postup se opakuje pro rostoucí počet pozorování n v jedné podřadě (a počet těchto podřad a tedy musí klesat). Protože platí:

$R/S \quad c.n^H$, kde c je konstanta, n čas a H je Hurstův exponent,

po zlogaritmování obou stran této rovnice se získá H lineární regresí z následujícího vztahu:

$$\log \ R/S \quad \log c \quad H.\log n. \tag{2.12}$$

Hurstův exponent nabývá hodnot v intervalu (0, 1) a jeho hodnota určí charakter náhodného procesu. Pokud $H = 0{,}5$, je zkoumaný proces náhodná procházka. Jestliže $0 < H < 0{,}5$, proces je antipersistentní (mean reverting), což znamená, že při odchýlení od průměru se proces má tendenci vrátit co nejrychleji zpět k jeho průměru. Pokud $0{,}5 < H < 1$, proces je persistentní, což znamená, že proces má dlouhou pamě , jeho hodnoty mají tendenci zůstávat tam, kde jsou.

2.2 Testování slabé formy hypotézy efektivního trhu nelineárními metodami

Platnost slabé formy hypotézy efektivního je třeba testovat nejen lineárními metodami, ale i nelineárními metodami, protože lineární metody nemohou odhalit případné nelineární vztahy generující chování výnosností v čase. Hinich (2005) dokonce tvrdí: „ekonomické a jiné sociální systémy jsou nelineární a lineární aproximace je možná pouze v případě existence slabé nelinearity v těchto systémech. Testování jejich chování nelineárními metodami proto je vlastně ověření výsledků testování lineárními metodami“. Při testování nelineárními metodami zkoumáme, zda je možné vyjádřit výnosovou míru následujícím způsobem:

$$R_t \quad g_t \quad r_1 \quad {}_t.h_t \quad r_2 \ , \tag{2.13}$$

kde ${}_t$ je náhodný šum, který má nespecifikované rozdělení F, tedy ${}_t \sim F \quad 0{,}1$, a g_t a h_t jsou nelineární funkce obsahující v sobě historické informace a r_1 a r_2 jsou vektory nezávislých proměnných. Je zřejmé, že $E_{t\ 1} \ R_t \quad g_t \ r_1$

a $E_{t\ 1}\ R_t\ \ E_{t\ 1}\ R_t\ \ ^{2}\ \ h_t^2\ \ r_2$. Pokud najdeme g_t, nebo h_t, nebo obě funkce současně, říkáme, že výnosnosti jsou nelineární 1. momentu, případně jsou nelineární 2. momentu, nebo jsou nelineární jak v prvním, tak ve druhém momentu. Lze také testovat přítomnost nelinearity i ve vyšších momentech. Existuje tedy celá řada testů na zjištění nelinearity ve řadách výnosností a pro tento příspěvek byly vybrány tyto testy: Whiteův test, Engleův test a Hinichův test a BDS test.

2.2.1 Whiteův test

Nelinearitu v prvním momentu lze testovat různými testy (Keenanův test, Tsayův test nebo Ramseyův RESET test). Pro tento příspěvek byl vybrán test, který byl navrhován Whiteem (1989), kde nelinearita v prvním momentu je detektována pomocí neuronové sítě. Princip fungování jednovrstvé neuronové sítě je následující: vektor vstupního signálu *X* je vyslán do neuronové sítě. Jednotlivé složky tohoto vektoru jsou vnímány touto sítí vektorem *W*. Pokud vstupní signál vnímaný sítí překročí určitou úroveň označenou Pr, tato neuronová sí transformuje tento vstupní signál pomocí nelineární funkce na vektor výstupního signálu *Y*. Matematicky lze tuto myšlenku zapsat takto:

$$Y\ \ f\ \ X.W\ \ \Pr\ . \tag{2.13}$$

White využil tento princip a sestavil test, kdy zkoumaná časová řada výnosností je vyslána do jednoúrovňové neuronové sítě. Sí tuto řadu zpracovává a vydává výstupnou časovou řadu, kterou můžeme psát ve tvaru:

$$y\ \ g\ \ u_1\ \ \ \ h\ \ u_2\ \ , \tag{2.14}$$

kde *g* je lineární funkce a *h* je nelineární funkce, a u_1 a u_2 jsou nezávislé proměnné. Navržený test ověřuje nulovou hypotézu H_0: 0 proti alternativě H_1: 0 a podle autora má testová statistika pro asymptotické rozdělen ^{2}.

2.2.2 Engleův test

Engle (1982) konstruoval test, který explicitně zkoumá nelinearitu ve druhém momentu, když navrhoval autoregresivní model podmíněné heteroskedasticity (ARCH). Nech výnosnost z investice do akcií za jedno období je vyjádřena vztahem $R_t\ \ f\ \ R_{t\ j}\ \ \ _t$, kde $_t$ je podmíněně heteroskedastický proces s podmíněnou nulovou střední hodnotou $E\ \ _{t\ 1}\big|\ _t\ \ 0$ a podmíněným rozptylem $E\ \ ^{2}_{t\ 1}\big|\ _t\ \ h_{t\ 1}$, kde $_t$ je množina informací dostupných v čase *t*. Tyto požadavky splňuje model procesu $_t$ ve tvaru:

$$_t\ \ v_t.\sqrt{h_t}\text{, kde } v_t \text{ má nespecifikované rozdělení F(0,1).} \tag{2.15}$$

Odtud je patrné, že $_t$ a potažmo R_t je nelineární ve druhém momentu.

Engle předpokládal, že kde $h_t\ \ ^{2}_{1}$ je autoregresivní proces vyjádřený vztahem:

$$^{2}_{t}\ \ \ \ _0\ \ \ \ _1\ ^{2}_{t\ 2}\ \ \ \ _2\ ^{2}_{t\ 2}\ \ \cdots\ \ \ \ _p\ ^{2}_{t\ p}. \tag{2.16}$$

Nulová hypotéza při testování nelinearity ve druhém momentu předpokládá, že neexistuje korelace mezi $^{2}_{t}$ a $^{2}_{t\ j}$ pro $j = 1, \ldots, p$, tedy H_0: $_{1}\quad _{2}\ \ldots\quad _{p}\quad 0$ proti H_1: existuje alespoň jedno $_{j}\quad 0$, pro $j = 1, \ldots, p$.

2.2.3 Hinichův bispektrální test

Hinichův bispektrální test (Hinich, 1989) se využívá k odhadu bispektra stacionární časové řady a poskytuje přímý test nelinearity. Jestliže časová řada výnosností R_t je stacionární s nulovým průměrem, lze ji napsat jako $R_t \quad w_i \cdot \ _{t\ i}$, kde $_{t}$ je bílý šum a w_i jsou váhy. Nech $c\ h \quad E\ R_t\ _h R_t$ je její autokovariance 2. řádu a $c\ h,k \quad E\ R_t\ _h R_t\ _k R_t$ je její autokovariance 3. řádu a jejich odpovídající Fourierovy transformace $S \quad _{h}\ c\ h\ .\exp\ \ 2\ i\ \ h\ \ a\ B\ \ _{1},\ _{2} \quad _{h,k}\ c\ h,k\ .\exp\ \ 2\ i\ \ _{1}h\ \ \ _{2}k$ a (S je pak spektrum a B je bispektrum). Šikmost $_{1}\ _{2}$ řady R_t je pak definována jako:

$$^{2}\ _{1},\ _{2} \quad \frac{B_{xxx}\ \ _{1},\ _{2}\ \Big|^{2}}{S_{xx}\ \ _{1}\ S_{xxx}\ \ _{2}\ S_{xxx}\ \ _{1}\ \ _{2}}, \tag{2.17}$$

Bylo dokázáno, že šikmost $^{2}\ _{1},\ _{2}$ je konstantní na všech frekvencích $_{1},\ _{2}$, kde $_{1},\ _{2}\ :0 \prec\ _{1} \prec 0.5;\ _{2} \prec\ _{1};2\ _{1}\ \ \ _{2} \prec 1$, pokud R_t je lineární. Lze testovat linearitu použitím výběrového odhadu funkce šikmosti. Jestliže řada výnosností je generována lineárním procesem, potom její šikmost musí být konstantní. Nulová hypotéza v tomto případě je H_0 : absence nelineární závislosti, proti alternativě H_1 : existence nelineární závislosti.

2.2.4 BDS test

BDS test je založen na základě korelačního integrálu časové řady výnosností $C\ \ T, m,$ s T pozorováními, který se pro zvolenou dimenzi vnoření m počítá následovně:

$$C\ \ T, m, \quad \frac{1}{T\ \ T\ \ 1}\ \ _{m\ t\ s\ n}^{T\ 1}\ H \quad \left\| R_t \quad R_s \right\| \ ,$$

kde $\ $ je nějaké předem zvolené a dostatečně malé číslo, $H\ \ z$ je tzv. Heavisideova funkce, která nabývá hodnotu 1 když její argument je kladný a 0 když argument je nekladný. Symbol $\|.\|$ značí vzdálenost mezi dvěma zvolenými body. Korelační integrál je tedy podíl párů výnosností R_t, R_s takových, že jsou blízké sobě; blízkost znamená, že jejich rozdíl je menší než předem zvolená malá hodnota $\ $.

Brock, Dechert a Scheikman (1987) konstruovali test, který je neparametrický (tzv. BDS test), k posouzení nulové hypotézy, že časová řada výnosností R_t je nezávislá a stejně rozdělená proti nespecifické alternativní hypotéze.

Autoři BDS testu dokázali, že pokud R_t je nezávislá a stejně rozdělená, potom platí:

$$C_m \qquad C_1 \qquad ^m. \tag{2.18}$$

Bylo zjištěno, že BDS statistika je určena vztahem:

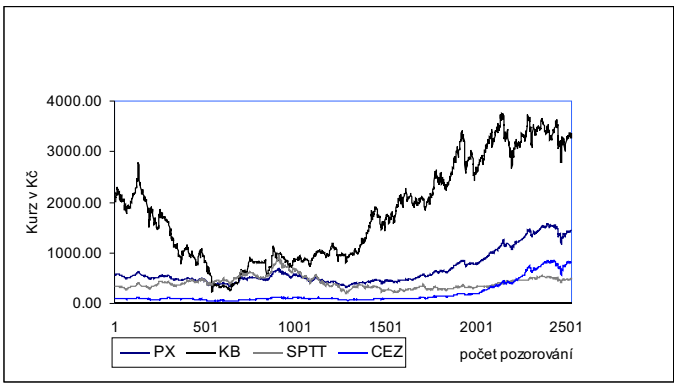
$$W_m^n \qquad \frac{\sqrt{N} \;\; C_n^m \qquad C_1^m \qquad ^m}{\qquad ^m} \tag{2.19}$$

kde W_n^m konverguje v distribuci k normálnímu rozdělení $N \;\; 0,1$, když se T blíží k nekonečnu. V praxi BDS statistika má asymptoticky normální rozdělení už tehdy, když zkoumané řady mají více než 500 pozorování.

3. Data a výsledky testování slabé formy hypotézy efektivního trhu

Platnost slabé formy hypotézy efektivního trhu byla testována na akciovém indexu českého akciového trhu PX-50 a třech likvidních akciových titulech na trhu: Telefónica O_2, Komerční banka a České energetické závody. Jsou to denní časové řady v období od srpna 1996 do srpna 2006, tj. období cca 10 let. Pro provedení testu poměru rozptylů byla využita týdenní data stejného období. Data byla poskytnuta pobočkou agentury Reuters v České republice. Vývoj kursů těchto zkoumaných časových řad je v obrázku 1. Získané časové řady byly převedeny na formu časových řad logaritmických výnosových měr. Dále tyto časové řady byly náhodně promíchány tím, že jejich pořadí prošla několika permutacemi. Takto upravené časové řady samozřejmě poztrácejí svou původní vlastnost, slouží však jako časové řady výnosových měr, kdy výnosové míry skutečně vykonávají náhodnou procházku, k porovnání jejich statistické vlastností s vlastnostmi původních řad výnosností. Tyto časové řady spolu s původními časovými řadami výnosností byly testovány navrženými testy uvedenými v předchozí části příspěvku. Seznam použitých zkratek pro český akciový index, jednotlivé akciové tituly a jejich permutace jsou uvedeny v tabulce 1.

Obrázek 1
Vývoj kursu akciového indexu PX-50 a jednotlivých akcií v čase



Tabulka 1
Použité zkratky pro akciový index PX-50, jednotlivé tituly a jejich permutace

Titul/index	Význam
PX-50	český akciový index
pPX-50	český akciový index po permutaci pořadí
SPTT	Telefónica O_2
pSPTT	Telefónica O_2 po permutaci pořadí
KB	Komerční banka
pKB	Komerční banka po permutaci pořadí
CEZ	České energetické závody
pCEZ	České energetické závody po permutaci pořadí

Tabulka 2
Základní deskriptivní statistiky zkoumaných časových řad

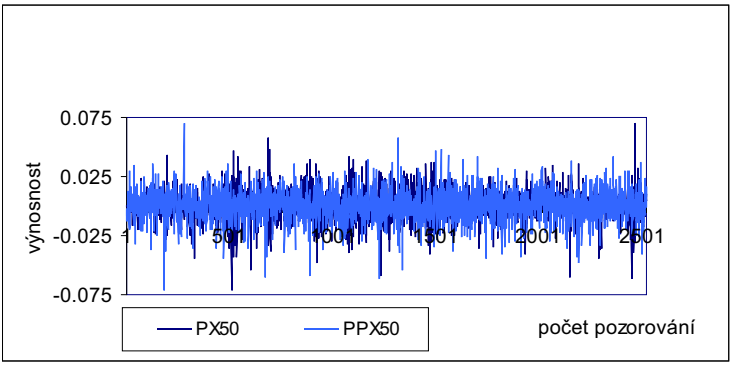
Index/titul	PX-50	SPTT	KB	CEZ
Průměr	662.81	412.22	1805.33	193.14
Medián	515.45	386.75	1713.13	97.59
Maximum	1584.4	967.3	3760	860
Minimum	316	184.8	229.17	38.55
Std. odc.	331.92	123.42	997.39	210.13
Šikmost	1.460	1.106	0.337	1.989
Špičatost	3.805	4.535	1.804	5.607
Jarque-Bera	965.20	763.23	198.53	2380.53
p-value	0	0	0	0
Počet pozorování	2526	2526	2526	2526

Na všech zkoumaných časových řadách výnosností a jejich permutace byla nejdříve provedena analýza deskriptivních statistik v programu Eviews 5. Výsledné základní deskriptivní statistiky zkoumaných časových řad jsou uvedeny v tabulce 2 a 3, z nichž je patrné, že na rozdíl od výnosností akciového indexu PX-50, výnosností individuálních tilulů se pohybují v poměrně širokém intervalu (u akicí Komerční banky je to (-0,24, 0,23)). V těchto tabulkách jsou rovněž uvedeny P-value, tj. hladina významnosti, na které zamítáme nulou hypotézu, v tomto případě je hladina významnosti, kde zamítáme nulovou hypotézu, že výnosové míry mají normální rozdělení podle Jarqueovy a Beraovy statistiky. Je zřejmé, že se hodnoty zkoumaných deskriptivních statistik nemění, když měníme pořadí výnosový měr v příslušné časové řadě.

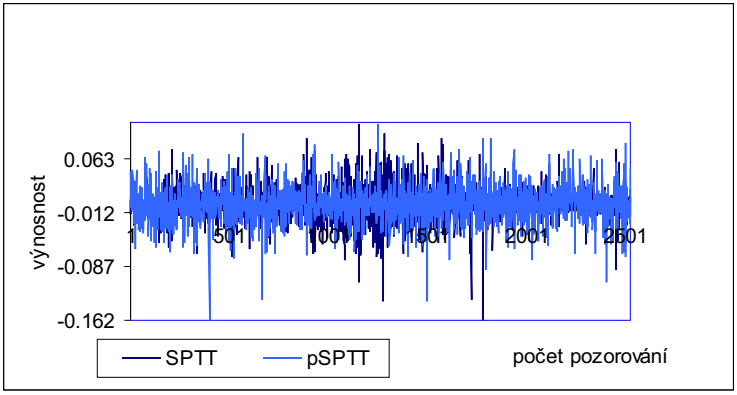
Tabulka 3
Základní deskriptivní statistiky časových řad výnosností

Index/titul	PX-50	SPTT	KB	CEZ
Průměr	0.000375	0.000157	0.000202	0.000858
Medián	0.000561	0	0	0.001001
Maximum	0.070482	0.113396	0.232683	0.167054
Minimum	-0.07077	-0.16166	-0.24093	-0.19834
Std. odc.	0.012626	0.022579	0.027238	0.02229
Šikmost	-0.237	-0.157	-0.389	-0.296
Špičatost	5.277	6.841	12.964	9.457
Jarque-Bera	569.405	1562.65	10508.03	4423.15
p-value	0	0	0	0
Počet pozorování	2525	2525	2525	2525

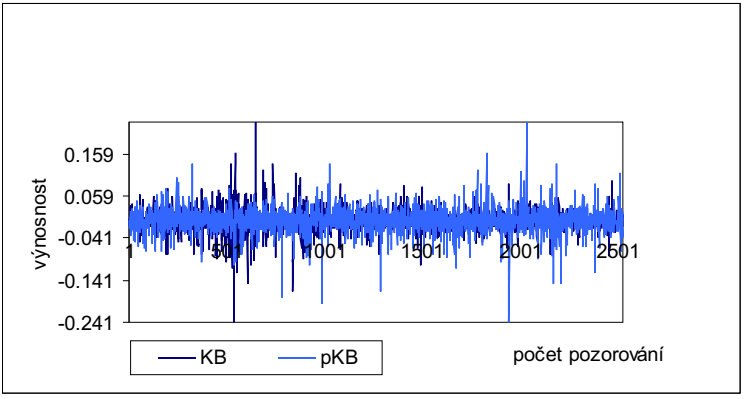
Obrázek 2
Výnosnosti akciového indexu PX-50 a jejich permutace



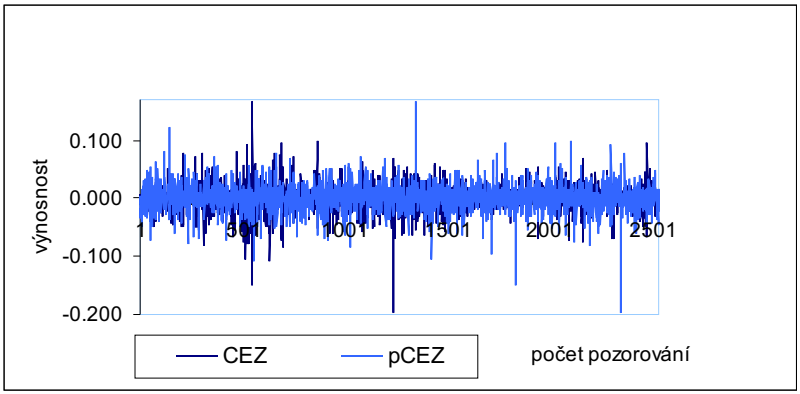
Obrázek 3
Výnosnosti akcií Telefónica O_2 a jejich permutace



Obrázek 4
Výnosnosti akcií Komerční banky a jejich permutace



Obrázek 5
Výnosnosti akcií ČEZu a jejich permutace



3.1 Výsledky testování hypotézy efektivního trhu lineárními metodami

3.1.1 Boxův-Pierceův test

Tabulka 4
Výsledky Boxova-Pierceova testu a testu poměru rozptylů

Titul/index	Boxův-Pierceův test				Test poměru rozptylů			
	$\hat{}_1$	statistika	počet zpoždění	*p-value*	T. rozptyl	D. rozptyl	poměr rozptylů	statistika
PX-50	0.098	23.388	10	0.0094	0.043	0.04	1.0686	1.218
pPX-50	-0.001	8.582	10	0.5722	-	-	-	-
SPTT	0.035	7.729	10	0.6553	0.127	0.128	0.992	-0.146
pSPTT	0.033	11.777	10	0.3002	-	-	-	-
KB	0.151	26.144	10	0.0036	0.203	0.187	1.086	1.532
pKB	0.040	11.748	10	0.3023	-	-	-	-
CEZ	0.009	15.592	10	0.1119	0.124	0.125	0.99	-0.162
pCEZ	-0.004	14.462	10	0.1529	-	-	-	-

Hodnoty autokorelačních koeficientů a Boxovy-Piercovy testové statistiky byly vypočteny v programovém balíku R pro prvních deset autokorelačních koeficientů a výsledky jsou uvedeny v tabulce č. 4. V tabulce jsou uvedeny také hodnoty autokorelačního koeficientu 1. řádu, hodnoty testové statistiky a p-value, tj. hladina významnosti, na které se zamítá nulová hypotéza. Pro tento příspěvek je tato hladina zvolena 5%. Nulová hypotéza v tomto případě je, že všechny autokotelační koeficienty jsou nulové proti alternativní hypotéze, že alespoň jeden z nich není nulový, což implikuje, že podle této statistiky jsou výnosnosti navzájem nezávislé.

Ze získaných výsledků je patrné, že v období od roku 1996 do roku 2006 musíme zamítat nulovou hypotézu v případě akciového indexu PX a akciového titulu Komerční banky KB, protože hodnoty p-value jsou 0,0094 a 0,0036, tedy menší než hodnota 0,05. Dále je patrné, že v těchto dvou případech hodnoty autokorelačního koeficientů jsou poměrně vysoké. V případě výnosností akciových titulů ČEZu a Telefónica O_2 nulovou

hypotézu nemůžeme zamítnout a hodnoty autokorelačního koeficientů jsou statisticky nevýznamné. Pokud se jedná o permutované řady výnosností, náhodnost jejich pořadí se jasně projevuje na sledovaných statistikách. Hodnoty autokorelačních koeficientů prvního řádu klesají k nule a dle p-value nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu ve všech případech.

3.1.2 Test poměru rozptylů

Ze zkoumaných denních a týdenních časových řad byly vypočteny jejich týdenní a denní výběrové rozptyly v programu Eviews5. Tyto hodnoty byly pak přepočteny na roční bázi. V tabulce 4 jsou uvedeny kromě hodnot týdenních a denních rozptylů také jejich poměr a hodnoty testové statistiky. Statistika tototo testu má normální rozdělení, kritická hodnota pro pětiprocentní hladinu významnosti je ±1,96. Pokud testová statistika leží uvnitř intervalu (-1,96, 1,96), nezamítá se nulová hypotéza, že denní výnosnosti během jednoho týdne jsou navzájem nezávislé. V opačném případě platí alternativní hypotéza, že denní výnosnosti během jednoho týdne jsou navzájem závislé.

Z výsledků tohoto testu pro řady výnosností sledovaných akcií a indexu PX-50 v období od roku 1996 do roku 2006 je patrné, že testová statistika ve všech případech původních časových řad výnosností leží v kritickém oboru, to znamená, že nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu, že výnosnosti jsou nezávilsé. Hodnoty poměru rozptylů akciového indexu PX-50 a akcií Komerční banky jsou vyšší než 1 a to svědčí o určité korelovanosti těchto výnosností. U výnosností akcií Telefónica O_2 a ČEZu hodnoty poměru rozptylů jsou sice menší než 1, ale velmi blízko tété hodnoty. Hodnoty poměru rozptylů tedy potvrzují výsledky Boxova-Pierceova testu, i když testová statistika ještě nepřekračuje kritický obor.

3.1.3 Test sekvencí a zvratů

Ze zkoumaných časových řad byly vypočteny počty sekvencí a následně testové statistiky. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 5. Statistika tototo testu má také normované normální rozdělení, kritická hodnota pro pětiprocentní hladinu významnosti je ±1,96. Jestliže testová statistika leží uvnitř intervalu (-1,96, 1,96), nezamítá se nulová hypotéza, kdy denní výnosy pohybují náhodně, zatímco v opačném případě platí alternativní hypotéza, kdy jejich pohyb není nezávislý.

Tabulka 5
Výsledky testu sekvencí a zvratů a hodnoty Hurstova exponentu

Titul/index	Test sekvencí a zvratů		Hurst exponent
	počet sekvencí	statistika	
PX-50	1403	5.59	0.57583
pPX-50	1255	-0.30	0.51634
SPTT	1260	-0.02	0.60382
pSPTT	1305	1.69	0.51613
KB	1300	1.49	0.66360
pKB	1267	0.18	0.50790
CEZ	1308	1.81	0.54711
pCEZ	1255	-0.30	0.49469

V původních časových řadách výnosností sledovaných v období od roku 1996 do roku 2006 podle testové statistiky je třeba zamítnout nulovou hypotézu u řady výnosností akciového indexu PX-50, kdy hodnota testové statistiky je 5,59, tedy mnohem vyšší než kritická hodnota ve výši 1,96. Počet sekvencí v tomto případě je 1403, tedy mnohem vyšší než polovina počtu pozorování. V ostatních případech včetně řad výnosností s permutovanými pořadími hodnota testové statistiky vždy leží v intervalu (-1,96, 1,96), tedy nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o jejich nezávislosti.

3.1.4 Hurstovy exponenty

Hodnoty Hurstova exponentu byly vypočteny ze zkoumaných časových řad dle postupu uvedeného v 2.1.4.. Výpočet byl proveden v programovém balíku RATS a výsledky jsou uvedeny v tabulce 5. Hodnoty Hurstova exponentu řad výnosností všech sledovaných titulů v období od roku 1996 do roku 2006 jsou vždy vyšší než 0,5 a pohybují se rozmezí od 0,54 do 0,66, přičemž nejvyšší hodnotu Hurstova exponentu vykazuje řada výnosností akciového titulu Komerční banky (0,66). Permutace pořadí výnosností v jednotlivých řadách vedou ke snížení hodnot Hurstova exponentu na hodnoty kolem 0,5 (přesněji od 0,49 do 0,516). Podle hodnoty Hurstova exponentu můžeme říci, že v původních časových řadách výnosností je poměrně silná persistence, výnosnosti mají určitou dlouhodobou pamě . Permutacemi pořadí ztrácejí zkoumané řady tuto pamě a přibližují se k náhodné procházce.

3.2 Testování slabé formy hypotézy efektivního trhu nelineárními metodami

3.2.1 Whiteův test

Whiteův test byl proveden v programovém balíku R. Tento test však poskytuje stochastické výsledky, bylo proto provedeno podle doporučení Whitea pro každou zkoumanou časovou řadu desetkrát a vypočetlo se z těchto deseti pokusů průměrné p-value. Je to hodnota, na které se zamítá nulová hypotéza, v tomto případě je to, že výnosnosti jsou lineární v průměru. Výsledky jsou v tabulce 6. Hodnoty p-value z výsledků testování ukazují, že můžeme zamítnout nulovou hypotézu o nezávislosti výnosností ve třech případech, a to u akciového indexu PX-50 a u titulů Telefónica O_2 a ČEZu. U výnosností akcií Komerční banky ji nemůžeme zamítnout, stejně tak jako v případě řad výnosností s permutovanými pořadími. Test tedy ukazuje, že výnosnosti jsou po permutacích pořadí navzájem nezávislé.

Tabulka 6
Výsledky Whiteova testu a Hinichova testu

Titul/index	p-value	
	White test	Hinich test
PX-50	0.00635	0.9597
pPX-50	0.6792	0.9424
SPTT	4.84E-03	0.9993
pSPTT	0.1897	0.9659
KB	0.13	0
pKB	0.5914	0.1801
CEZ	4.40E-05	0.9977
pCEZ	0.3122	0.9235

3.2.2 Engleův test (ARCH test)

Tento test byl proveden v programu MATLAB. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 7. Zde jsou uvedeny p-value, na které se zamítá nulová hypotéza. Nulová hypotéza, že výnosnosti jsou lineární ve druhém momentu, je jednoznačně zamítnuta ve všech případech. Na druhé straně, když náhodně zamícháme pořadí výnosností, nulovou hypotézu v těchto permutovaných řadách už nemůžeme zamítnout. Z výsledků tohoto testu je zřejmé, že výnosnosti nejsou nezávislé podle druhého momentu. Tato závislost se však ztrácí po permutacích pořadí v těchto řadách, což potvrzují poměrně vysoké hodnoty p-value uvedené v tabulce pro tyto permutované řady.

Tabulka 7
Výsledky Engleova testu (ARCH testu)

Zpoždění	p-value			p-value				
	PX	SPTT	KB	CEZ	pPX	pSPTT	pKB	pCEZ
1	3.30E-13	0	0	6.52E-13	3.13E-01	0.8719	0.5742	0.9234
5	0	0	0	0	0.6259	0.9968	0.7794	0.8885
10	0	0	0	0	0.6551	0.9514	0.9493	0.9842
15	0	0	0	0	0.8986	0.8900	0.6913	0.9793

3.2.3 Hinichův test

Tento test byl proveden v programu RATS a jejich výsledky jsou v tabulce 6, kde jsou uvedeny p-value, na které se zamítá nulová hypotéza, která v tomto případě znamená, že výnosnosti jsou lineární ve třetím momentu. P-value ukazují, že nulovou hypotézu můžeme zamítnout pouze v jednom případě, a to v případě výnosností akcií Komerční banky. V ostatních případech, včetně těch, kdy výnosnosti jsou náhodně permutovány, ji nemůžeme zamítnout. Z výsledků tohoto testu se zdá, že nelineární závislost mezi denními výnosnostmi podle třetího momentu není jednoznačně prokázána ani v původních řadách výnosností ani v řadách s permutovanými pořadími.

3.2.4 BDS test

BDS test byl proveden pro zkoumané časové řady v programu R. Byly vypočteny p-value pro dimenze vnoření 2, 3 a 4. Hodnota byla zvolena jako , , a , kde je směrodatná odchylka jednotlivých časových řad. Byly vypočteny p-value, na kterých se zamítá nulová hypotéza, kdy výnosy jsou nezávislé a stejně rozdělené. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 8, 9, 10 a 11.

Tabulka 8
Výsledky BDS testu

Dimenze vnoření	PX-50				pPX-50			
	= 0.0063	=0.0126	=0.0189	=0.0253	=0.0063	=0.0126	=0.0189	=0.0253
2	0	0	0	0	0.6825	0.4400	0.2957	0.3075
3	0	0	0	0	0.9038	0.6053	0.2413	0.1582
4	0	0	0	0	0.7086	0.4219	0.1447	0.0641

Tabulka 9
Výsledky BDS testu

Dimenze vnoření	SPTT				pSPTT			
	=0.0113	=0.0226	=0.0339	=0.0451	=0.0113	=0.0226	=0.0339	=0.0452
2	0	0	0	0	0.6592	0.9635	0.8270	0.6093
3	0	0	0	0	0.2803	0.4500	0.6070	0.4874
4	0	0	0	0	0.1411	0.2893	0.5403	0.4192

Tabulka 10
Výsledky BDS testu

Dimenze vnoření	KB				pKB			
	=0.0136	=0.0272	=0.0409	=0.0545	=0.0136	=0.0272	=0.0409	=0.0545
2	0	0	0	0	0.6348	0.4338	0.4324	0.3884
3	0	0	0	0	0.3580	0.3859	0.6171	0.7261
4	0	0	0	0	0.2865	0.2993	0.6189	0.8045

Výsledky tohoto testu ukazují, že nulovou hypotézu můžeme zamítat, podobně jako v případě Engleova testu, ve všech případech. V případě, že náhodně promícháme pořadí výnosnosti ve zkoumaných časových řadách, tak nulovou hypotézu již nemůžeme zamítnout. Podle BDS testu tedy můžeme jednoznačně vyloučit, že denní výnosnosti sledovaných akcií a akciového indexu PX-50 jsou navzájem nezávislé (přesněji *iid*) na rozdíl od případů, kdy je náhodně permutujeme.

Tabulka 11
Výsledky BDS testu

Dimenze vnoření	CEZ				pCEZ			
	=0.0111	=0.0223	=0.0334	=0.0446	=0.0111	=0.0223	=0.0334	=0.0446
2	0	0	0	0	0.5405	0.5770	0.5647	0.7210
3	0	0	0	0	0.6528	0.5740	0.6124	0.8744
4	0	0	0	0	0.7866	0.5417	0.5348	0.7450

V tabulce 12 je uveden souhrnný přehled, kdy se nulová hypotéza zamítá nebo nezamítá u příslušného testu na hladině významnosti 5 %. Z této tabulky je patrné, že nezávislost výnosností při testování lineárními metodami je zamítnuta ve těch

případech: u výnosností akciového indexu PX-50 Boxovým a Pierceovým testem a testem sekvencí a zvratů; u výnosností akcií Komerční banky Boxovým a Pierceovým testem. Všechny zkoumané také řady výnosností vykazují určitý persistentní charakter. Pokud je předmětná nezávislost výnosností zkoumána nelineárními testy, tato nezávislost Hinichovým testem není zamítnuta ve všech případech kromě výnosností akcií Komerční banky, u kterých pro změnu tato nezávislost není zamítnuta Whiteovým testem. V případě řad výnosností s permutovanými pořadími tato nezávislost není zamítnuta absolutně ve všech případech. Na základě těchto výsledků můžeme zcela vyloučit vzájemnou nezávislost mezi denními výnosnostmi akciového indexu PX-50 a dalších tří individuálních akcií v období od roku 1996 do roku 2006.

Závěr

Hypotéza efektivního trhu je spojena s představou náhodné procházky, která se používá ve finanční literatuře jako nástroj k popisu jevu, kde budoucí cenové změny představují náhodné odchylování od minulých cen. Jestliže tok informací není zadržen a je reflektován okamžitě do cen akcií, budoucí cenové změny budou nezávislé na současných cenových změnách. Protože informace jsou z jejich povahy nepředpovídatelné, pak cenové změny budou také nepředvídatelné a náhodné. Jako důsledek toho, že ceny plně a okamžitě reflektují kursotvorné informace, žádný investor nemůže vydělat na trhu více než ostatní, aniž by na sebe vzal více rizika. Forma této hypotézy je určena charakterem množiny kursotvorných informací dostupných investorovi.

Tabulka 12
Nulová hypotéza ve vztahu k jednotlivým testům

Titul/index	Test							
	B-P test	test S a Z	VR test	H exponent	White test	ARCH test	Hinich test	BDS test
PX-50	*zamítá*	zamítá	nezamítá	*>> 0.5*	*zamítá*	*zamítá*	nezamítá	*zamítá*
pPX-50	nezamítá	nezamítá	nezamítá	*blízko 0,5*	nezamítá	nezamítá	nezamítá	nezamítá
SPTT	nezamítá	nezamítá	nezamítá	*>> 0.5*	*zamítá*	*zamítá*	nezamítá	*zamítá*
pSPTT	nezamítá	nezamítá	nezamítá	*blízko 0,5*	nezamítá	nezamítá	nezamítá	nezamítá
KB	*zamítá*	nezamítá	nezamítá	*>> 0.5*	nezamítá	*zamítá*	*zamítá*	*zamítá*
pKB	nezamítá	nezamítá	nezamítá	*blízko 0,5*	nezamítá	nezamítá	nezamítá	nezamítá
CEZ	nezamítá	nezamítá	nezamítá	*> 0.5*	*zamítá*	*zamítá*	nezamítá	*zamítá*
pCEZ	nezamítá	nezamítá	nezamítá	*blízko 0,5*	nezamítá	nezamítá	nezamítá	nezamítá

Slabá forma této téze byla testována na datech získaných z českého akciového trhu v období od roku 1996 do roku 2006 vybranými lineárními a nelineárními metodami. Výsledky testování ukazují, že pokud slabou formu hypotézy efektivního trhu testujeme lineárními metodami, tak její platnost nemůžeme na základě testových statistik jednoznačně zamítnout. Slabá forma efektivnosti v minulosti byla přijata nebo nebyla jednoznačně zamítnuta na základě jednotlivých testů nebo několika testů jak v zahraničí, tak i v České republice; nikdy však její důkaz nebyl přesvědčivý. S využitím nelineárních metod ukazuje, že existuje poměrně silná nelinearita přítomná v řadách výnosností, která ovlivňuje chování výnosností v čase, stejně tak chování

jejich rozptylu v čase. Přítomnost nelinearity v řadách výnosností byla potvrzena dalším nelineárním testem: BDS testem.

Výsledky testování slabé formy hypotézy efektivního trhu lineárními a zejména nelineárními metodami ukazují, že denní výnosnosti a už akciového indexu PX-50, nebo individuálních akcií na českém akciovém trhu nejsou nezávislé, a tedy kursy akcií se nechovají jako náhodná procházka a český akciový trh se tedy nechová efektivně statisticky. Tento závěr byl ověřen ještě jiným způsobem: náhodně jsme zaměňovali jejich pořadí výnosností v jednotlivých časových řadách, čímž jsme získali řady nezávislých výnosností. Tuto nezávislost potvrzují všechny statistické testy jak lineárních, tak i nelineárních metod (až na malé odchylky u Hurstova exponentu od hodnoty pro náhodnou procházku). Tento závěr implikuje, že může existovat model zejména nelineárního charakteru, který s využitím historických dat může úspěšně popisovat chování výnosností na akciovém trhu a předpovídat budoucí výnosnosti z investování do akcií na českém akciovém trhu alespoň pro relativně krátký časový horizont.

Při posouzení celkové efektivnosti českého akciového trhu je třeba však mít na paměti to, že výše uvedený závěr je sice statisticky významný, ale je nutné také prověřit jeho ekonomickou významnost, protože při testování nebyly vzaty v úvahu informační a transakční náklady. Rovněž při testování bylo abstrahováno od složky rizikové prémie. Výsledky však implikují, že je tedy možné sestavit predikční model, jehož předpovědi jsou přesnější než předpovědi modelu náhodné procházky. K úspěšné realizaci výstupů takového modelu v praxi je třeba přihlížet jak k transakčním a informačním nákladům, tak i k rizikové prémii. Pokud jde o slabou formu hypotézy efektivního trhu, jestliže předpovídaná výnosová míra nepřevyšuje tyto náklady, k obchodování tedy nemusí dojít a to se tedy ještě nemusí jednat o skutečnou neefektivnost trhu.

Literatura

ARLT, J.; ARLTOVÁ, M. 2003. *Finanční časové řady: vlastnosti, metody modelování a aplikace.* Praha : Grada Publishing, 2003. ISBN-80-247-0330-0.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. 1970. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Models. *Journal of the American Statistical Association.* 2003, vol. 65, s. 1509–26.

BROCK, W. A.; DECHERT, W. D.; SCHEIKMAN, J. A. 1987. A test for independence based on the correlation dimension. Department of Economics, University of Winsconsin at Madison, University of Houston, University of Chicago, 1987.

DIVIŠ, K.; TEPLÝ, P. 2005. Informační efektivnost burzovních trhů ve střední Evropě. *Finance a úvěr.* 2005, roč. 55, č. 9–10, s. 471–82.

ENGLE, R. F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica.* 1982, vol. 50, no. 4, s. 987–1007.

FAMA, E. F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance.* 1970, vol. 25, no. 2, s. 383–417.

FAMA, E. F. 1991. Efficient capital market II. *The Journal of Finance.* 1991, vol. 46, no. 1, s. 1575–1617.

FILÁČEK, J.; KAPIČKA, M.; VOVŠRDA, M. 1998. Testování hypotézy efektivního trhu na BCS. Finance a úvěr. 1998, roč. 48, č. 9, s. 554–66.

GRASSBERGER, P.; PROCACCIA, I. 1983. Characterization of strange attractors. *Physical Review Letters.* 1983, vol. 50, s. 349–369.

HÁJEK, J. 2006. Slabá forma efektivnosti středoevropských akciových trhů [disertační práce, draft]. Praha : Vysoká škola ekonomická, 2006.
HINICH, M. J. 1982. Testing for gaussianity and linearity of a stationary time series. *Journal of Time Series Analysis.* 1982, vol. 6, s. 169–76.
HINICH, M. J.; MENDES, E. M. A. M. 2005. A comparison between standard boottrap and Theiler's surrogate methods. Applied Research Laboratories [Mimeo]. Austin : University of Texas at Austin, 2005.
LEROY, S. F. 1973. Risk Aversion and the Martigale Property of Stock Prices. *International Economic Reviews.* 1973, vol. 14, no. 2, s. 436–46.
LO, A.; CAMPBELL, J. Y.; MACKINLAY, C. A. 1997. *The Econometrics of Financial Markets.* Princeton, NJ : Princeton University Press, 1997. ISBN 0-691-04301.
LUKÁŠ L.; PLIC, R. 2003. Time series analysis of capital market [Final report – content part, grant No. 402/01/1443 Czech Science Foundation]. Plzeň : ZČU, 2003.
MALKIEL, B. G. 1992. Efficient Market Hypothesis. In NEWMAN, P.; MILGATE, M.; EATWELL, J. (eds.). New *Palgrave Dictionary of Money and Finance*. London : Macmillan, 1992. ISBN 0-333-52722-4.
MANDELBROT, B. B. 1997. Fractals and scaling in finance: discontinuity, concentration, risk. New York : Springer, 1997. ISBN 978-0-387-98363-9.
MUSÍLEK, P. 2002. *Trhy cenných papírů.* Praha : Ekopress, 2002. ISBN-80-86119-55-6.
PESARAN, H. M. 2005. Market Efficiency Today [IEPR Working Paper 05.41]. University of Southern California, 2005.
PETERS, E. E. 1994. *Fractal market analysis: Applying chaos theory to investment and economics.* New York : John Wiley and Sons, 1994. ISBN-978-0-471-58524-4.
POTERBA, J. M.; SUMMERS, L. H. 1988. Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics.* 1988, vol. 22, s. 27–59.
ROBERTS, H. V. 1967. Statistical versus clinical predictions of the stock markets [unpublished manuscript]. Chicago : Center for Research in Security Prices, University of Chicago, 1967.
WHITE, H. 1989. Some Asymptotic Results for Learning in Single Hidden Layer Feedforward Network Models. *Journal of the American Statistical Association.* 1989, vol. 84, s. 1003–13.

TESTING THE WEAK FORM OF EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS FOR THE CZECH STOCK MARKET

Tran Van Quang, University of Economics, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 00 Praha 3 (tran@vse.cz)

Abstract

Efficient Market Hypothesis has dominated the field of research on capital market theory. It postulates that asset prices are rationally connected to economic realities and always incorporate all the information available to the market. A huge quantity of theoretical works around the world have been devoted to testing this hypothesis. In this paper, the weak form of the Efficient Market Hypothesis is tested on data from the Czech stock market of period 1996–2006.

The tested hypothesis is verified by both linear and nonlinear methods. Those linear are: Box-Pierce test, variance ratio test, test of sequences and reversals nad Hurst exponent. The nonlinear ones are: White test, Engle test, Hinich test and BDS test. These tests are carried on stock returns time series of Czech stock market index PX and individual stocks as Telefónica, Komerční banka and ČEZ and series with randomly changed order from original series.

The results of the testing indicate that returns, when randomly permutated, are independent, hence they follow a random walk. But it is impossible to maintain it in case of original returns series.It implies that returns of either Czech stock market index or its stocks are not independent and do not follow a random walk.

Keywords

Efficient Market Hypothesis, Random Walk, Hypothesis Testing, Linear and Nonlinear Methods, Czech Stock Market, Time Series with Randomly Permutated Order

JEL Clasification

C12, G14