

# VYUŽITÍ DISTRIBUČNÍCH A KORELAČNÍCH TESTŮ PRO TESTOVÁNÍ HYPOTÉZY EFEKTIVNOSTI ČESKÉHO KAPITÁLOVÉHO TRHU

P. Střelcová, L. Střelec

**Došlo: 30. června 2009**

## Abstract

STŘELCOVÁ, P., STŘELEC, L.: *Using of correlation and distribution tests for efficiency testing of the Czech capital market.* Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2009, LVII, No. 6, pp. 241–252

This paper deals with efficiency testing of the Czech stock market. In this work there are defined different forms of efficiency, whereas key attention is focused on the weak-form of market efficiency. The goal of this paper is to find the weak-form of efficiency with the help of various tests. We have used some basic methods for our analysis: the autocorrelation coefficient, the Ljung-Box test and selected tests of normality – some classical normality tests (the Shapiro-Wilk test, the Jarque-Bera test, the Lilliefors test) and some robust normality tests (the robust Jarque-Bera test, the directed SJ test and medcouple MC-LR test). Source data for purpose of testing of weak-form of efficiency include years from 2000 to 2008, whereas daily and monthly logarithmic returns of the stock exchange market index PX are analyzed. In this paper we also analyze the daily and monthly logarithmic returns of the U.S. stock exchange market index DJI for purposes of comparison.

theory of efficient capital markets, efficient market, forms of efficiency, weak-form of efficiency, correlation tests, distribution tests

Teorie efektivních trhů má v současné moderní finanční teorii velký význam. Je tomu tak proto, že tato teorie vysvětluje pohyby kurzů cenných papírů, potažmo burzovních indexů. V případě analýzy kurzů jednotlivých akcií lze vyslovit závěr o efektivnosti či neefektivnosti trhu jednotlivého cenného papíru, avšak nikoli celku. Proto je výhodnější analyzovat vývoj burzovního indexu jako indikátoru vývoje celého burzovního trhu. Pojem „efektivní“ zde však není míněn ve smyslu „hospodárnost“, ale je chápán poněkud odlišně, a to ve vztahu k reakci kurzu cenného papíru na novou, neočekávanou informaci (Veselá, 1996). Z tohoto výkladu lze rozlišit tři skupiny informací, které následně určují intenzitu efektivnosti trhu – první skupinu představují informace o minulých kurzech cenných papírů, potažmo o minulém vývoji celého burzovního trhu vyjádřeného burzovními indexy, druhou skupinu představují všechny veřejné informace a třetí skupina je představována všemi dostupnými informa-

ceci na trhu, tj. všemi veřejnými, ale i neveřejnými (inside) informacemi. V návaznosti na toto rozdělení informací lze rozlišit tři formy efektivnosti trhu – slabá forma, středně silná forma a silná forma efektivnosti trhu (Blake, 1995). K ověření slabé formy hypotézy efektivního trhu (testování středně silné, resp. silné formy efektivnosti je velmi obtížné z důvodu vymezení současných informací, resp. získání a použití inside informací) lze využít např. korelačních testů, runs testů, distribučních testů či simulačních testů.

V rámci této práce se zaměříme na testování slabé formy efektivnosti českého kapitálového trhu, přičemž testován bude vývoj logaritmických cenových změn oficiálního burzovního indexu Pražské burzy cenných papírů PX. Pro srovnání bude rovněž testován vývoj logaritmických cenových změn amerického burzovního indexu DJI, u něhož lze předpokládat platnost slabé formy hypotézy efektivního trhu, neboť americký trh lze považovat za vysoce

rozvinutý a likvidní kapitálový trh. K ověření hypotézy efektivního trhu bude využito korelačních testů a distribučních testů zaměřujících se na testování normality, přičemž bude využito jak vybraných klasických testů normality, tak i robustních testů normality využívající robustní charakteristiky.

Práce je rozdělena do čtyř hlavních částí. V první je charakterizována hypotéza efektivního trhu, model náhodné procházky a rovněž zvolené testy ověřující slabou formu efektivnosti kapitálového trhu. Ve druhé části jsou pak prezentovány výsledky korelačních a distribučních testů pro denní a měsíční logaritmické cenové změny burzovních indexů PX a DJI za období let 2000 až 2008. Ve třetí části jsou diskutovány dosažené výsledky a čtvrtá část obsahuje souhrn nejdůležitějších výsledků.

## MATERIÁL A METODY

Má-li být trh efektivní alespoň ve své slabé formě, pak akciové kurzy či burzovní indexy představující jakési portfolio akcií musejí být nezávislé na svých předchozích hodnotách, tj. na historickém vývoji. Z toho vyplývá, že kurzy či burzovní indexy musejí konat tzv. náhodnou procházku, přičemž tu konají pouze tehdy, je-li výnos cenného papíru  $i$  či burzovního indexu v období  $t$  (tj. dnes) roven výnosu cenného papíru  $i$  či burzovního indexu v čase  $t - 1$  (tj. včera) plus částce, která závisí na nové, neočekávané informaci oznámené mezi obdobími  $t - 1$  a  $t$ . Matematickým vyjádřením výše popsané formulace modelu náhodné procházky (Random Walk Process) je následující vztah:

$$r_{i,t} = r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

Má-li proces náhodné procházky počátek v čase  $t = 0$  a  $r_{i,0}$  je počáteční deterministická podmínka, potom lze proces náhodné procházky pro  $r_{i,0} = 0$  zapsat jako

$$r_{i,t} = r_{i,0} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{i,j} = \sum_{j=1}^t \varepsilon_{i,j}, \quad (2)$$

tedy jako součet náhodné složky, která má charakter bílého šumu, tj. nekorelované stejně rozdělené náhodné veličiny s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem.

Model náhodné procházky tak naplňuje hypotézu efektivního trhu. Naopak, je-li možné úspěšně predikovat výnos v čase  $t$  pouze na základě souboru informací dostupných v období  $t - 1$ , pak je zřejmé, že tyto výnosy jsou vzájemně závislé, přičemž tento fakt vede k zamítnutí hypotézy efektivního trhu. Tuto vzájemnou závislost (korelaci) výnosů je možné zjišťovat pomocí testů, mezi něž patří především korelační testy, runs testy, simulační testy či distribuční testy (Blake, 1995).

Nejužívanější metodou ověřování slabé formy hypotézy efektivního trhu jsou korelační testy. Testovanou (nulovou) hypotézou je existence slabé formy efektivnosti. Alternativní hypotézou je absence slabé formy efektivnosti. V případě, že výsledky testů vy-

kazují nezávislost aktuálních kurzů akcií či burzovních indexů a historických kurzů, pak je tím nulová hypotéza potvrzena. Pokud však výsledky testů nezávislost nevykazují, pak je nutné nulovou hypotézu zamítnout a přijmout hypotézu alternativní, čímž je tedy prokázána neexistence slabé formy efektivnosti kapitálového trhu a následně i středně silná a silná forma.

Mimo klasických autokorelačních koeficientů a zjištění jejich statistické významnosti je v práci k otestování nulové hypotézy využito i Ljung-Box test autokorelace vyššího řádu a rovněž vybrané klasické a robustní testy normality spadající do distribučních testů ověřující existenci slabé formy efektivnosti kapitálového trhu. Zvolenými klasickými testy normality jsou Shapiro-Wilkův test jako všeobecně nejpoužívanější test, dále pak Jarque-Bera test jako nejpoužívanější test právě v oblasti financí a Lillieforsův test jako nejznámější test založený na empirické distribuční funkci. Zvolenými robustními testy normality jsou directed SJ test (viz Gelová, Miao a Gastwirth; 2007), robustní verze Jarque-Bera testu (viz Gelová a Gastwirth; 2009) a medcouple MC-LR test využívající medcouple jako robustní charakteristiku šikmosti (viz Brys et al., 2004 a 2008).

V rámci empirické studie bude ověřována slabá forma hypotézy efektivního trhu pro český kapitálový trh a pro srovnání i americký kapitálový trh, kde lze očekávat platnost hypotézy efektivního trhu, neboť se jedná o vysoce rozvinutý a likvidní kapitálový trh, což bylo potvrzeno i různými studiemi zabývajícími se danou problematikou. Naopak český kapitálový trh nelze označit za vysoce rozvinutý a likvidní trh.

Zdrojovými daty pro účely testování slabé efektivnosti trhu jsou denní a měsíční logaritmické cenové změny oficiálního burzovního indexu Burzy cenných papírů Praha PX a pro srovnání i oficiálního amerického burzovního indexu DJI za období od 5. 1. 2000 do 31. 12. 2008.

## VÝSLEDKY

### Denní logaritmické cenové změny

Nejprve se v naší analýze zaměříme na denní logaritmické cenové změny (logaritmické výnosy) českého burzovního indexu PX, který porovnáme se situací burzovního indexu DJI, který lze považovat za zástupce amerického trhu považovaného za rozvinutý a likvidní kapitálový trh. Pozornost je nejdříve věnována korelačním testům hypotézy o slabé efektivnosti kapitálového trhu, následně je využito i distribučních testů (konkrétně vybraných testů normality).

V Tab. I jsou tak uvedeny hodnoty autokorelačních koeficientů pro denní logaritmické výnosy burzovních indexů PX a pro srovnání i burzovního indexu DJI za roky 2000 až 2008. Z výsledků je patrné, že logaritmické výnosy burzovních indexů PX i DJI jsou autokorelované, kdy byla prokázána statistická významnost na 5% hladině významnosti u obou in-

dexů u prvních třech zpoždění, což odporuje hypotéze o efektivnosti kapitálového trhu a to i v její slabé formě. Zajímavé je především zjištění, že zatímco v případě burzovního indexu PX je v prvním zpoždění pozitivní závislost, v případě burzovního indexu DJI se jedná o závislost negativní.

Pracujeme-li tedy se sledovaným obdobím jako celkem, pak je nutné hypotézu o slabé formě efektivního trhu v dlouhém období zamítnout. Pracujeme-li však s logaritmickými výnosy za jednotlivé roky sledovaného období (krátkodobé hledisko, viz Tab. II a III), zjistíme, že lze identifikovat roky, kdy hodnoty autokorelačních koeficientů nejsou statisticky významné, a tudíž nevedou k zamítnutí hypotézy o slabé formě efektivního trhu. V případě burzovního indexu PX (viz Tab. II) se jedná o roky 2000–2003 a o rok 2006 (v letech 2002 a 2006 sice byla na 10% hladině významnosti prokázána statis-

jeme-li však s logaritmickými výnosy za jednotlivé roky sledovaného období (krátkodobé hledisko, viz Tab. II a III), zjistíme, že lze identifikovat roky, kdy hodnoty autokorelačních koeficientů nejsou statisticky významné, a tudíž nevedou k zamítnutí hypotézy o slabé formě efektivního trhu. V případě burzovního indexu PX (viz Tab. II) se jedná o roky 2000–2003 a o rok 2006 (v letech 2002 a 2006 sice byla na 10% hladině významnosti prokázána statis-

I: Hodnoty autokorelačních koeficientů pro zpoždění v případě denních logaritmických cenových změn burzovních indexů PX a DJI

zpoždění	PX			DJI		
	ACF	PACF	Q-stat	ACF	PACF	Q-stat
1	0,0493**	0,0493**	5,50**	-0,0779***	-0,0779***	13,66***
2	-0,0644***	-0,0670***	14,87***	-0,0920***	-0,0987***	32,75***
3	-0,0469**	-0,0405*	19,85***	0,0782***	0,0636***	46,52***
4	0,0358*	0,0363*	22,75***	-0,0260	-0,0239	48,05***
5	0,0457**	0,0368*	27,49***	-0,0437**	-0,0352*	52,35***
6	-0,0081	-0,0098	27,64***	0,0137	-0,0018	52,78***
7	0,0039	0,0131	27,67***	-0,0580***	-0,0621***	60,37***
8	0,0008	0,0012	27,67***	0,0494**	0,0470**	65,89***
9	-0,0214	-0,0245	28,72***	-0,0066	-0,0132	65,99***
10	0,0107	0,0129	28,97***	0,0084	0,0229	66,15***

\* značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

II: Hodnoty autokorelačních koeficientů pro jednotlivá roky a jednotlivá zpoždění v případě burzovního indexu PX

zpoždění	2000	2001	2002	2003	2004	2005
1	0,0936	-0,0451	0,0024	0,0619	0,0468	0,1314**
2	0,0291	-0,0089	-0,0043	0,0159	-0,0292	-0,0581
3	-0,0071	0,0141	-0,0910	-0,0751	-0,0752	-0,0215
4	0,0516	0,0393	0,0202	0,0721	0,0375	-0,0186
5	-0,0128	0,0118	-0,0773	-0,0285	0,0848	0,0965
6	-0,0523	0,0115	0,0417	0,0788	0,1689***	-0,0019
7	0,0409	0,0373	0,0237	-0,0269	-0,0162	-0,1369**
8	0,0013	0,0516	-0,0022	-0,0194	0,0245	-0,0041
9	0,0064	-0,0075	-0,1152*	-0,0178	0,0306	0,1701***
10	0,0747	-0,0627	-0,0136	0,0870	-0,0758	-0,0860

zpoždění	2006	2007	2008	2000–2002	2003–2005	2006–2008
1	0,0983	-0,0402	0,0405	0,0219	0,0885**	0,0465
2	0,0524	0,0300	-0,1756***	0,0049	-0,0240	-0,1188***
3	-0,0070	-0,0739	-0,0801	-0,0255	0,0527	-0,0642*
4	-0,0937	0,0872	0,0387	0,0377	0,0300	0,0296
5	-0,0418	-0,1423**	0,1151*	-0,0264	0,0552	0,0745**
6	-0,1156*	-0,0530	-0,0482	0,0179	0,0798**	-0,0511
7	-0,0913	0,0119	0,0054	0,0413	-0,0675*	-0,0043
8	0,0050	0,0353	-0,0241	0,0089	-0,0055	-0,0091
9	0,0108	0,0531	-0,0726	-0,0408	0,0624*	-0,0405
10	0,0550	0,0321	-0,0065	0,0076	-0,0281	0,0145

\* značí statistickou významnost autokorelačního koeficientu na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

tická významnost autokorelačního koeficientu pro relativně vysoké hodnoty zpoždění, avšak tato zpoždění již není možné reálně ekonomicky zdůvodnit – pravděpodobně jsou dána specifickými rysy pravidel obchodování na dané burze). Naopak v letech 2004, 2005, 2007 a 2008 jsou hodnoty autokorelačních koeficientů natolik vysoké a významné na 5% hladině významnosti, že je hypotéza o efektivnosti českého kapitálového trhu v těchto letech neudržitelná.

Obdobně, vezmeme-li v úvahu střednědobé hledisko, tak v počátečních letech sledovaného období (2000–2002) není možné hypotézu o efektivnosti českého kapitálového trhu zamítnout. Naopak ve střednědlouhém období let 2003–2005 a let 2006–2008 je nutné tuto hypotézu zamítnout, neboť jsou zde statisticky významné hodnoty autokorelačního koeficientu již pro zpoždění jeden či dva obchodní dny.

Obdobných výsledků jako v případě českého burzovního indexu PX bylo dosaženo i v případě amerického burzovního indexu DJI (viz Tab. III) s tím rozdílem, že na 5% hladině významnosti statisticky významné autokorelační koeficienty byly identifikovány ve všech letech s výjimkou let 2002 a 2005. Navíc v posledních dvou sledovaných letech byly identifikovány relativně vysoké hodnoty autokorelačního koeficientu pro zpoždění jeden obchodní den (v obou případech se jedná o negativní závislost).

Nejvyšší hodnoty autokorelačních koeficientů v absolutním vyjádření byly identifikovány v roce 2003 pro zpoždění sedmi obchodních dnů a v roce 2008 pro zpoždění dvou obchodních dnů. Zatímco relativně vysoké zpoždění pro rok 2003 je obtížně interpretovatelné a zdůvodnitelné, tak v roce 2008 je to jasným důkazem pro porušení předpokladu slabé formy efektivního trhu.

Rovněž ze střednědobého hlediska bylo dosaženo obdobných výsledků jako v případě burzovního indexu PX, tj. že v počátečních sledovaných letech (roky 2000–2002) není možné hypotézu o slabé efektivnosti amerického kapitálového trhu zamítnout a v letech 2003–2005 a 2006–2008 je hypotéza zamítnuta, neboť byly identifikovány statisticky významné hodnoty autokorelačního koeficientu mimo jiné i pro zpoždění jednoho obchodního dne, což přímo odporuje předpokladu efektivního trhu a znamená to, že logaritmický výnos jednoho obchodního dne je závislý na hodnotě logaritmického výnosu dne předchozího.

V ani jednom případě tak nelze analyzovaný kapitálový trh považovat za trh efektivní, byť pouze ve své slabé formě. Výše uvedené závěry tak signalizují, že na českém i americkém kapitálovém trhu je možné úspěšně využít historických informací (historických kurzů) pro predikce vývoje logaritmických výnosů a je tak možné dosahovat většího profitu než v případě strategie „kup a drž“.

III: Hodnoty autokorelačních koeficientů pro jednotlivá roky a jednotlivá zpoždění v případě burzovního indexu DJI

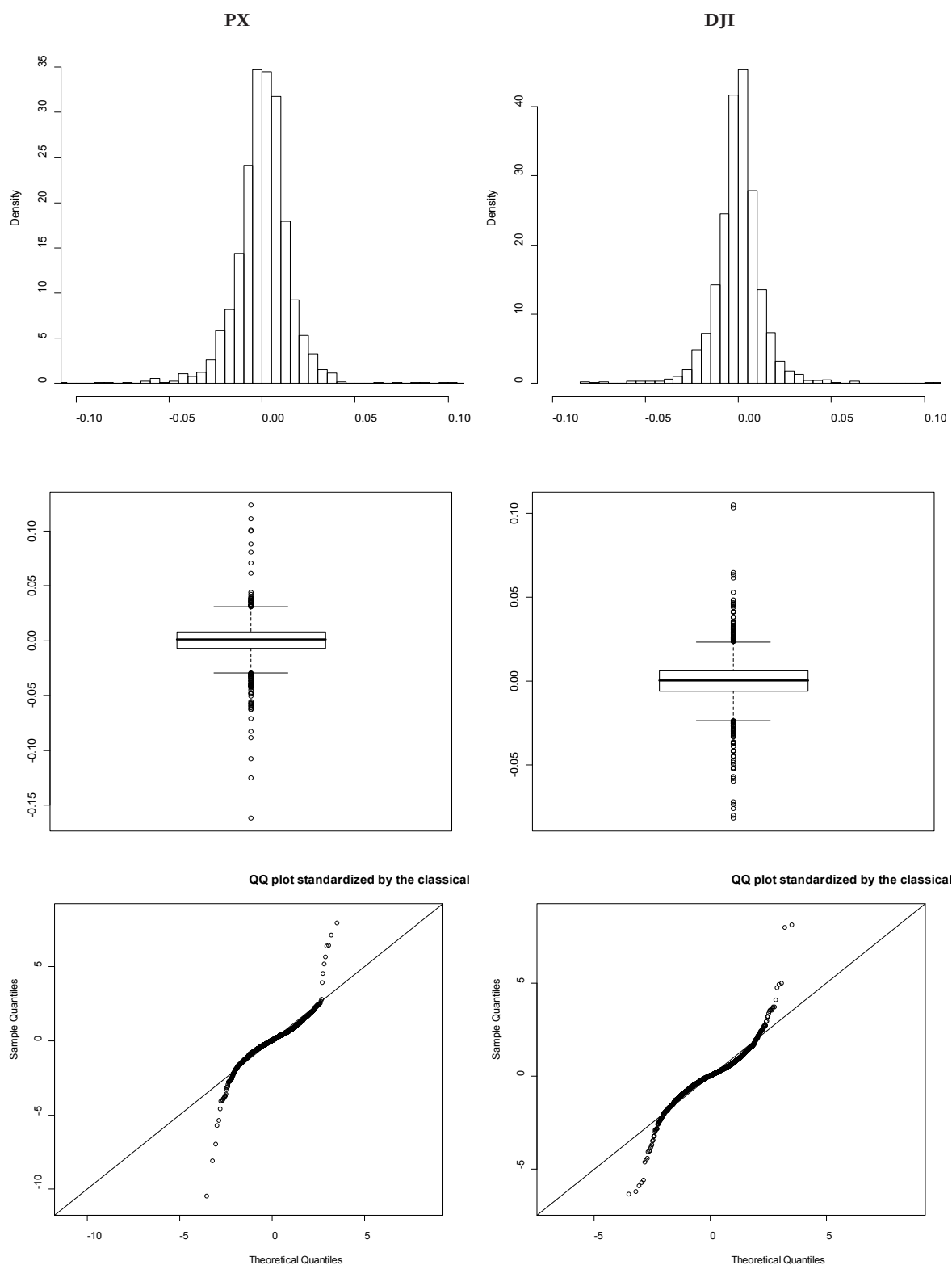
zpoždění	2000	2001	2002	2003	2004	2005
1	0,0026	0,0457	-0,0515	-0,1337**	0,0132	-0,0831
2	-0,1285**	-0,0233	-0,0076	0,0288	-0,0460	-0,0203
3	0,0041	0,0687	-0,0427	0,0657	-0,0137	-0,0047
4	0,0762	0,0409	-0,0177	0,0948	-0,0637	0,0249
5	0,0086	-0,1289**	-0,0018	-0,1628**	0,0929	-0,0212
6	-0,0516	-0,0038	-0,0367	0,1074*	0,0612	-0,0334
7	-0,0623	0,0962	-0,0496	-0,2693***	0,0265	-0,0209
8	-0,1078*	0,0635	0,1143*	0,0880	-0,0030	0,0172
9	0,0094	0,0104	-0,0381	-0,0609	-0,0348	-0,0454
10	-0,0136	-0,0013	-0,0203	0,0473	-0,1480**	-0,0121
zpoždění	2006	2007	2008	2000–2002	2003–2005	2006–2008
1	0,0337	-0,1238**	-0,1574**	-0,0090	-0,0857**	-0,1377***
2	-0,0902	0,0252	-0,2043***	-0,0478	0,0038	-0,1636***
3	-0,0118	0,0779	0,1733***	0,0053	0,0319	0,1569***
4	0,0327	-0,0929	-0,1083*	0,0298	0,0456	-0,0929**
5	-0,0666	-0,0040	-0,0558	-0,0362	-0,0681*	-0,0456
6	-0,0415	-0,0783	0,0582	-0,0310	0,0657*	0,0366
7	-0,1065*	-0,0934	-0,0896	-0,0069	-0,1410***	-0,0850**
8	-0,1440**	0,0281	0,0874	0,0306	0,0477	0,0686*
9	0,0045	0,0527	0,0051	-0,0152	-0,0516	0,0141
10	0,0549	0,0231	0,0179	-0,0039	-0,0115	0,0273

\* značí statistickou významnost autokorelačního koeficientu na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

Obdobných výsledků je dosaženo i v případě testování normality. Na Obr. 1 jsou uvedeny histogramy, krabicové grafy a QQ grafy pro denní logaritmické výnosy burzovních indexů PX a DJI.

Z nich je patrné, že rozdělení sledovaných logaritmických výnosů nelze považovat za normální, neboť obsahuje relativně velké množství odlehlých hodnot. Rozdělení lze sice považovat za symetrické (šikmost v případě burzovního indexu PX je  $-0,60$



1: Histogram, krabicový graf a QQ graf pro denní logaritmické cenové změny burzovních indexů PX a DJI

a v případě burzovního indexu DJI je 0,00), ale jeho špičatost je vyšší než špičatost normálního rozdělení (špičatost v případě burzovního indexu PX je 17,60 a v případě burzovního indexu DJI je 11,50).

Výše uvedené závěry grafické analýzy potvrzují i výsledky vybraných testů normality, kdy ve všech případech byla hypotéza o normalitě rozdělení denních logaritmických výnosů za celé sledované období let 2000–2008 zamítnuta s  $p$ -hodnotou menší než 0,01 (viz Tab. IV).

IV: Výsledky testování normality denních logaritmických cenových změn burzovních indexů PX a DJI za roky 2000 až 2008

	PX	DJI
<b>LT</b>	0,0799***	0,0808***
<b>SW</b>	0,8831***	0,9109***
<b>JB</b>	20189,94***	6767,345***
<b>RJB</b>	36571,18***	13785,45***
<b>SJ</b>	33,5720***	33,3316***
<b>MC-LR</b>	11,7940***	34,5992***

\* značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

Obdobně jako v případě korelační analýzy lze z krátkodobého hlediska identifikovat jednak roky, z jejichž rámci lze slabou formu hypotézy o efektivním trhu přijmout (v případě burzovního indexu PX se jedná o roky 2000, 2001, 2002 a v případě burzovního indexu DJI o rok 2005), tak i roky, v jejichž rámci je nutné tento předpoklad zamítnout (viz Tab. V a VI). Ze střednědobého hlediska lze slabou formu efektivního trhu přijmout pouze v případě logaritmických výnosů burzovního indexu PX v letech 2000–2002.

Z hlediska jednotlivých testů normality lze testy rozdělit do několika skupin. Např. skupina testů zahrnující testy SW a JB ve všech sledovaných letech vykazuje stejné výsledky, tj. shodně zamítá či nezamítá hypotézu o normalitě. Zcela samostatnou skupinu představuje MC-LR test, který ve většině případů hypotézu o normalitě nezamítá (výjimku tvoří střednědlouhé období let 2006–2008 v případě burzovního indexu PX, dále pak krátkodobé období roku 2008 a střednědlouhé období let 2006–2008 v případě burzovního indexu DJI). Důvodem je především fakt, že MC-LR je v porovnání s ostatními testy velmi robustní test, s čímž souvisí i jeho relativně nízká síla proti symetrickým těžkocvostým rozdělením, jako je např. Cauchyho či Laplaceovo rozdělení či asymetrickým lehkocvostým rozdělením (viz Střelec, 2008).

Důvodem zamítnutí hypotézy o normalitě rozdělení je jako v případě analýzy dlouhého období především nadnormální špičatost, která dosahuje až hodnoty 17,28 v případě logaritmických výnosů burzovního indexu PX ve střednědlouhém období let 2006–2008 (viz Tab. VII).

### Měsíční logaritmické cenové změny

Na základě výše provedené analýzy denních logaritmických výnosů sledovaných burzovních indexů lze konstatovat, že především z dlouhodobého hlediska hypotézu o efektivnosti českého i amerického kapitálového trhu je nutné zamítnout. Nyní bude pozornost zaměřena na měsíční logaritmické výnosy odvozené z průměrných měsíčních kurzů, přičemž lze předpokládat, že díky této agregaci by mohla být hypotéza o efektivnosti potvrzena.

V Tab. VIII jsou zachyceny hodnoty autokorelačních koeficientů pro měsíční logaritmické výnosy indexů PX a DJI za období let 2000–2008. Z výsledků je patrné, že v případě burzovního indexu PX je nutné hypotézu o slabé formě efektivnosti za-

V: Výsledky testování normality logaritmických cenových změn burzovního indexu PX

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>LT</b>	0,0461	0,0456	0,0485	0,0600**	0,0685***	0,0928***
<b>SW</b>	0,9968	0,9896*	0,9957	0,9741***	0,9698***	0,9178***
<b>JB</b>	0,1748	6,2814**	0,1797	34,9956***	56,6752***	381,8405***
<b>RJB</b>	0,1035	3,3713	0,6341	42,5427***	70,9894***	711,5269***
<b>SJ</b>	0,3280	0,7060	1,3816*	3,3812***	4,7710***	9,2423***
<b>MC-LR</b>	2,7194	1,1446	7,7409*	3,7359	1,3693	6,2059
	2006	2007	2008	2000–2002	2003–2005	2006–2008
<b>LT</b>	0,0887***	0,0478	0,1084***	0,0240	0,0603***	0,1255***
<b>SW</b>	0,9249***	0,9598***	0,8820***	0,9973	0,9560***	0,8167***
<b>JB</b>	368,4825***	137,7451***	420,8605***	2,0055	479,9419***	6440,3140***
<b>RJB</b>	646,0594***	103,6557***	1498,9980***	2,0178	618,9528***	26977,7700***
<b>SJ</b>	9,2687***	2,1049**	14,8026***	1,3228	9,9111***	31,9095***
<b>MC-LR</b>	4,9112	2,0970	3,6617	4,0947	5,0339	12,0201***

\* značí statistickou významnost autokorelačního koeficientu na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování



VI: Výsledky testování normality logaritmických cenových změn burzovního indexu DJI

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>LT</b>	0,0466	0,0570**	0,0589**	0,0425	0,0619**	0,0359
<b>SW</b>	0,9838***	0,9564***	0,9819***	0,9901*	0,9917	0,9957
<b>JB</b>	33,1503***	177,4790***	24,7022***	10,8790***	0,3804	0,0030
<b>RJB</b>	28,9171***	193,8871***	31,7471***	13,0342***	0,0932	0,0162
<b>SJ</b>	2,5584**	5,1196***	3,2720***	2,8853***	1,8725**	0,4349
<b>MC-LR</b>	5,4788	2,1616	3,5839	3,3030	3,7163	2,3303
	2006	2007	2008	2000–2002	2003–2005	2006–2008
<b>LT</b>	0,0574**	0,1209***	0,0975***	0,0410***	0,0364**	0,1368***
<b>SW</b>	0,9821***	0,9533***	0,9364***	0,9802***	0,9881***	0,8411***
<b>JB</b>	12,9762***	45,2300***	146,8850***	144,7893***	66,3707***	3597,8900***
<b>RJB</b>	25,3655***	120,7291***	351,4937***	142,0933***	70,8113***	18368,5700***
<b>SJ</b>	4,7176***	8,0939***	9,9998***	6,1524***	5,3582***	33,8556***
<b>MC-LR</b>	0,7140	3,7772	11,2056**	5,2637	0,9027	34,7730***

\* značí statistickou významnost autokorelačního koeficientu na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

VII: Šikmost a špičatost logaritmických cenových změn burzovního indexu PX a DJI

		2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>PX</b>	šikmost	0,05	-0,02	-0,03	-0,56	-0,27	-1,17
	špičatost	2,91	3,78	3,11	4,45	5,26	8,56
<b>DJI</b>	šikmost	-0,29	-0,58	0,49	0,05	0,00	-0,01
	špičatost	4,67	6,99	4,18	4,02	2,81	2,99
		2006	2007	2008	2000–2002	2003–2005	2006–2008
<b>PX</b>	šikmost	-0,17	-0,89	-0,28	0,01	-0,73	-0,61
	špičatost	8,94	6,18	9,32	3,25	6,62	17,28
<b>DJI</b>	šikmost	-0,04	-0,62	0,22	-0,01	0,09	0,04
	špičatost	4,12	4,65	6,72	5,15	4,45	13,69

Zdroj: vlastní zpracování

VIII: Hodnoty autokorelačních koeficientů pro zpoždění v případě měsíčních logaritmických cenových změn burzovních indexů PX a DJI

zpoždění	PX			DJI		
	ACF	PACF	Q-stat	ACF	PACF	Q-stat
<b>1</b>	0,3690***	0,3690***	14,98***	0,1486	0,1486	2,43
<b>2</b>	0,0415	-0,1096	15,17***	-0,0504	-0,0741	2,71
<b>3</b>	0,0821	0,1237	15,93***	0,0978	0,1202	3,78
<b>4</b>	0,0624	-0,0135	16,37***	-0,0305	-0,0726	3,89
<b>5</b>	0,1526	0,1655*	19,03***	0,1252	0,1656*	5,68
<b>6</b>	0,0458	-0,0958	19,28***	-0,0310	-0,1108	5,79
<b>7</b>	0,0515	0,1049	19,59***	0,0057	0,0775	5,80
<b>8</b>	0,0231	-0,0776	19,65**	0,0601	-0,0095	6,22
<b>9</b>	0,1132	0,1827*	21,17**	0,0475	0,0890	6,49
<b>10</b>	0,2238**	0,0887	27,20***	0,0891	0,0310	7,44
<b>11</b>	0,0756	-0,0237	27,89***	-0,0040	0,0025	7,45
<b>12</b>	0,0305	0,0017	28,01***	0,0151	0,0061	7,47

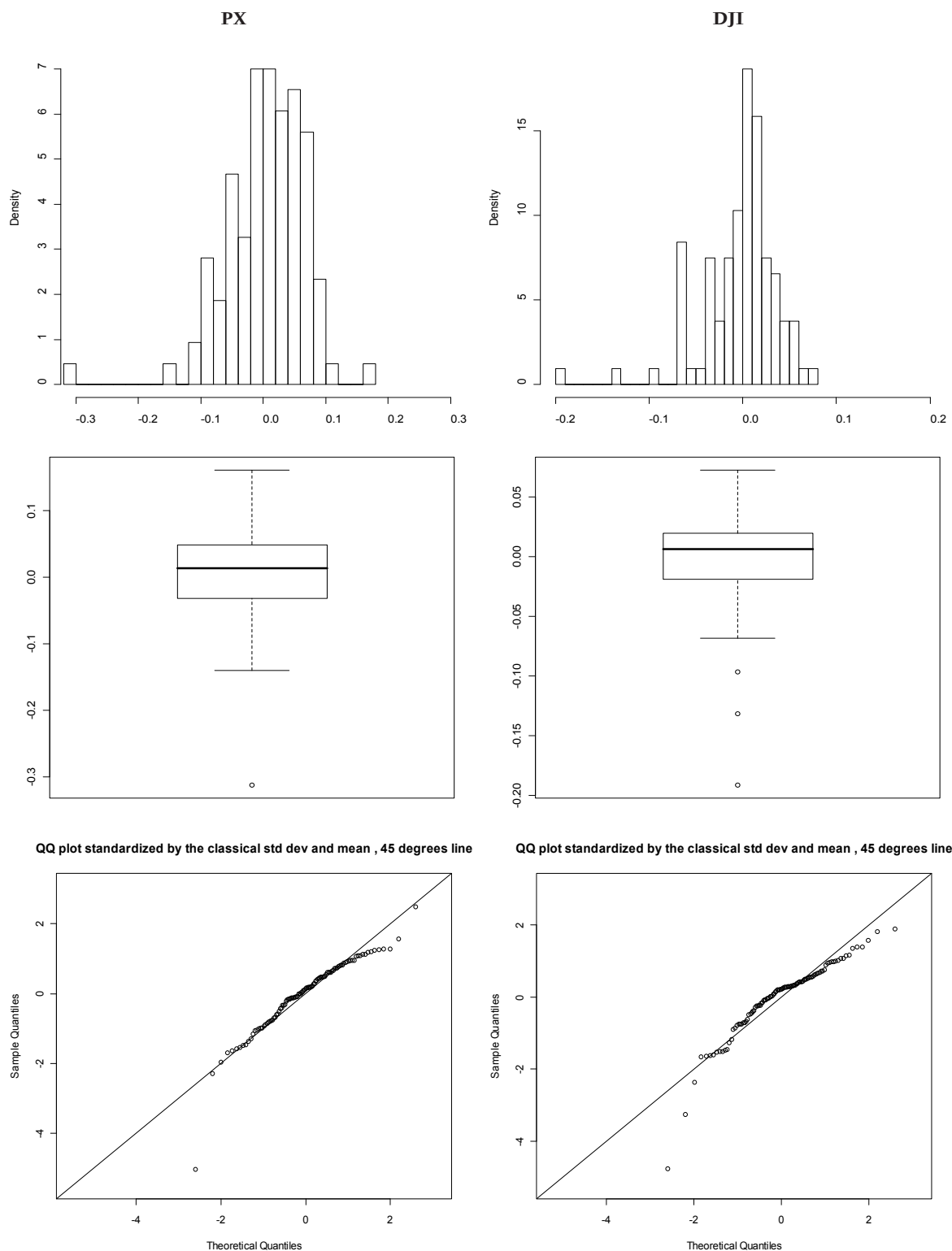
\* značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

mítnout, neboť hodnota autokorelačního koeficientu pro zpoždění jednoho měsíce je příliš vysoká a je významná na 1% hladině významnosti. Rovněž statisticky významná (na 5% hladině významnosti) je hodnota autokorelačního koeficientu pro zpož-

dění deseti měsíců. Aktuální a historické kurzy jsou tak korelované, což odporuje hypotéze efektivního trhu i v její slabé formě.

Naopak v případě měsíčních logaritmických výnosů burzovního indexu DJI nebyla nalezena žádná



2: Histogram, krabicový graf a QQ graf pro měsíční logaritmické cenové změny burzovních indexů PX a DJI



statisticky významná hodnota autokorelačního koeficientu (rovněž hodnoty Ljung-Box statistiky Q ne naznačují problém se statisticky významnou autokorelační strukturou), což neodporuje hypotéze efektivního trhu ve své slabé formě.

Rozporné výsledky však poskytuje ověřování normality rozdělení. Z grafické analýzy (viz Obr. 2) vyplývá, že rozdělení měsíčních logaritmických výnosů lze považovat za přibližně normální – problémy způsobuje pouze jedna odlehlá hodnota v případě burzovního indexu PX a tři odlehlé hodnoty v případě burzovního indexu DJI (viz krabicové grafy). Tyto odlehlé hodnoty způsobují, že rozdělení není symetrické (šikmost rozdělení měsíčních logaritmických výnosů odvozených z průměrných kurzů burzovního indexu PX je -1,31 a burzovního indexu DJI dokonce -1,50). Pokud bychom však tyto odlehlé hodnoty odstranili, pak rozdělení již bude přibližně symetrické (šikmost rozdělení měsíčních logaritmických výnosů burzovního indexu PX by byla pouze -0,33 a u burzovního indexu DJI -0,41).

S odlehlými hodnotami souvisí i hodnoty špičatosti. Zatímco pokud jsou odlehlé hodnoty součástí souboru, pak špičatost rozdělení je 7,72 v případě PX a 7,40 v případě DJI, tak po vyloučení odlehlých hodnot je špičatost rozdělení pouze 2,87 v případě PX a 2,92 v případě DJI, což signalizuje přibližně normální špičatost.

Tato problematika se projevuje i ve výsledcích testů normality, kdy zatímco v případě zahrnutí odlehlých hodnot do souboru (viz Tab. IX) zamítají všechny testy až na MC-LR test hypotézu o normalitě s  $p$ -hodnotou nižší než 0,01. Pouze MC-LR test nezamítá hypotézu o normalitě v případě logaritmických výnosů burzovního indexu PX ani na 10% hladině významnosti, v případě logaritmických výnosů burzovního indexu DJI zamítá hypotézu v porovnání s ostatními analyzovanými testy pouze na 5% hladině významnosti.

IX: Výsledky testování normality měsíčních logaritmických cenových změn burzovních indexů PX a DJI za roky 2000 až 2008

	PX	DJI
<b>LT</b>	0,1020***	0,1275***
<b>SW</b>	0,9225***	0,9019***
<b>JB</b>	129,9973***	126,3051***
<b>RJB</b>	136,5709***	253,1898***
<b>SJ</b>	3,1072***	5,9518***
<b>MC-LR</b>	3,9650	10,4356**

\* značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

Naopak, pokud nezahrneme odlehlé hodnoty do souboru, pak všechny sledované testy normality dávají v případě burzovního indexu PX shodný závěr (viz Tab. X), tj. hypotéza o normalitě rozdělení není zamítnuta ani na 10% hladině význam-

nosti. V případě burzovního indexu DJI není hypotéza o normalitě rozdělení zamítnuta ani na 10% hladině významnosti pouze u JB a RJB testů, což je způsobeno přibližně normální šikmostí i špičatostí. Ostatní testy normality na 5% hladině významnosti zamítají.

Na příkladu měsíčních logaritmických výnosů burzovního indexu PX je tak patrná výhoda robustnosti MC-LR testu, kdy dokáže eliminovat vliv detekované odlehlé hodnoty. Ostatní sledované robustní ani klasické testy tuto výhodu nemají a na normalitu rozdělení poukazují až po odstranění této odlehlé hodnoty ze souboru.

X: Výsledky testování normality měsíčních logaritmických cenových změn burzovních indexů PX a DJI za roky 2000 až 2008 bez odlehlých hodnot

	PX	DJI
<b>LT</b>	0,0774	0,1011**
<b>SW</b>	0,9802	0,9690**
<b>JB</b>	1,9745	2,7157
<b>RJB</b>	1,9121	4,3594
<b>SJ</b>	0,0880	2,1887**
<b>MC-LR</b>	4,2483	9,8822**

\* značí statistickou významnost na 10% hladině významnosti, \*\* na 5% hladině významnosti a \*\*\* na 1% hladině významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

V případě burzovního indexu DJI je však odlehlých hodnot více a navíc se zde vyskytují po jejich odstranění i jiné problémy (relativně vysoká četnost hodnot v rozmezí (-0,7; -0,6) a v tomto případě i MC-LR test zamítá hypotézu na 5% hladině významnosti).

Z výsledků provedených korelačních a distribučních testů je tak patrná rozdílnost závěrů. Zatímco korelační testy zamítají hypotézu o efektivnosti českého kapitálového trhu a v případě amerického kapitálového trhu ji nezamítají, u testů ověřujících normalitu distribuce (rozdělení) jsou závěry přesně opačné.

## DISKUSE

Na základě výše provedené analýzy je patrné, že při ověřování slabé formy hypotézy efektivního trhu není vhodné zaměřovat se pouze na jeden typ testů (např. pouze na korelační testy), ale je vhodné výsledky různých forem testování porovnat. Pokud bychom se spoléhali pouze na korelační testy, tak bychom v případě měsíčních logaritmických výnosů burzovního indexu DJI hypotézu o efektivnosti trhu ve své slabé formě nezamítli, avšak testy normality poukazují, že rozdělení logaritmických výnosů není normální, což hypotézu o efektivnosti trhu odporuje. Navíc nutno podotknout, že korelační analýza je založena na normalitě rozdělení analyzované náhodné veličiny.

Výsledky provedené studie tak poukazují na fakt, že z dlouhodobého ani střednědobého hlediska nelze český kapitálový trh představovaný burzovním indexem PX ani americký kapitálový trh představovaný burzovním indexem DJI považovat za efektivní a to ani ve své slabé formě. Studií na obdobné téma existuje několik, přičemž většinou se tyto studie zabývaly středoevropskými kapitálovými trhy (např. se jedná o studie Filáček et al., 1998, Čámský, 2005, atd.). Obdobných výsledků pro český kapitálový trh jako ve výše provedené studii bylo dosaženo např. i ve studii Střelec, 2006, kde bylo rovněž nutné na základě korelační analýzy hypotézu o efektivnosti českého kapitálového trhu zamítnout.

Z krátkodobého hlediska (logaritmické výnosy během jednotlivých let období 2000–2008) sice v některých případech poukazují na potvrzení hypotézy efektivního trhu ve své slabé formě, avšak v posledních sledovaných letech dochází k nárůstu hodnot autokorelačních koeficientů a jejich statistické významnosti a to již pro zpoždění jednoho nebo dvou obchodních dnů, což přímo odporuje hypotéze efektivního trhu. Hodnoty autokorelačních koeficientů již sice nejsou tak vysoké jako např. v roce 1995, kdy dosahovaly autokorelační koeficienty neuvěřitelně vysokých hodnot (viz Filáček et al, 1998), přesto jsou během posledních let identifikovány statisticky významné hodnoty.

## SOUHRN

Článek se zabývá testováním hypotézy efektivnosti českého kapitálového trhu. V práci je testována slabá forma efektivnosti kapitálového trhu v České republice a pro srovnání i v USA během let 2000–2008. Definovány byly formy efektivnosti, přičemž pozornost byla zaměřena na korelační a distribuční testy testující slabou formu tržní efektivnosti. Pro ověření slabé formy efektivnosti bylo využito autokorelačního koeficientu a testování statistické významnosti, dále pak Ljung-Box testu autokorelace vyššího řádu a vybraných testů normality.

Práce je rozdělena do čtyř hlavních částí. V první části je charakterizována hypotéza efektivního trhu, model náhodné procházky a rovněž zvolené testy ověřující slabou formu efektivnosti kapitálového trhu. Ve druhé části jsou pak prezentovány výsledky korelačních a distribučních testů pro denní a měsíční logaritmické cenové změny burzovních indexů PX a DJI za období let 2000 až 2008. Ve třetí části jsou diskutovány dosažené výsledky a čtvrtá část obsahuje souhrn nejdůležitějších výsledků.

Výsledky provedených analýz vedou k závěru, že slabou formu (následně tedy i středně silnou a silnou formu) efektivnosti českého a amerického kapitálového trhu je nutné zamítnout. Důvodem jsou statisticky významné hodnoty autokorelačních koeficientů denních logaritmických výnosů burzovních indexů PX a DJI a to především během let 2006–2008. Statisticky významné hodnoty autokorelačních koeficientů pro zpoždění jednoho období byly identifikovány i pro měsíční logaritmické výnosy burzovního indexu PX. Naopak měsíční logaritmické výnosy burzovního indexu DJI za sledované období autokorelované nejsou.

Výsledky sledovaných testů normality rovněž zamítají hypotézu o slabé efektivnosti českého a amerického kapitálového trhu v případě denních logaritmických výnosů během dlouhého období. Důvodem je zamítnutí předpokladu normality rozdělení denních logaritmických výnosů sledovaných burzovních indexů. Naopak na 5% hladině významnosti není zamítnuta hypotéza o normalitě rozdělení měsíčních logaritmických výnosů sledovaných burzovních indexů. Zde hraje zásadní roli problematika odlehklých hodnot, na nichž je možné ilustrovat výhody robustních testů normality.

Závěrem je možné konstatovat, že nebyla potvrzena ani slabá forma efektivnosti českého a amerického kapitálového trhu, a tudíž na uvedených kapitálových trzích je na základě historických údajů možné v porovnání se strategií „kup a drž“ dosahovat nadprůměrných zisků.

teorie efektivního trhu, efektivní trh, formy efektivnosti, slabá forma efektivnosti, korelační testy, distribuční testy

Výsledky uvedené v příspěvku jsou součástí řešení výzkumného záměru PEF MZLU v Brně č. MSM 6215648904 s názvem *Česká ekonomika v procesech integrace a globalizace a vývoj agrárního sektoru a sektoru služeb v nových podmínkách evropského integrovaného trhu*.

## SUMMARY

This paper deals with efficiency testing of the Czech stock market. In this paper we test a weak-form of market efficiency of capital markets in the Czech Republic and in the United States during the years from 2000 to 2008. In this work there are defined different forms of efficiency, whereas key attention is focused on correlation and distribution tests which test the weak-form of market efficiency. We have used some basic methods for our analysis: the autocorrelation coefficient, the Ljung-Box test and selected tests of normality.

This paper is divided into four parts. In part 1, the efficient market theory, the random walk process and principles of efficient testing are described. Part 2 deals with the gist of this paper – this part presents results of correlation and distribution tests of daily and monthly logarithmic returns of the stock exchange market indices PX and DJI. In part 3, results are discussed and confronted with previously published papers and results. The final part of this paper is the summary.

Our results show that the weak-form of market efficiency of capital markets in the Czech Republic and in the United States is rejected due to statistical significance of autocorrelation coefficients of daily logarithmic returns of the stock exchange market indices PX and DJI, especially during the years from 2006 to 2008. Consequently, the autocorrelation of monthly logarithmic returns of the stock exchange market index PX was identified. By contrast, the monthly logarithmic returns of the stock exchange market index DJI are not autocorrelated.

The results of some normality tests show that hypothesis of normality was rejected for the daily logarithmic returns of the stock exchange market indices PX and DJI during the long period from 2000 to 2008, at 5 % nominal level, but not rejected for the monthly logarithmic returns. There is some problem of outliers in monthly logarithmic returns – these outliers play an important role for the classical and the robust normality tests.

Therefore, our conclusion is rejection of weak-form of efficient market theory of the Czech capital market as well as the U.S. capital market. It means that we can successfully use the historical prices for predictions and in comparison with strategy “buy and hold” get an unusual profit.

The results are a part of research objective, i.d. 6215648904 „Czech economy in the processes of integration and globalization and the development of agrarian sector and sector of services under the new conditions of integrated European market“.

## LITERATURA

- BLAKE, D., 1995: *Analýza finančních trhů*. Praha: Grada Publishing. ISBN 80-7169-201-8.
- BRYŠ, G., HUBERT, M., STRUYF, A., 2004: A robustification of the Jarque-Bera test of normality. COMPSTAT 2004, *Proceedings in Computational Statistics*, ed. J. Antoch, Springer, Physica Verlag, p. 753–769.
- BRYŠ, G., HUBERT, M., STRUYF, A., 2008: Goodness-of-fit tests based on a robust measure of skewness. *Computational Statistics*. 23. p. 429–442.
- ČÁMSKÝ, F., 2005: Testování hypotéz o efektivnosti sledovaných trhů. *Finanční trhy*. 2/2005. ISSN 1336-5711.
- FILÁČEK, J., KAPIČKA, M., VOŠVRDA, M., 1998: Testování hypotézy efektivního trhu na BCPP. *Finance a úvěr*. roč. 48, č. 9, s. 555–566. ISSN 0015-1920.
- GEL, Y. R., GASTWIRTH, J. L., 2009: A robust modification of the Jarque-Bera test of normality. *Economics Letters*, 99, p. 30–32.
- GEL, Y. R., MIAO, W., GASTWIRTH, J. L., 2007: Robust directed tests of normality against heavy-tailed alternatives. *Computational Statistics & Data Analysis*. No. 51. p. 2734–2746.
- JARQUE, C. M., BERA, A. K., 1980: Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*. 6 (3). p. 255–259.
- LILLIEFORS, H., 1967: On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 62. p. 399–402.
- SHAPIRO, S. S., WILK, M. B., 1965: An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*. Vol. 52. No. 3 and 4. p. 591–611.
- STŘELEČ, L., 2006: Korelační testy efektivnosti kapitálového trhu v České republice. In *Firma a konkurenční prostředí 2006 – Sekce 4 Kvantitativní metody v hospodářství*. Brno: KONVOJ, spol. s r. o., Berkova 22, 612 00 Brno, 2006, s. 208–217. ISBN 80-7302-118-8.
- STŘELEČ, L., 2008: Komparace síly vybraných testů normality proti těžkochvostým, lehkochvostým a kontaminovaným alternativám. *Forum Statisticum Slovacum*. č. 7, s. 124–129. ISSN 1336-7420.
- VESELÁ, J., 1996: *Analýza trhu cenných papírů*. I. díl. Praha: VŠE. ISBN 80-7079-426-7.

Adresa

Ing. Petra Střelcová, Ústav ekonomie, Ing. Luboš Střelec, Ústav statistiky a operačního výzkumu, Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, 613 00 Brno, Česká republika, e-mail: xprocha9@node.mendelu.cz, xstrellec@node.mendelu.cz

