

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

Bakalářská práce

2007

Ladislav Krištofek

Univerzita Karlova v Praze

Fakulta sociálních věd

Institut ekonomických studií

BAKALÁŘSKÁ PRÁCE

*Testování středně silné formy efektivních kapitálových trhů
na akciovém trhu v ČR v letech 2000-2006*

Vypracoval: Ladislav Krištofek

Konzultant: Doc. Ing. Oldřich Dědek CSc.

Akademický rok: 2006/2007

Obsah

Prohlášení	3
Poděkování	4
Abstrakt	5
Seznam použitých zkratk	6
1. Úvod	7
2. Teorie efektivních trhů	8
2.1. Základní definice	8
2.2. Testy efektivnosti	10
2.2.1. Testy předpovědí výnosů	10
2.2.1.1. Testy náhodnosti	11
2.2.1.2. Test podílů rozptylů	13
2.2.1.3. Run test.....	14
2.2.2. Případové studie	15
2.2.2.1. Časové období	16
2.2.2.2. Očekávané výnosy.....	17
2.2.2.3. Nadměrné výnosy.....	20
2.2.2.4. Standardizované nadměrné výnosy	20
2.2.2.5. Agregace nadměrných výnosů	22
2.2.2.6. Metoda nejmenších čtverců.....	23
2.2.2.7. Problém dvojí hypotézy	25
3. Výsledky testů slabé formy	27
3.1. Data a metodologie.....	27
3.2. Testy náhodnosti	27
3.3. Test podílem variancí	28
3.4. Run test.....	31
4. Tržní anomálie	33
4.1. Lednový efekt.....	33
4.1.1. Metodologie a data	34
4.1.2. Jednotlivé firmy.....	34
4.1.3. Všechny firmy	35
4.1.3.1. Leden a prosinec.....	36
4.1.3.2. Květen a červen	40
4.1.3.3. Příklad heteroskedasticity.....	44

4.1.4.	Shrnutí	45
4.2.	Efekt dnů v týdnu	46
4.2.1.	Metodologie a data	46
4.2.2.	Jednotlivé cenné papíry	47
4.2.3.	Všechny cenné papíry	47
4.2.4.	Shrnutí	51
4.3.	Efekt státních svátků	52
4.3.1.	Metodologie a data	52
4.3.2.	Výsledky.....	53
5.	Výsledky testů středně silné formy	55
5.1.	11.9.2001	55
5.1.1.	Data a metodologie.....	56
5.1.2.	Výsledky.....	56
5.2.	Reakce na změnu základní úrokové míry.....	60
5.2.1.	Data a metodologie.....	61
5.2.2.	Pokles základní úrokové sazby	61
5.2.3.	Nárůst základní úrokové sazby	64
5.2.4.	Shrnutí	69
6.	Závěr	70
7.	Příloha	72
8.	Literatura	81

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci vypracoval samostatně a použil pouze uvedené prameny a literaturu.

V Pečkách dne 4.5.2007

Ladislav Krištofek

Poděkování

Na tomto místě bych chtěl poděkovat doc. Ing. Oldřichu Dědkovi, CSc. za poskytnutí cenných rad a připomínek.

Abstrakt

Testování středně silné formy efektivních kapitálových trhů na akciovém trhu v ČR v letech 2000-2006

Cílem této bakalářské práce je aplikace metod na testování efektivnosti kapitálových trhů na akciový trh v ČR v letech 2000-2006. Hlavní důraz je kladen na chování cenných papírů hlavního trhu Burzy cenných papírů Praha. V první kapitole jsou zavedeny základní pojmy teorie společně s vhodnými testy. V následujících kapitolách jsou rozebrány výsledky jednotlivých testů. V druhé kapitole jsou rozvedeny testy náhodné procházky, u kterých docházíme k nejasným závěrům, hlavně pak z důvodu nesplnění podmínek užitých testů. Výsledky napovídají o nevyvrácení náhodné procházky okolo nenulové hodnoty. Ve třetí kapitole zjišťujeme, že výnosy v jednotlivých dnech týdne i v jednotlivých měsících roku nabývají pro různé dny a měsíce signifikantní rozdílnosti od ostatních. Podrobnějším zkoumáním však docházíme k závěru, že na daných zjištěních nelze vybudovat výnosnější strategii. Ve čtvrté, a z hlediska testování závěrečné, kapitole zjišťujeme, že cenné papíry na světové události reagují, avšak velice pomalu. Následným zkoumáním reakce cenných papírů na změnu základní úrokové sazby docházíme k závěru, že chování výnosů je velice podobné pro změnu sazeb ČNB a ECB, důležitou roli pak hrají očekávání.

Klíčová slova: efektivní kapitálové trhy, tržní anomálie, případová studie

JEL klasifikace: C12, C14, C21, C22, C33, E44, G14

Abstract

Testing the semi-strong form of the efficient capital markets hypothesis on shares market of the Czech Republic between 2000 and 2006

The main aim of this bachelor's thesis is the application of methods of efficient markets tests on the Czech stock exchange in the period of 2000-2006. Particular focus is on behavior of stocks of the main market of the Prague Stock Exchange. In the first chapter, the basic theoretical background is introduced together with appropriate tests. The following chapters are focused on the results of particular tests. In the second chapter, the results of the random walk tests are discussed. The results are not clear as the conditions of tests are usually not met. The outcomes show we cannot reject the hypothesis about random walk around a non-zero value. In the third chapter, we find returns significantly different in several days during week as well as significantly different returns in several months of the year compared to the others. However, after deeper research, we come to the conclusion there cannot be an investing strategy based on those findings which can reach higher returns. In the fourth chapter, which is also the last concerning the tests, we find out that stocks react to the world-wide events. Nonetheless, reaction is very slow. The following research of the reactions to the change of basic interest rate shows the behavior of returns is similar concerning reactions to the changes of both CNB and ECB. The important role is assigned to expectations.

Key words: efficient capital markets, market anomaly, event study

JEL Classification: C12, C14, C21, C22, C33, E44, G14

Seznam použitých zkratk

BCPP	Burza cenných papírů Praha
ČEZ	ČEZ, a. s., sídlem Duhová 2/1444, Praha 4
ČNB	Česká národní banka
CME	Central European Media Enterprises, Ltd., sídlem Clarendon House, 2 Church Street, Hamilton
ECB	European Central Bank (Evropská centrální banka)
ERSTE	Erste Bank der oesterreichischen Sparkassen AG, sídlem Graben 21, Vídeň
KB	Komerční Banka, a. s., sídlem Na Příkopě 33, č.p. 969, Praha 1
ORCO	Orco Property Group S.A., sídlem 8, Boulevard Emmanuel Servais, Luxembourg
PM	Philip Morris ČR, a. s., sídlem Vítězná 1, Kutná Hora
O2	Telefónica O2 Czech Republic, a. s., sídlem Olšanská 5, Praha 3
UNIPETROL	Unipetrol, a. s., sídlem Klimentská 10, Praha 1
ZENTIVA	Zentiva N.V., sídlem Fred.Roeskestraat 123 1HG, Amsterdam

1. Úvod

Český kapitálový, a hlavně akciový, trh je obecně považován za málo efektivní. Nejčastějším argumentem je krátká existence trhu a s ní spojené problémy jako nedostatečná likvidita a malý počet aktivních investorů. Hlavním cílem této práce je ověření středně silné formy efektivních kapitálových trhů v letech nejbližších, tedy v letech 2000-2006. Předpokladem je však i slabá forma, otestujeme tedy i ji. Výraznou součástí práce je i zkoumání tržních anomálií.

V první části práce zavedeme základní pojmy a definice z teorie efektivních trhů. Společně zmíníme i hlavní formy užívaných testů pro ověření daných dvou forem efektivnosti. Pro testy slabé formy, které jsou v nejnovější literatuře označovány jako testy předpovědí výnosů, použijeme vhodné testy náhodnosti, test pomocí podílu rozptylů a run test. Pro testování středně silné formy je zmíněna metodologie případových studií.

Následné části se již zaměřují na výsledky daných testů. Druhá část se zabývá výsledky testů předpovědí výnosů. Třetí část se věnuje pojítce mezi slabou a středně silnou formou efektivních trhů – tržním anomáliím. Hlavní důraz je kladen na ve světové literatuře nejvíce zkoumané anomálie – Lednový efekt a Efektu dnů v týdnu, společně s Efektem státních svátků. V případě zjištěných anomálií se na ně zaměříme podrobněji. Čtvrtá, a co se týče testů poslední, část se zaměří na samotné případové studie. Předmětem zkoumání jsou dvě události, jedna unikátní (ve smyslu, že se během zkoumaného období neopakuje) a jedna opakující se. Jedinečnou zkoumanou událostí je 11. září 2001, které bylo tak zásadní, že vliv na výnos cenných papírů by měl být zřejmý. Druhou zkoumanou událostí je pak změna základní úrokové sazby ČNB.

V závěru shrneme zjištěné výsledky, zmíníme potenciální problémy a pokud možno vyslovíme závěr o efektivnosti českého kapitálového trhu. Součástí práce je i příloha, která se nachází na konci textu a obsahuje další vhodné grafy a tabulky. K práci je navíc přiloženo CD s použitými daty a výpočty. Veškeré grafy a tabulky uvedené v textu jsou prací autora, není u nich tedy uveden žádný další zdroj.

2. Teorie efektivních trhů

2.1. Základní definice

Základy **teorie efektivních kapitálových trhů** položil Eugene F. Fama, který ve své práci (Fama, 1970) shrnul do té doby známou teorii a hlavně dostupné empirické výsledky. Samotnou definici efektivních kapitálových trhů v nejjednodušší podobě pak zasadil do obecného rámce efektivního trhu v ekonomickém pojetí, tedy takového trhu, kde ceny „plně“ odrážejí všechny dostupné informace¹. Podle pozdějších autorů je definice upravená. Sám Fama později (Fama, 1991) používá obecnější a více do ekonomie zasazenou definici, kde ceny odrážejí dostupné informace do takové míry, kdy se mezní přínos z použití informace rovná mezním nákladům na její opatření. Malkiel (2003) definuje kapitálové trhy jako efektivní, pokud investoři nejsou schopni dosáhnout nadměrných výnosů bez přijetí nadměrného rizika². Samotné „plně“ v uvozovkách z definice Famy je zachováno od autora a označuje fakt, že samotné „plně“ odrážení informací není zcela jasně definované a ani ne jednoduše definovatelné. Teorie je z daného důvodu **rozdělena do tří forem** podle hladiny „plnosti“ odrážení informací – na slabou, středně silnou a silnou.

Slabá forma předpokládá, že ceny plně odrážejí všechna dostupná minulá data. Není tedy možné dosáhnout nadměrných výnosů zkoumáním historických dat jako minulých výnosů, minulých makroekonomických údajů, či ostatních minulých informací. Výsledkem je pak neúčinnost technické analýzy (tedy předpovědi na základě historických dat). **Středně silná forma** předpokládá, že ceny plně reflektují všechny veřejně dostupné informace. Důsledkem je neúčinnost fundamentální analýzy (tedy předpovědi na základě fundamentálních hodnot firem³). **Silná forma**⁴ pak zesiluje středně silnou formu na všechny informace, tedy i ty, které jsou dostupné pouze určitým skupinám. Abnormálních výnosů pak není schopen dosahovat nikdo. Navíc platí, že slabší forma je vždy podmnožinou formy silnější, a tedy i její nutnou podmínkou.

¹ Sám pak dospívá k závěru, že efektivita je z dostupné literatury většinou potvrzena. Důkazy o odchylkách od efektivity byly vzácné.

² Přijímá tím jeden ze základních předpokladů investování, že výnos je přímo úměrný stupni rizika (Elton & Gruber, 2003).

³ Za fundamentální hodnoty firem považujeme hrubé zisky, čisté zisky, obrat a podobné ukazatele, společně s veškerými ukazateli typu ROE, či ROA (tedy z anglického „returns on equity“ a „returns on assets“)

⁴ Postupně z anglických „weak form“, „semi-strong form“ a „strong form“.

Lze dále jmenovat předpoklady pro efektivní kapitálový trh (Fama, 1970):

- neexistují transakční náklady při obchodování s cennými papíry,
- všechny informace jsou dostupné všem účastníkům trhu bez nákladů,
- všichni účastníci trhu se shodnou na vlivu takových informací na budoucí ceny cenných papírů⁵.

Takový trh lze nazvat efektivním⁶. Na první pohled je však zřejmé, že tyto podmínky jsou těžko splnitelné. Podmínky jsou postačující, nikoliv však nutné. Zjištění, do jaké míry jsou podmínky splněny, je úkolem empirických testů, které jsou rozebrány níže. Nyní však k formálnějším zápisům efektivních trhů.

Vraťme se k samotnému pojmu „plně“ reflektovat dostupné informace v cenách. Je nutné mít jistou představu, zda je daná cena racionální. Abychom mohli testovat, jak se trhy chovají, musíme zavést očekávanou cenu cenného papíru

$$E(P_{i,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(r_{i,t+1} | \Phi_t)P_{it}],$$

kde P_{it} značí cenu cenného papíru i v období t , $P_{i,t+1}$ cenu cenného papíru i v období $t+1$, $r_{i,t+1}$ výnos cenného papíru i mezi obdobími t a $t+1$, E je označení pro očekávanou hodnotu a konečně Φ_t označuje dostupné informace v období t . Samotný zápis je relativně triviální a vlastně říká, že cena dnes odpovídá ceně včera plus výnos, který lze očekávat na základě dostupných informací.

Další implikací definice efektivních trhů, zároveň se zavedením očekávané ceny, je tvrzení, pro které nejdříve zavedeme nadměrné výnosy, které použijeme a připomeneme dále v textu, jako

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}),$$

kde

AR_{it} = abnormální výnos akcie i v čase t ,

R_{it} = realizovaný výnos akcie i v čase t ,

$E(R_{it})$ = očekávaný výnos akcie i v čase t .

Pak tvrdíme, že trh je systém, kde $E(AR_{it} | \Phi_t) = 0$, tedy že posloupnost $\{AR_{it}\}$ je **pocitivou hrou**⁷ při dané posloupnosti informace $\{\Phi\}$.

⁵ Pokud jsou ekonomičtí aktéři racionální, ohodnotí dopad dané informace na cenu cenného papíru stejně.

⁶ Poznamenejme, že důležitým faktorem je taktéž nedůvěra investorů v existující efektivnost. Pokud by totiž investoři přijali myšlenku, že nelze dosáhnout nadměrných výnosů, motivace by byla nízká. Efektivita je pak při malém počtu investorů těžko dosažitelná.

⁷ Anglicky “fair game”.

Pokud navíc k předchozímu tvrzení, které popisuje nezávislost po sobě následujících výnosů, přidáme předpoklad, že po sobě jdoucí výnosy jsou stejně rozdělené, tedy mají stejnou distribuci, dostaneme celkově předpoklad, že po sobě následující změny v cenách jsou **náhodnou procházkou**⁸ okolo očekávané hodnoty, která nakonec však nemusí být nutně nulová (Fama, 1970). Takovéto tvrzení pak formálně zapíšeme jako

$$f(r_{i,t+1} | \phi_t) = f(r_{i,t+1}).$$

Podmíněná a mezní pravděpodobnostní distribuce pro nezávislé náhodné proměnné jsou identické.

Hlavní myšlenkou poctivé hry s náhodnou procházkou je zahrnutí dnešních informací do dnešní ceny, nové informace pak musejí být **nepředvídatelné**, tedy **náhodné**. Pokud by totiž byly předvídatelné, již by byly zahrnuty v ceně, jelikož alespoň jedna skupina investorů (či jeden jediný investor) by danou informaci, tedy i změnu ceny, předvídala, tedy snažila se maximalizovat zisk. Cena by se tak dostala na úroveň, kdy zahrnuje všechny dostupné informace. Pokud jsou tedy informace nepředvídatelné a tedy neznámé, je nejjistější očekávat, že cena zítra zůstane na dnešní hodnotě. Náhodná nová informace pak způsobí vzhledem k dnešní ceně náhodnou změnu (zítra již samozřejmě nebude náhodná, jelikož reaguje na novou informaci).

2.2. Testy efektivnosti

Testy efektivnosti se rozdělují do stejných skupin jako jejich formy. Fama proto ve své pozdější práci zavádí opět tři skupiny, avšak s pozměněnými názvy, které lépe vystihují testovací procedury (Fama, 1991). Nové skupiny testů jsou **testy předpovědí výnosů** (pro slabou formu), **případové studie** (pro středně silnou formu) a **testy na soukromé informace**⁹ (pro silnou formu). Pokud chceme zkoumat středně silnou formu efektivních kapitálových trhů, musíme nejdříve ověřit základní předpoklad, tedy zda jsou trhy alespoň slabě efektivní.

2.2.1. Testy předpovědí výnosů

Do dané skupiny testů patří velké množství testovacích technik. Dají se však rozdělit do dvou hlavních skupin, které však, je nutno poznamenat, jsou úzce propojeny. První skupinou jsou **testy poctivé hry a náhodné procházky**. Patří sem testy náhodnosti, run test, test podílem

⁸ Anglicky “random walk”.

⁹ Anglicky postupně „tests of return predictability“, „event studies“ a „tests for private information“.

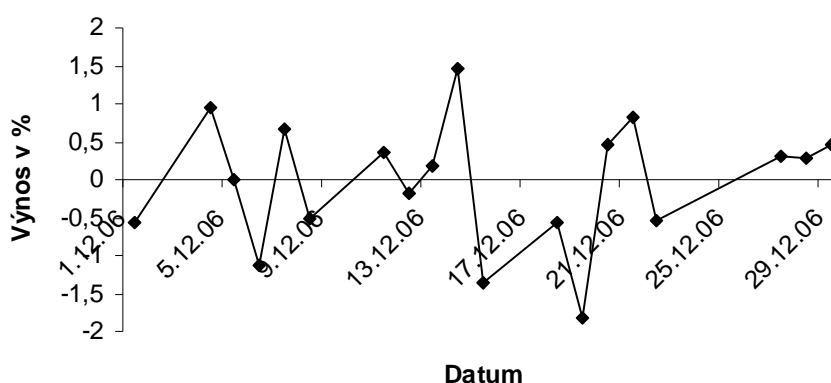
rozptylů a zkoumání sériových korelací. Do druhé skupiny pak patří **anomálie**, tedy pravidelnosti ve vývoji výnosů cenných papírů, které je obtížné vysvětlit na základě ekonomickém. Mezi takové anomálie patří **Lednový efekt**, kdy jsou pozorovány signifikantně vyšší výnosy pro první dny měsíce ledna a celkově i celý měsíc ve srovnání s ostatními měsíci. Další pozorovanou anomálií je **Efekt dnů v týdnu**, kdy jsou pozorovány signifikantně rozdílné výnosy v pondělí v porovnání s ostatními dny. Paralelní k Efektu dnů v týdnu je i **Efekt státních svátků**, kdy je pozorován rozdílný výnos ve dnech následujících po volném (neobchodním) dni.

Dělení do takovýchto skupin je na základě faktu, že zkoumání anomálií je na hranici testů slabé a středně silné formy efektivních kapitálových trhů (pro srovnání Fama, 1970 a Fama, 1991)¹⁰.

2.2.1.1. Testy náhodnosti

Testy náhodnosti jsou jedny z nejpoužívanějších testů pro ověření či vyvrácení slabé formy efektivních kapitálových trhů. Obecně zkoumají, zda se daná časová řada chová náhodně okolo nějaké hodnoty. Jako příklad předpokládaného náhodného chování uvedeme vývoj denních výnosů akcií O2 v prosinci roku 2006 (Graf 2.2.1). Testů je celá řada, zde zavedeme **test založený na znaménkách diferencí**, **test založený na bodech zvratu** a **test založený na Spearmanově koeficientu** (techniky pro dané testy z Cipra, 1986).

Graf 2.2.1 - Denní výnosy O2 v prosinci 2006



¹⁰ V původním textu z roku 1970 jsou tržní anomálie zařazeny do podkapitoly, která zkoumá středně silnou formu efektivních kapitálových trhů. Na druhou stranu v pokračování práce z roku 1991 jsou anomálie již zahrnuty do testů předpovědi výnosů.

Test založený na znaménkách diferencí

Daný test je založen na počtu kladných prvních diferencí (v našem případě kladných denních výnosech). Pro sousední hodnoty, které nabývají stejných hodnot (diference je rovná nule), jednu z nich vyškrtáme.

Definujme tedy statistiku V_t , která nabývá hodnoty 1 při kladné diferenci a hodnoty 0 při záporné diferenci. Z definice náhodné procházky vyplývá, že pravděpodobnost růstu či poklesu ceny je stejná, tedy máme

$$E\left(\sum_{t=1}^{n-1} V_t\right) = \frac{n-1}{2} \quad \text{var}\left(\sum_{t=1}^{n-1} V_t\right) = \frac{n+1}{12}.$$

Nutno poznamenat, že n odpovídá počtu pozorování bez vyškrtnutých dat. Hypotézu tedy poté zamítáme na $\alpha\%$ hladině významnosti, pokud

$$\frac{\left|\sum_{t=1}^{n-1} V_t - \frac{n-1}{2}\right|}{\sqrt{\frac{n+1}{12}}} \geq u_{1-\frac{\alpha}{2}}.$$

Test založený na bodech zvratu

Test je založený na počtu lokálních maxim a lokálních minim v časové řadě¹¹. Opět vyškrtáme jedno ze sousedících dat, které nabývají stejných hodnot.

Označme počet bodů zvratů jako r , pak máme

$$E(r) = \frac{2(n-2)}{3} \quad \text{var}(r) = \frac{16n-29}{90}.$$

Opět pro úplnost poznamenejme, že n odpovídá počtu pozorování bez vyškrtnutých dat. Hypotézu pak zamítneme na $\alpha\%$ hladině významnosti, pokud

¹¹ Tedy takových bodech, kdy buď $y_{t-1} < y_t > y_{t+1}$ nebo $y_{t-1} > y_t < y_{t+1}$ pro $t = 2, 3, \dots, n-1$.

$$\frac{\left| r - \frac{2(n-2)}{3} \right|}{\sqrt{\frac{16n-29}{90}}} \geq u_{1-\frac{\alpha}{2}}.$$

Test založený na Spearmanově koeficientu δ

Označme q_1, \dots, q_n jako pořadí hodnot dané řady¹². Spearmanův koeficient pořadové korelace δ spočteme jako

$$\delta = 1 - \frac{6}{n(n^2-1)} \sum_{i=1}^n (i - q_i)^2.$$

Hypotézu zamítáme na $\alpha\%$ hladině významnosti, pokud

$$|\delta| \sqrt{n-1} \geq u_{1-\frac{\alpha}{2}}.$$

2.2.1.2. Test podílů rozptylů

Daný test zkoumá vývoj rozptylů pro rozdílné časové difference. Vychází z tvrzení, že s narůstající délkou mezery mezi jednotlivými pozorováními roste stejným tempem i jejich rozptyl. Pro daný test použijeme změny ve formě rozdílu přirozených logaritmů (Filer & Hanousek, 1996). Dostáváme pak podíl rozptylů $VR(q)$ ¹³ pro mezeru v pozorování rovnu q

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

Daná statistika se pak blíží jedné, abychom hypotézu o náhodné procházce nezamítli. Naopak při hodnotách signifikantně rozdílných od hodnoty 1 hypotézu zamítáme. Hypotézu tedy zamítneme na $\alpha\%$ hladině významnosti, pokud

$$Z = \frac{VR(q) - 1}{\sqrt{\text{var}(VR(q))}} \geq u_{1-\frac{\alpha}{2}}.$$

Rozptyl podílu variancí spočteme jako

¹² Pro ilustraci, pokud máme $y_1 = 1,23$, $y_2 = -23,5$, $y_3 = 0$, pak máme $q_1 = 3$, $q_2 = 1$ a $q_3 = 2$.

¹³ Použijeme zkratku pro označení z anglického „variance ratio“.

$$\text{var}(VR(q)) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)},$$

kde n je počet pozorování.

Takto určená variance však předpokládá **homoskedasticitu** dat, o které bude podrobněji diskutováno níže. Pro případ **heteroskedasticity** byl vyvinut složitější přístup, který zde nebudeme rozebírat, ale odkážeme na původní zdroj (Liu & He, 1991). Dostaneme pak rozptyl podílu variancí, který je robustní vůči heteroskedasticitě. Relativní slabostí tohoto testu je předpoklad, že dané změny mají normální rozdělení. Je tedy třeba ověřit tento předpoklad.

Pro **ověření normality rozdělení** lze použít dvojici testů **Kolmogorov-Smirnov**¹⁴ a **Shapiro-Wilk**¹⁵ (Víšek, 1998), navíc i **srovnání vyšších momentů** daných distribucí, tedy srovnání šikmosti a špičatosti daného rozdělení s normálním rozdělením (Filer & Hanousek, 1996). Pokud předpoklad normálního rozdělení není splněn, test není dostatečně vypovídající, je lepší použít testy náhodnosti uvedené výše či test uvedený níže, tedy run test.

2.2.1.3. Run test

Run test zkoumá počet sekvencí stejných po sobě následujících výnosů¹⁶, ať už kladných či záporných. Pro ilustraci označme kladný výnos jako \uparrow a záporný výnos jako \downarrow . Pak pro posloupnost $\uparrow\uparrow\downarrow\uparrow\uparrow\downarrow$ máme čtyři runy, dva kladné (o délkách 2 a 3) a dva záporné (o délkách 2 a 2). Pokud bychom si představili nějakou ne zcela pravděpodobnou posloupnost $\uparrow\uparrow\uparrow\uparrow\uparrow\downarrow$, tak máme dva runy, jeden kladný o délce 7 a jeden záporný o délce 1. Run test pak testuje, zda je v dané posloupnosti výnosů příliš mnoho či příliš málo runů. Lze takto testovat **runy okolo dané hodnoty** (v našem případě 0), dále pak **okolo aritmetického průměru**, či **mediánu**, pokud chceme testovat náhodnou procházku s nenulovou očekávanou hodnotou.

Označme n_+ počet pozorování s kladným znaménkem (eventuelně s vyšší hodnotou než je průměr, či medián) a naopak n_- počet pozorování se záporným znaménkem (eventuelně s nižší hodnotou než je průměr, či medián). Máme pak následující statistiky

¹⁴ Autoři jsou Andrey Nikolaevich Kolmogorov a Vladimir Ivanovich Smirnov. Test je založen na srovnání teoretické distribuční funkce testovaného rozdělení s empirickou distribuční funkcí. Hlavním ukazatelem jsou pak pozorování, která se nejvíce liší od teoretické distribuční funkce.

¹⁵ Samuel Shapiro a Martin Wilk jsou autory. Základem testu je srovnání očekávaných hodnot teoretické distribuční funkce a její kovarianční matice s empirickou distribucí.

¹⁶ Takovou sekvenci pak označujeme pomocí anglického „run“.

$$\mu_r = \frac{2n_+n_-}{n_+ + n_-} + 1 \quad \sigma_r^2 = \frac{(\mu-1)(\mu-2)}{n_+ + n_- - 1}.$$

Hypotézu o existenci náhodné procházky zamítáme, pokud

$$R = \frac{r - \frac{2n_+n_-}{n_+ + n_-} + 1}{\sqrt{\frac{(\mu-1)(\mu-2)}{n_+ + n_- - 1}}} \geq u_{1-\frac{\alpha}{2}}^{17},$$

kde r je pozorovaný počet runů.

2.2.2. Případové studie

Středně silná forma efektivních kapitálových trhů říká, že všechny dostupné informace jsou zahrnuty do ceny cenných papírů, tedy všechny ceny jsou racionální. Je však těžké testovat, zda cenné papíry jsou opravdu racionálně oceněny. Problém totiž je, jak definujeme danou racionální cenu. Způsob testování pak není zjišťování, zda jsou cenné papíry racionálně oceněny¹⁸, ale zda je reakce na nové veřejně dostupné informace dostatečně rychlá, aby nebylo možné nabýt nadměrných výnosů.

Případová studie je nejpoužívanějším nástrojem pro testování středně silné formy efektivních trhů. Cílem každé takové studie je zhodnotit **efekt nové informace** na tržní cenu dané akcie, hlavně však, zda bylo možné nabýt abnormálních výnosů před a po zveřejnění informace. Nejběžnějšími testovanými zprávami jsou nové dividendy, změna či předpověď zisků, oznámení fúze či akvizice, stejně tak jako celostátní vlivy jako změna základní úrokové míry, změna daňové soustavy, přijetí určitého zákona, či změna vlády.

Každá případová studie má danou proceduru. Hlavním momentem každé takové studie je definice očekávaného (tedy do jisté míry racionálního) výnosu. Pro takovéto určení je nutné zkonstruovat model pro každý zkoumaný cenný papír. Nejdříve tedy určíme model očekávaných výnosů, následně zjistíme abnormální (neočekávané) výnosy, na základě kterých konstatujeme,

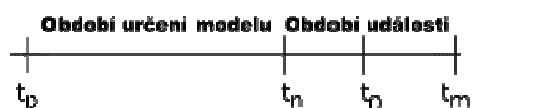
¹⁷ U všech statistik uvedených výše v kapitole tedy tvrdíme, že asymptoticky konvergují k normálnímu normovanému rozdělení.

¹⁸ Je však možné testovat, zda pouze informace v daný okamžik jsou důležité pro cenu akcie. Lze sestavit regresní model s mnoho proměnnými a postupným odebráním nesignifikantních proměnných dospět k závěrečnému modelu. Trh je středně silně efektivní, pokud zůstaly pouze proměnné, které se vztahují k danému, nikoliv minulému, období.

zda trh reaguje dostatečně (či zda vůbec reaguje) na novou zprávu. Rozeberme postup případových studií krok po kroku.

2.2.2.1. Časové období

Základním kamenem pro výzkum chování cen jako reakci na novou informaci je určení období, ve kterém budou data hodnocena. Období se dá rozdělit na dvě části – **období určení modelu**¹⁹ a **období události**²⁰. Období určení modelu slouží k určení standardních (očekávaných) výnosů, které se dále budou srovnávat s reálnými výnosy, aby následně určily výnosy abnormální. Období události je obdobím těsně okolo data události. V tomto období jsou měřeny abnormální výnosy. Celá časová struktura je ilustrována následujícím schématem²¹:



kde

t_p = první den (období), kdy se začínají měřit výnosy pro určení očekávaných výnosů,

t_n = první den období události, kdy se začínají zkoumat abnormální výnosy,

t_0 = den události,

t_m = poslední den období události, kdy se měří abnormální výnosy.

Z označení vyplývá, že $p < 0$, $n < 0$, $m > 0$.

Délka samotných časových období záleží na potřebách daného výzkumu. Je však třeba vzít v potaz výhody i nevýhody delších časových úseků – lepší určení očekávaných výnosů, avšak nestabilita parametrů modelu. Typická délka období určení modelu, tedy $|n - p|$, je 100 až 300 dní pro denní studie a 24 až 60 měsíců pro měsíční studie. Období události, tedy $|m - n|$, se pohybuje v rozmezí 21 až 121 dní pro denní studie a 25 až 121 měsíců pro měsíční studie (Peterson, 1989). U každé z v této práci prezentovaných studií budou časová období přesně specifikována.

¹⁹ Anglicky „estimation period“.

²⁰ Anglicky „event period“.

²¹ Převzato z Peterson (1989).

2.2.2.2. Očekávané výnosy

Dostáváme se k zásadní části každé případové studie – určení očekávaných výnosů. Jak již bylo zmíněno v kapitole 2.1, základním předpokladem pro testování jakékoliv formy efektivních kapitálových trhů je existence výnosu, který je založen na dostupných informacích.

Na základě dat z období určení modelu tedy zkonstruujeme předpokládaný vývoj výnosů (či cen) cenných papírů za předpokladu, že se nic neočekávaného nestane, žádná výrazná změna nenastane. Pokud tedy daná situace nastane, její reakce se zachytí v abnormálních výnosech.

Měření **očekávaných výnosů** pro období $t_n, t_{n+1}, \dots, t_0, t_1, \dots, t_m$ se provádí na datech z období $t_p, t_{p+1}, \dots, t_{m-1}$. Peterson (1989) zavádí tři skupiny modelů, všechny jsou však postaveny na myšlence, že cenné papíry se chovají v určitém vztahu k trhu (v našem případě tedy tržnímu indexu), který je obecně přijímán (Elton & Gruber, 2003). Navíc zavedeme statistiky, které jsou robustnější. Získáme tak vyšší vypovídací schopnost u daných výsledků. Dostáváme tedy **čtyři skupiny použitých modelů**:

- tržní modely,
- model založený na průměru,
- model založený na tržním výnosu,
- modely založené na robustních statistikách.

Tržní modely²²

Tržní modely se dají obecně zapsat v podobě regrese **metodou nejmenších čtverců (OLS)**²³ (podrobně např. Víšek, 1998) výnosů dané akcie vzhledem k výnosům trhu (tržního indexu):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \text{ pro } t = 1, 2, \dots, T,$$

²² Pro účely této práce není použit CAPM (z angličtiny „capital asset pricing model“), který je popsatečný regresí $R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$. Model navíc k předpokladu závislosti výnosů akcií na tržním indexu přináší efekt bezrizikové investice a s ní přicházející výnos bezrizikové investice R_{ft} . Tento model se v novější literatuře stal populárním, v našem případě není použit hned ze dvou hlavních důvodů. Zásadním důvodem je další problém s hledáním náhrady za bezrizikovou investici. Je možné použít například různé sazby PRIBOR, či výnosy vládních dluhopisů. Není ovšem jasné, který z nich. Dostali bychom se pak do situace, kdy při použití např. 3M PRIBOR dostaneme jiné výsledky než pro 1Y PRIBOR, stejně tak při užití dluhopisů. Oproti náhradě tržního výnosu by se tak vyskytl další problém. Důležitý je také fakt, že pro všechny případy pracujeme pouze s denními výnosy, bezrizikový denní výnos by pak dosahoval hodnot blízcích se nule tak výrazně, že by na model neměl zásadní vliv.

²³ Anglicky „ordinary least squares“, pak i zkratka OLS

kde

R_{it} = výnos akcie i v čase t ,

R_{mt} = výnos trhu (tržního indexu) v čase t ,

α_i = průsečík,

β_i = sklon,

ε_{it} = rušivý faktor pro akcii i v čase t ,

T = počet dní v období určení modelu, tedy $T = |n - p|$.

Tento jednoduchý model však nemusí nutně splňovat podmínky pro použití na Burze cenných papírů Praha, jelikož nedostatečná šířka a hloubka akciového trhu může působit chyby v odhadech parametrů α a β . Ze stejných důvodů byly vyvinuty složitější modely – **model Scholes-Williams** a **model Dimsonův**.

Scholes a Williams (1977) upravili výše uvedený model na **vícefaktorový**, který je popsatečný následující soustavou regresí:

$$R_{it} = \alpha_{i1} + \beta_{i1}R_{mt} + \varepsilon_{it} \text{ pro } t = 1, 2, \dots, T,$$

$$R_{it} = \alpha_{i2} + \beta_{i2}R_{m,t+1} + \varepsilon_{it} \text{ pro } t = 1, 2, \dots, T-1,$$

$$R_{it} = \alpha_{i3} + \beta_{i3}R_{m,t-1} + \varepsilon_{it} \text{ pro } t = 2, \dots, T.$$

Následně se určí souhrnná β , označme ji β_{iSW} :

$$\beta_{iSW} = \frac{\beta_{i1} + \beta_{i2} + \beta_{i3}}{1 + 2p},$$

kde

β_{ik} = OLS určené koeficienty pro $k = 1, 2, 3$,

β_{iSW} = beta podle Scholes-Williams úpravy,

p = sériová korelace pro R_{mj} pro období mezi $t = 2$ a $t = T-1$,

$R_{m,t+1}$ = výnos trhu (tržního indexu) v čase $t+1$,

$R_{m,t-1}$ = výnos trhu (tržního indexu) v čase $t-1$.

Dále pak průsečík α , označme α_{iSW} :

$$\alpha_{iSW} = \frac{1}{T-2} \left(\sum_{j=2}^{T-1} R_{it} - \beta_{iSW} \sum_{t=2}^{T-1} R_{mt} \right)$$

Dimsonův model (Dimson, 1979) používá **násobnou regresi** pro upřesnění proměnné β . Model má pak následující formu:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i1}R_{m,t-1} + \beta_{i2}R_{mt} + \beta_{i3}R_{m,t+1} + \varepsilon_j \text{ pro } j = 2, 3, \dots, T-1$$

Samotná Dimsonova β , označme β_{iD} , je pak:

$$\beta_{iD} = \beta_{i1} + \beta_{i2} + \beta_{i3}$$

Dimsonova α , označme α_{iD} , pak odpovídá:

$$\alpha_{iD} = \frac{1}{T-2} \left(\sum_{t=3}^{T-3} R_{it} - \beta_{iD} \sum_{t=3}^{T-3} R_{mt} \right)$$

Model založený na průměru

Tento druh modelů předpokládá, že očekávaný výnos akcie je v čase **konstantní**.

Nejjednodušší verze modelu vychází z rovnice

$$R_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} .$$

Tedy očekávaný výnos akcie i odpovídá průměru výnosů během období určení modelu. Tento velice jednoduchý model byl používán hlavně v 70. letech 20. století, kdy byl považován za nejlépe vypovídající, jelikož průměr je střední hodnotou, tedy i očekávanou hodnotou (Fama, 1991). Model je však stále dobře použitelný pro výzkum reakce tržního indexu, kde je těžké hledat lepší modely.

Model založený na tržním výnosu

Předpokladem, z kterého daný model vychází, je tvrzení, že nejlepším ukazatelem pro danou akcii je samotný trh. Výsledkem takového přístupu je nepotřebnost dat z období určení modelu, stačí data z období okolo dané události. Rovnicí zapíšeme model následovně:

$$R_{it} = R_{mt} .$$

Faktem však je, že takovýto model je málo využíváný, jelikož málokterý cenný papír se chová obdobně jako trh. Každý cenný papír má svou míru rizika, která zpravidla dosahuje vyšší hodnoty než tržní index, který je náhradou za celý trh, kde veškeré nesystematické riziko je blízké nule (Elton & Gruber, 2003). Navíc lze tento model interpretovat jako podmodel tržního modelu s podmínkami $\alpha = 0$ a $\beta = 1$. Tento model se tedy pak stává v praxi v podstatě nepoužitelný.

Modely založené na robustních statistikách

Modely, které jsou popsány výše, mají jednu zásadní nevýhodu – jsou velice citlivé na extrémní hodnoty pozorování. Může se stát a u výnosů se často stává, že několik hodnot během pozorovaného období tzv. „uletí“, nabude tedy výrazně odlišné hodnoty od ostatních. Nemusí se ani jednat o chybu měření či chybu v zápise, takovéto výsledky jsou ve vývoji výnosů běžné. Nic to však nemění na faktu, že takovýto výnos může výrazně ovlivnit daný model.

Další modely také zavádíme z nutnosti mít při testování chování tržního indexu další model očekávaných výnosů, abychom mohli výsledky lépe interpretovat. Jako další statistiku použijeme **medián**, oprostíme se tak od vlivu extrémních hodnot²⁴.

2.2.2.3. Nadměrné výnosy

Nadměrný výnos²⁵ akcie i v daném období je rozdíl mezi pozorovaným výnosem a očekávaným výnosem pro dané období (Peterson, 1989) spočteme jako

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}),$$

kde

AR_{it} = abnormální výnos akcie i v čase t ,

R_{it} = realizovaný výnos akcie i v čase t ,

$E(R_{it})$ = očekávaný výnos akcie i v čase t .

Samotné $E(R_{it})$ pak tedy můžeme vyjádřit pomocí modelů zmíněných v předchozí podkapitole.

2.2.2.4. Standardizované nadměrné výnosy

Aby analýza nadměrných výnosů měla vyšší statistickou vypovídací sílu, je třeba zahrnout i předpokládanou statistickou chybu, která vychází z určování předpokládaných výnosů.

Nadměrné výnosy musejí být **standardizované**.

²⁴ Další robustní metoda, metoda zobecněných nejmenších čtverců, je popsána níže v textu.

²⁵ Anglicky „abnormal returns“, pak i zkratka AR.

Standardní chyba (odchylka), která vychází z použití jednoduché regrese, odpovídá

$$s_{ie} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - E(R_{it}))^2}{T-2}},$$

kde

s_{ie} = standardní chyba (odchylka) odhadu akcie i v období T .

Pro přesnější vyjádření standardní chyby (odchylky) odhadu lze vyjádřit

$$s_{ift} = s_{ie} \sqrt{1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - R_m)^2}{\sum_{j=1}^T (R_{mj} - R_m)^2}},$$

kde

s_{ift} = standardní chyba (odchylka) odhadu akcie i v čase t během období události,

s_{ie} = standardní chyba (odchylka) odhadu akcie i v období T během období určení modelu,

T = počet období při určování očekávaného výnosu,

R_{mj} = výnos trhu v období j během období určení modelu,

R_{mt} = výnos trhu v období t během období události,

R_m = průměrný výnos trhu během období určení modelu.

Důležitou vlastností standardizování abnormálních výnosů pomocí s_{ift} je zakomponování dat nejen z období určení modelu (s_{ie} , R_m , R_{mj} a T), ale i z období události (R_{mt}). Má tedy vyšší vypovídací schopnost. Je však třeba říci, že člen pod odmocninou se ve většině případů blíží jedné.

Standardizovaný abnormální výnos²⁶ pak dostaneme vydělením abnormálního výnosu standardní chybou (odchylkou):

$$SAR_{it} = \frac{AR_{it}}{s_{ift}},$$

kde

SAR_{it} = standardizovaný abnormální výnos akcie i v období t .

Standardizovaný abnormální výnos získaný pomocí modelu založeném na průměru pak získáme jako

²⁶ Anglicky „standardized abnormal returns“, pak i zkratka SAR.

$$SAR_{it} = \frac{AR_{it}}{s_i},$$

kde s_i odpovídá standardní chybě (odchylce) odhadu ceny akcie i během období určení modelu a získáme ji následovně:

$$s_i = \frac{1}{\sqrt{T}} \sqrt{\sum_{j=1}^T R_{it}^2 - \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} \right)^2}.$$

Jak je zřejmé ze vzorce, s_i je stejné pro všechny abnormální výnosy, jelikož je určena pouze z dat z období určení modelu.

2.2.2.5. Agregace nadměrných výnosů

Testování tvrzení či hypotéz se zřídka provádí pouze pro jednu událost a jednu konkrétní akcii. Hlavním zájmem je chování akcií obecně na konkrétní typ události. Je tedy třeba data (v tomto případě abnormální výnosy) agregovat do větších skupin a až následovně posuzovat a analyzovat výsledky. Nutnou podmínkou je přistupovat ke stejným událostem stejně, co se týče určení období určení modelu a období události. Každé z období musí být stejné (stejný počet dní, či obecně období) pro každou akcii pro danou zkoumanou událost. Abnormální výnos pak budiž průměrem jednotlivých abnormálních výnosů, tedy

$$AR_{Nt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it},$$

kde

AR_{Nt} = abnormální výnos N akcií v období t .

Pro výzkum reakce trhu na danou událost však bývají použitelnější **kumulované abnormální výnosy**²⁷, které zřetelněji ilustrují dobu trvání dané reakce. Nejjednodušším přístupem je pak přenesení výsledků do grafu, kde je počátek a konec reakce trhu viditelný. CAR jsou pak jednoduše sumou abnormálních výnosů za dané období, tedy

$$CAR_{Nt} = \sum_{t=t_n}^{t_m} AR_{Nt},$$

kde

²⁷ Anglicky „cumulated abnormal returns“, pak i zkratka CAR.

CAR_{Nn} = kumulativní abnormální výnos N akcií za období délky n ($n = t_m - t_n + 1$),

t_n = první období období události,

t_m = poslední období období události.

Pokud zkoumáme vývoj standardizovaných abnormálních výnosů, pak průměrný standardizovaný abnormální výnos odpovídá jejich sumě dělené odmocninou jejich počtu, tedy

$$SAR_{Nt} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N SAR_{it} ,$$

kde

SAR_{Nt} = standardizovaný abnormální výnos N akcií v období t .

Standardizovaný kumulovaný abnormální²⁸ výnos pro N akcií za n období, $SCAR_{Nn}$, lze pak zapsat jako

$$SCAR_{Nn} = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n SAR_{Nt} .$$

2.2.2.6. Metoda nejmenších čtverců²⁹

Základní metodou modelů o očekávaných výnosech je metoda OLS, je tedy nutné a vhodné uvést základní předpoklady dané metody, popřípadě řešení v případě jejich porušení. **Základní předpoklady** jsou nulovost střední hodnoty náhodných fluktuací, jejich homoskedasticita, normalita a vzájemná nezávislost³⁰ (Víšek, 1998). První podmínku testovat nemusíme, jelikož ve všech z používaných modelů používáme konstantní člen, který nulovost náhodných fluktuací zajišťuje.

²⁸ Anglicky „standardized cumulated abnormal returns“, pak i zkratka SCAR.

²⁹ Metoda spočívá na jednoduchém určení regresních koeficientů pomocí maticového počtu. Dostaneme pak $\beta = (X^T X)^{-1} X^T Y$, kde X je matice vstupních dat, Y matice výstupních dat a β matice regresorů (Víšek, 1998).

³⁰ Podmínky pak můžeme formálně zapsat jako

$E(\varepsilon_i) = 0, i = 1, 2, \dots,$

$E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2, i = 1, 2, \dots,$ navíc $\sigma^2 < \infty,$

$L(\varepsilon_i) = N(0, \sigma^2), i = 1, 2, \dots,$

$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, i = 1, 2, \dots, i < j.$

Homoskedasticita

Homoskedasticitou nazýváme situaci, kdy všechny náhodné fluktuace mají stejný rozptyl. Naopak situace, kdy ne všechny náhodné fluktuace mají stejný rozptyl, nazýváme **heteroskedasticitou** (Víšek, 1998). Heteroskedasticita je problémem pokaždé, když se vyskytne v regresi metodou OLS. Test, který budeme používat, je **White test**³¹. Navíc, heteroskedasticita se vyskytuje při použití průměru dat přes určitou periodu či určitou populaci. Různost rozptylů má však i ekonomické vysvětlení. Směrodatná odchylka, tedy druhá odmocnina z rozptylu, je považována za charakteristiku rizika (Elton & Gruber, 2003), tedy při výskytu různých rozptylů při rozdělení výnosů do skupin (např. podle dnů v týdnu) nemusíme nutně pozorovat heteroskedasticitu, avšak větší volatilitu v jednotlivých dnech. Výnosy je nutné následně upravit na výnosy upravené dle rizika, čímž získáme lepší přehled o chování výnosů. Tento efekt bude dále řešen při zkoumání anomálií.

Pokud se však vyskytne heteroskedasticita při použití metody OLS, máme problém, který má složitější řešení. Je třeba použít **metodu zobecněných nejmenších čtverců (GLS)**³², která je robustní proti heteroskedasticitě³³. Dostaneme pak regresi v podobě

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \nu_t \text{ pro } t = 2, \dots, T,$$

kde

$\varepsilon_{i,t-1}$ = reziduum akcie i v období $t-1$,

ν_{it} = reziduum akcie i v období t ,

ρ_i = koeficient rezidua předešlého období akcie i .

Vidíme tedy, že hlavním principem je zakomponování rezidua, tedy odchylky, od předpověděné hodnoty předešlého období. Právě zahrnutí této hodnoty zajišťuje, že model počítá s jistým vývojem rozptylu v čase, výsledky jsou pak lépe vypovídající³⁴.

³¹ Autorem testu je Halbert White. Test je založen na regresi, která vyjadřuje rezidua jako závislou proměnnou a ostatní proměnné jako vysvětlující. Na základě vypovídací schopnosti regrese a počtu pozorování zamítáme či nezamítáme hypotézu o homoskedasticitě.

³² Anglicky „generalized least squares“, pak i zkratka GLS.

³³ Metoda spočívá na složitějším principu než OLS, matici regresorů pak dostaneme jako $\beta = (X^T \Sigma^{-1} X)^{-1} X^T \Sigma^{-1} Y$, kde Σ je kovarianční matice a platí $\Sigma \neq \sigma^2 I$ (Víšek, 1998).

³⁴ Podobnou vlastnost nacházíme již ve výše zmíněných verzích Scholes-Williams a Dimsonova modelu, které pro určení regresorů používaly data z předcházejícího období.

Normalita náhodných fluktuací

Název vlastnosti sám o sobě dobře vypovídá. Pro ověření daného předpokladu se nejčastěji používá **Jarque-Bera test**³⁵ (Víšek, 1998), či pouze pozorování na základě vykreslení reziduí v porovnání s rezidui normálního rozdělení. Faktem však je, že pro analýzu tržních výnosů a modelů založených na vztahu k tržnímu indexu není tato podmínka důležitá (Peterson, 1989). Test na její ověření v případě potřeby provedeme a případný problém zmíníme.

Nezávislost náhodných fluktuací

Význam dané podmínky opět není třeba komentovat. Je nutné poznamenat, že i při porušení daného předpokladu stále dostáváme nestranný a konzistentní odhad hledaných koeficientů, dochází však samozřejmě ke snížení výkonnosti modelu (Víšek, 1998). Používaným testem pro ověření nezávislosti náhodných fluktuací je **Durbin-Watson test**³⁶. Jak bylo řečeno výše, ani porušení tohoto předpokladu nemá výrazný vliv pro námi používané modely. Hlavním problémem pak zůstává heteroskedasticita.

2.2.2.7. Problém dvojí hypotézy

Ve výše uvedeném přístupu se vyskytuje jedna významná komplikace, tzv. **problém dvojí hypotézy**³⁷. Stěžejním prvkem případové studie je totiž, jak již bylo několikrát zmíněno, určení očekávaných výnosů. Všechny uvedené modely mají zásadní problém, který však nelze překonat – jsou založeny na historických datech. Testujeme středně silnou formu efektivnosti, k níž však používáme modely založené na historických datech, jež jsou však podle slabé formy efektivních trhů, která je podmnožinou a nutnou podmínkou středně silné formy, nepoužitelné. Z uvedeného důvodu jsme se vyhnuli modelům založených výhradně na historických datech, jako jsou metody autoregrese, metoda klouzavých průměrů, či jejich kombinace ARMA (Cipra, 1986). Modely, které používáme, vycházejí z **historických dat**, pomocí kterých určujeme potřebné koeficienty, avšak pro určení očekávaných výnosů již používáme **proměnnou z daného období**.

³⁵ Autory testu jsou Anil Bera a Carlos Jarque. Test je založen na testu dobré shody aplikovaném na srovnání vyšších momentů empirické distribuční funkce ve srovnání s teoretickou distribuční funkcí.

³⁶ Autory testu jsou James Durbin a Geoffrey Watson. Test je založen na porovnání kovarianční matice s jednotkovou maticí, tedy maticí nezávislosti.

³⁷ Anglicky „joint-hypothesis problem“.

Pro určení očekávaného výnosu dnes použijeme tedy model založený na datech dní předešlých, avšak dosazujeme pouze výnos trhu ze dneška. Vyhýbáme se pak úplnému protičečení v testování střední formy efektivních kapitálových trhů.

Nicméně se dostáváme do situace, kdy testujeme jednu hypotézu, ale nevíme, zda je testovací kritérium správné, dostáváme se tedy do problému dvojí hypotézy. Problém se stává závažnějším, čím delší jsou periody v daných datech. Nejméně závažnou je situace pro denní výnosy (či dokonce vývoj výnosů v průběhu dne) a stává se závažnější pro týdenní, měsíční či roční data (Fama, 1991). Pro tuto práci není problém významný, pracujeme totiž s denními daty.

3. Výsledky testů slabé formy

3.1. Data a metodologie³⁸

Pro testování slabé formy efektivních kapitálových trhů bylo použito denních výnosů či denních hodnot jednotlivých akcií na hlavním trhu BCPP. Ne všechny tituly byly obchodovány po celou zkoumanou periodu 2000-2006, u testů jsou tedy vždy uvedeny počty pozorování, která reprezentují délku obchodování na burze. Jsou použity všechny testy popsané v podkapitole 2.2.1.

3.2. Testy náhodnosti

Výsledky pro zkoumané testy náhodnosti se nacházejí v Tabulce 3.2.1.

Tabulka 3.2.1

	Test			
	N	Znaménka diferencí	Body zvratu	Spearmanův koeficient
ČEZ	1742	5,5401 *	18,6393 *	2,1097 *
CME	377	0,2690	9,5436 *	0,5194
ERSTE	1068	4,8665 *	13,1923 *	0,7906
KB	1756	2,4520 *	18,7862 *	0,8169
O2	1757	0,9581	17,1543 *	2,0579 *
ORCO	483	2,7993 *	10,6045 *	0,2635
PM	1756	3,3706 *	16,5428 *	0,2069
UNIPETROL	1758	4,9598 *	17,2023 *	4,9598 *
ZENTIVA	633	4,4591 *	11,6530 *	1,8245

Hodnoty vyjadřují související statistiky. * značí, že pro daný test hypotézu o náhodnosti zamítáme na 5% hladině významnosti.

Výsledky nejsou na první pohled uspokojivé. Testem založeném na znaménkách diferencí procházejí pouze cenné papíry CME a O2, testem na body zvratu dokonce žádný ze zkoumaných cenných papírů. Relativně dobrých výsledků dosahují cenné papíry v případě Spearmanova testu, kde hypotézu zamítáme pouze u cenných papírů společností ČEZ, O2 a UNIPETROL. Nejhuře

³⁸ Jednotlivá data a propočty lze nalézt na příloženém CD. K dosažení výsledků testů byl použit program MS Excel 2003 pro všechny testy kromě run testu a knihovny SPSS 14.0 pro run test. Vstupní soubory se nacházejí ve složce /Akcie 2000 – 2006 pod jmény zkratk jednotlivých cenných papírů s příponou .xls. Testy jsou pak v sešitu rozlišené v jednotlivých listech pod názvy „Zvraty“, „Diference“, „Spearman“ a „VR“. Run testy se pak nacházejí ve složce /Technicals/Run test v souborech podobně jako u předcházejícího případu, avšak s příponami .doc a .spo.

celkově dopadly cenné papíry ČEZ a UNIPETROL, u kterých zamítáme hypotézu o náhodnosti u všech třech testů. Takovéto výsledky se dají interpretovat dvěma způsoby. Jednak lze tvrdit, že dané testy zřetelně **zamítají náhodnou procházku**. Musíme si však uvědomit, že vývoj cen akcií do jisté míry souvisí s vývojem celé společnosti, která však dlouhodobě spěje k lepšímu, tedy lze říci, že předpoklad o náhodné procházce okolo nulové hodnoty je poněkud přehnaný. Větší část akcií je zkoumána v období sedmi let, není tedy nereálné předpokládat, že během této doby došlo k nárůstu produkce, investic a souvisejících faktorů. Můžeme tedy výsledky interpretovat také tak, že v daném období došlo ke **kumulativnímu nárůstu cen akcií**, který snižuje vypovídací schopnost daných testů. Toto tvrzení lze opřít o fakt, že nejhůře v daných testech dopadly cenné papíry ČEZ a UNIPETROL, tedy cenné papíry, které v dané periodě dosáhly nejvyšších kumulovaných výnosů.

3.3. Test podílem variancí

Test je proveden na denních datech s mezerami 2, 3, 6 a 9 dní. Výsledky jsou shrnuty v Tabulce 3.2.2.

Snadno nahlédneme, že pro většinu případů za předpokladu homoskedasticity hypotézu o náhodnosti, a tedy i tvrzení o náhodné procházce, **zamítáme**. Zajímavou hodnotu VR(9) pozorujeme u ERSTE, kde nabývá pozoruhodně nízké hodnoty 0,03. Značí tedy, že pro devítidenní zpoždění vykazují výnosy výrazně nižší rozptyl než pro ostatní zpoždění. Takovéto pozorování rozhodně nemluví pro přijetí náhodné procházky. Pro zamítnutí náhodné procházky totiž stačí, aby pouze jeden cenný papír pro jedno konkrétní zpoždění vykazoval signifikantně rozdílnou varianci (Filer & Hanousek, 1996).

Zajímavým faktem je, že pokud přijmeme předpoklad, že data jsou heteroskedastická, tedy v tomto případě tvrzení, že rozptyl výnosů se vyvíjí v čase, dostáváme sice lepší, avšak ne dostačující výsledky. U cenných papírů ČEZ, CME, ERSTE (pokud tedy pomineme zpoždění $q = 9$, které se viditelně vymyká), O2 a PM hypotézu **nezamítáme**. Pro ostatní cenné papíry však hypotézu zamítáme, u cenných papírů ORCO dokonce pro všechna pozorovaná posunutí.

Tabulka 3.2.2

	Test založený na varianci rozptylů				
	N	Počet mezer			
		q = 2	q = 3	q = 6	q = 9
ČEZ	1742	1,052078	1,028873	0,991593	0,969058
		3,072188 *	1,398955	-0,3471	-1,21749
		1,249232	0,48572	-0,09423	-0,28589
CME	377	1,099553	1,127016	1,171936	1,170283
		2,730002 *	2,857864 *	3,285903 *	3,091749 *
		1,847044	1,537724	1,229884	0,96777
ERSTE	1068	0,998513	0,996153	0,976724	0,036184
		-0,06873	-0,14608	-0,75371	-29,6456 *
		-0,16373	-0,31151	-0,97782	-28,6034 *
KB	1756	1,072727	1,10171	1,125733	1,138324
		4,287783 *	4,926714 *	5,193833 *	5,450542 *
		2,230609 *	2,122624 *	1,625818	1,405992
O2	1757	1,035041	1,041824	1,066006	1,084061
		2,065937 *	2,02592 *	2,726597 *	3,312354 *
		1,114046	0,900526	0,87951	0,874834
ORCO	483	1,143758	1,218253	1,37699	1,424306
		4,458822 *	5,555813 *	8,158397 *	8,731469 *
		2,424883 *	2,516093 *	2,726407 *	2,454024 *
PM	1756	1,043742	1,050495	1,005741	0,991198
		2,578917 *	2,445899 *	0,237153	-0,34684
		1,290736	1,021086	0,074016	-0,09269
UNIPETROL	1758	1,100148	1,152298	1,179906	1,171024
		5,904492 *	7,377096 *	7,431665 *	6,739084 *
		2,340337 *	2,384942 *	1,757915	1,360178
ZENTIVA	633	1,12384	1,110406	1,142984	1,092027
		4,402838 *	3,222357 *	3,550438 *	2,174579 *
		2,27128 *	1,297709	0,983778	0,507205

První hodnota značí příslušnou VR(q), druhá hodnota značí statistiku Z pro případ homoskedasticity a třetí hodnota značí statistiku Z pro případ heteroskedasticity. * značí, že pro daný test hypotézu o náhodnosti zamítáme na 5% hladině významnosti.

Výsledky tedy **nejsou uspokojivé**. Otázkou zůstává, do jaké míry jsou vypovídající. Jak již bylo řečeno v podkapitole 2.2.1, test podílem rozptylů předpokládá, že výnosy mají normální rozdělení. Testy pro hypotézu o normálnosti rozdělení byly popsány tamtéž.

Nejdříve použijeme Kolmogorov-Smirnovův test a Shapiro-Wilkův test. Tabulka 3.2.3 shrnuje výsledky testů pro všechny cenné papíry, které byly zahrnuty do výše uvedených testů.

Tabulka 3.2.3

	Testy normality				
	N	Kolmogorov-Smirnov		Shapiro-Wilk	
		statistic	p-value	statistic	p-value
ČEZ	1742	0,062	0,000	0,946	0,000
CME	377	0,075	0,000	0,967	0,000
ERSTE	1068	0,048	0,000	0,977	0,000
KB	1756	0,057	0,000	0,964	0,000
O2	1757	0,084	0,000	0,946	0,000
ORCO	483	0,105	0,000	0,915	0,000
PM	1756	0,095	0,000	0,915	0,000
UNIPETROL	1758	0,102	0,000	0,901	0,000
ZENTIVA	633	0,080	0,000	0,920	0,000

Výsledek je zřejmý a jednoznačný, p-value³⁹ u všech cenných papírů nabývají hodnoty blízké se nule, tedy **hypotézu o normálním rozdělení výrazně zamítáme**. Abychom toto tvrzení potvrdili, či vyvrátili, srovnáme ještě vyšší momenty (v našem případě šikmost a špičatost) rozdělení výnosů cenných papírů s vyššími momenty normálního rozdělení. Poznamenejme, že normální rozdělení má šikmost rovnu nule a špičatost rovnu třem. Tabulka 3.2.4 shrnuje vyšší momenty pro zkoumané cenné papíry.

Tabulka 3.2.4

	Vyšší momenty				
	N	Šikmost		Špičatost	
		statistika	standardní chyba ⁴⁰	statistika	standardní chyba
ČEZ	1742	-0,494 *	0,059	8,256 *	0,117
CME	377	-0,248 *	0,125	2,416 *	0,250
ERSTE	1068	-0,025	0,075	2,462 *	0,150
KB	1756	0,197 *	0,058	3,179	0,117
O2	1757	-0,001	0,058	3,806 *	0,117
ORCO	483	0,188	0,111	6,315 *	0,222
PM	1756	-0,774 *	0,058	7,121 *	0,117
UNIPETROL	1758	-0,118 *	0,058	8,283 *	0,117
ZENTIVA	633	-0,758 *	0,097	7,265 *	0,194

³⁹ P-value značí nejnižší hladinu významnosti, na které ještě nulovou hypotézu nezamítáme.

⁴⁰ Standardní chyba (označme SE) odpovídá $SE = \sigma/n^{-1/2}$, kde σ je směrodatná odchylka dané statistiky. Šírku konfidenčního intervalu pak dostaneme jako $2 \cdot u_{1-\alpha/2} \cdot SE$, kde α je požadovaná hladina významnosti a u kvantil normálního rozdělení. Pokud pak daný konfidenční interval neobsahuje očekávanou hodnotu (v našem případě tedy 0 pro šikmost a 3 pro špičatost), zamítáme hypotézu o normálním rozdělení.

U vyznačených statistik zamítáme hypotézu o normalitě rozdělení na 5% hladině významnosti. Zamítáme zřejmě u všech cenných papírů, u žádného z nich není pozorováno přiblížení se k požadované hodnotě v případě obou statistik.

Nakonec pozorujeme podobný jev, který nám napověděly předcházející testy, rozdělení výnosů zkoumaných cenných papírů nejsou normálně rozdělené. Test pomocí podílů rozptylů tak ztrácí na vypovídací hodnotě. Můžeme jeho výsledky stále zahrnout do našich úvah, avšak nemůžeme tento test považovat za nejvíce vypovídající.

3.4. Run test

Posledním použitým testem je run test, který má zásadní výhodu oproti předcházejícímu testu v tom, že **nemá žádné omezující předpoklady**. Run test se dá provést jak okolo nulové hodnoty, tak okolo jakékoliv jiné. V našem případě použijeme dvě statistiky, které se nejvíce nabízejí – **průměr** a **medián**. Podle výsledků testů náhodnosti lze předpokládat, že run test okolo nulové hodnoty bude zamítnut, avšak pro test okolo průměru a mediánu bude více ve prospěch náhodné procházky. Tabulka 3.2.4. shrnuje výsledky.

Tabulka 3.2.4

	Run test									
	N	okolo 0			okolo průměru			okolo mediánu		
		R	R	p-value	r	R	p-value	r	R	p-value
ČEZ	1742	833	-1,579	0,114	850	-1,052	0,293	842	-1,438	0,150
CME	377	182	-0,772	0,440	182	-0,763	0,446	182	-0,772	0,440
ERSTE	1068	536	0,425	0,670	532	-0,182	0,856	534	-0,059	0,953
KB	1756	834	-1,986	0,047	832	-2,244	0,025	832	-2,244	0,025
O2	1757	864	-0,722	0,471	868	-0,542	0,588	864	-0,722	0,471
ORCO	483	218	-2,009	0,045	232	-0,858	0,391	228	-1,319	0,187
PM	1756	863	-0,419	0,675	867	-0,559	0,576	867	-0,565	0,572
UNIPETROL	1758	862	-0,424	0,672	868	-0,566	0,571	874	-0,285	0,776
ZENTIVA	633	300	-0,996	0,319	292	-2,027	0,043	298	-1,548	0,122

r značí počet runů, R související statistiku a p-value testuje, zda se jedná o náhodnou procházku.

Výsledky jsou téměř dle očekávání. Jediný cenný papír, pro který zamítáme hypotézu u všech tří testů, je KB. Zde zamítáme na 5% hladině významnosti, nikoliv však na 1% hladině významnosti. Toto zjištění je zajímavé v tom, že ostatní cenné papíry dosahují vysokých p-value.

Celkově tedy docházíme k tvrzení, že, pokud o chování výnosů cenných papírů vůbec něco můžeme tvrdit, výnosy se nejspíše chovají jako **náhodná procházka okolo nějaké další hodnoty**, nikoliv však okolo nuly. Testy se ukazují jako ne vysoce použitelné, jelikož jejich předpoklady jsou dosti omezující. S jistotou můžeme však tvrdit, že výnosy cenných papírů **nejsou normálně rozdělené**. Ve většině případů jsou výnosy vychýlené jak pro šikmost, tak hlavně často dosahují výrazně vyšší špičatosti. Další charakteristikou pro všechny cenné papíry jsou těžké chvosty, tedy v daném rozdělení se vyskytuje více extrémních hodnot vzhledem k průměru, než by se očekávalo.

4. Tržní anomálie

Tržní anomálie jsou zvláštnosti v chování cenných papírů, které se nedají jednoduše vysvětlit na bázi statistické, někdy obtížně i na bázi ekonomické. Častým východiskem z takovýchto problémů je pak přístup, který anomálie vysvětluje na **základě zvláštností v chování ekonomických aktérů**. Stěží totiž ekonomicky vysvětlíme, proč by se například měly cenné papíry obchodovat více ve středu než v jakýkoliv jiný den.

V této kapitole prozkoumáme dvě anomálie, které se v ekonomické literatuře zkoumají dlouhodobě – **Lednový efekt** a **Efekt dnů v týdnu**. Jako třetí zahrneme **Efekt státních svátků**, který by se však do jisté míry dal považovat za speciální případ Efektu dnů v týdnu.

4.1. **Lednový efekt**

Lednový efekt⁴¹ patří k nejčastěji pozorovaným a zkoumaným anomáliím. Možná vhodnější by bylo tento efekt pojmenovat jako „**Efekt měsíců v roce**“, ale název podle prvního měsíce v roce se vžil a používá hlavně z důvodu, že právě měsíc leden je tím, který stabilně vykazuje nejvyšší výnosy v porovnání s ostatními měsíci.

Mnoho prací si vzalo za úkol nejen zjistit, zda jsou lednové výnosy vyšší, ale i tento efekt racionálně vysvětlit. Nejpoužívanější hypotézou je „**tax-selling**“⁴² hypotéza, která popisuje daný efekt na základě toho, že investoři na konci roku prodávají v daném roce prodělečné cenné papíry, aby dosáhli kapitálové ztráty, a tím se vyhnuli placení daní z kapitálových zisků (Chan, 1986; Jones & Lee & Apenbrink, 1991). Tato hypotéza má své zastánce i odpůrce. Jones, Lee & Apenbrink (1991) testovali danou hypotézu na Cowles Industrial Index před a po roce 1917, kdy došlo k zavedení osobní daně z příjmu. Došli k závěru, že Lednový efekt není signifikantní pro periodu před rokem 1917, avšak je pro období následující, tedy Lednový efekt má vztah ke zdanění příjmů. Na druhou stranu Jones, Pearce & Wilson (1987) dospívají k opačnému závěru při zkoumání dat na ostatních tržních indexech. Dále Reinganum (1983) potvrzuje Lednový efekt, navíc zdůrazňuje signifikantně vyšší výnos v prvních dnech měsíce ledna. Zamítá však „tax-selling“ hypotézu na základě výsledku, že i úspěšné akcie předchozího roku (tedy cenné

⁴¹ Anglicky „January Effect“, v literatuře jsou však často uváděny i alternativní názvy jako „Turn-of-the-year Effect“ či „End-of-the-year Effect“.

⁴² Ponecháváme anglický název z prostého důvodu kostrbatosti překladu.

papíry, které za předchozí rok získaly na hodnotě) také vykazují Lednový efekt. Bhardwaj & Brooks (1992) docházejí k závěru, že Lednový efekt je spíše efektem cenných papírů s nízkou cenou, který je však pohlcen transakčními náklady, tudíž je těžko použitelný pro investorské strategie. Ritter (1988) se navíc zaměřuje na podrobnější studium vývoje v jednotlivých měsících a dospívá k závěru, že leden je výnosnější, navíc však signifikantně v prvních několika dnech.

4.1.1. Metodologie a data⁴³

Lednový efekt zkoumáme na cenných papírech, které vystupovaly na BCPP v letech 2000-2006, a to pouze na hlavním trhu, vyhneme se tak nesrovnalostem s nedostatečnou likviditou, která zejména u menších a méně obchodovaných akcií může mít zásadní vliv. Zkoumáme tedy cenné papíry ČEZ, CME, ERSTE, KB, O2, ORCO, PM, UNIPETROL a ZENTIVA.

Efekt zkoumáme ve více pohledech – u jednotlivých cenných papírů, dále pak pro souhrn cenných papírů. Přístup pro zkoumání dat vychází z prostého porovnání výnosů v daných měsících, eventuelně průměrných denních výnosů v daných měsících, s následujícím testováním souvisejících hypotéz.

4.1.2. Jednotlivé firmy

Pro každou firmu byl určen **výnos v každém z měsíců** mezi roky 2000 a 2006. Následně jsou srovnávány průměrné výnosy v každém z daných měsíců. Výsledek je shrnut v Příloze v Tabulce A4.1.1.

Při prvním pohledu zjistíme, že z celkového počtu devíti cenných papírů čtyři vykazují nejvyšší měsíční výnos v **lednu** (KB, O2, ORCO a UNIPETROL), dále pak dvě v **prosinci** (ERSTE a PM), nakonec po jedné v **březnu, červenci a září** (CME, ČEZ a ZENTIVA dle pořadí). Takovýto výsledek však není dostatečný, abychom mohli o nějakém měsíci tvrdit, že vykazuje vyšší výnosy než ostatní měsíce. I pro testování jakýchkoli hypotéz máme málo pozorování. Přejdeme raději k pozorování na bázi denních výnosů v daných měsících, navíc pro všechny cenné papíry.

⁴³ Potřebné výpočty a použitá data jsou k dispozici na příloženém CD v souboru /January Effect/January Effect.xls.

4.1.3. Všechny firmy

Rozdělíme tedy data výnosů dle daných měsíců. Dále pak dostaneme odpovídající střední hodnoty, standardní chyby. Na základě daných údajů budeme testovat hypotézu, že je v daném měsíci průměrný denní výnos stejný jako v ostatních měsících. Výsledky daných pozorování prezentuje Tabulka 4.1.1.

Tabulka 4.1.1 – Měsíční výnosy

Měsíc	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
Leden	0,3215	1,8674	915	3,8936	0,0001 ^a
Únor	0,1785	2,0274	884	1,2374	0,2163
Březen	0,0421	2,2850	976	-0,8814	0,3783
Duben	-0,0165	1,9734	892	-1,9427	0,0524 ^c
Květen	-0,0449	2,2315	925	-2,1722	0,0301 ^b
Červen	-0,0420	2,2297	953	-2,1632	0,0308 ^b
Červenec	0,1841	2,2163	923	1,2398	0,2153
Srpen	0,0956	1,7330	1028	-0,1127	0,9103
Září	0,0578	1,9918	946	-0,7317	0,4645
Říjen	0,1296	1,9186	1007	0,5117	0,6090
Listopad	0,0728	1,7969	980	-0,5392	0,5899
Prosinec	0,2357	1,7820	901	2,4719	0,0136 ^b
<p>"Mean" značí průměrný denní výnos v daném měsíci pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "N" značí počet pozorování v daném měsíci, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný denní výnos v daném měsíci je roven průměru ostatních měsíců.</p>					
<p>^a nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1 %</p> <p>^b nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5 %</p> <p>^c nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10 %</p>					

Tyto výsledky již podávají mnohem významnější informace. U každého měsíce je počet pozorování vyšší než 850, tedy výsledky mají vyšší **vypovídací schopnost** (což se nakonec odráží v dané t-statistic a p-value). Zde již nezkoumáme, v jakém měsíci jsou průměrné denní výnosy nejvyšší, ale zda se výnosy výrazně vychylují od průměru. Danou t-statistic dostaneme jako

$$t = \frac{\mu_i - \frac{\sum_{j=1}^{12} \mu_j}{11}}{\sigma_i} \sqrt{N_i},$$

kde $j \neq i$ a navíc označíme střední hodnotu měsíce i jako μ_i , standardní chybu jako σ_i a konečně odpovídající počet pozorování jako N_i .

Výsledky jsou následující. **Lednový průměrný denní výnos** se liší od ostatních dokonce na 1% hladině významnosti, dále pak **květen, červen a prosinec** na 5% hladině významnosti, nakonec i **doben** na 10% hladině významnosti. Při pohledu na t-statistic (nebo samozřejmě i dané střední hodnoty) dospíváme k závěru, že **v lednu a prosinci jsou výnosy signifikantně vyšší** než v ostatních měsících, naopak **v květnu a červnu jsou signifikantně nižší** (pracujeme tedy pouze s 1% a 5% hladinou významnosti). Tento výsledek částečně potvrzuje pozorování na ostatních světových trzích – výnosy v lednu jsou signifikantně vyšší (p-value = 0,0001). Prozkoumejme dále výnosy v jednotlivých měsících podrobněji.

4.1.3.1. Leden a prosinec

Přístupme k jednotlivým dnům měsíců ledna a prosince stejně jako v případě studia jednotlivých měsíců. Dostaneme pro každý den střední hodnotu, standardní chybu, počet pozorování, následně t-statistic a p-value, kde nulová hypotéza tvrdí, že výnos v daném dni měsíce je stejný jako v ostatních dnech. Dostaneme pak, podobně jako při testování hypotézy při jednotlivých měsících, t-statistic jako

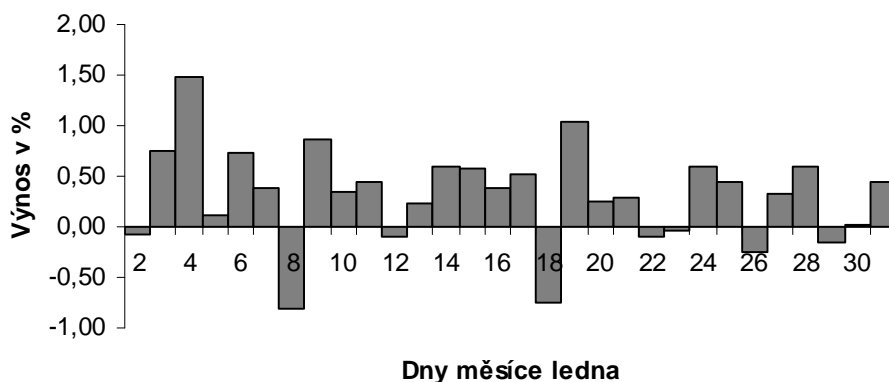
$$t = \frac{\mu_i - \frac{\sum_{j=1}^m \mu_j}{m-1}}{\sigma_i} \sqrt{N_i},$$

kde tedy $i \neq j$, střední hodnota dne měsíce i je μ_i , standardní chyba σ_i , počet pozorování N_i a konečně m počet obchodních dní v daném měsíci. Konkrétní hodnoty jsou v Tabulce A4.1.2 a Tabulce A4.1.3 v Příloze.

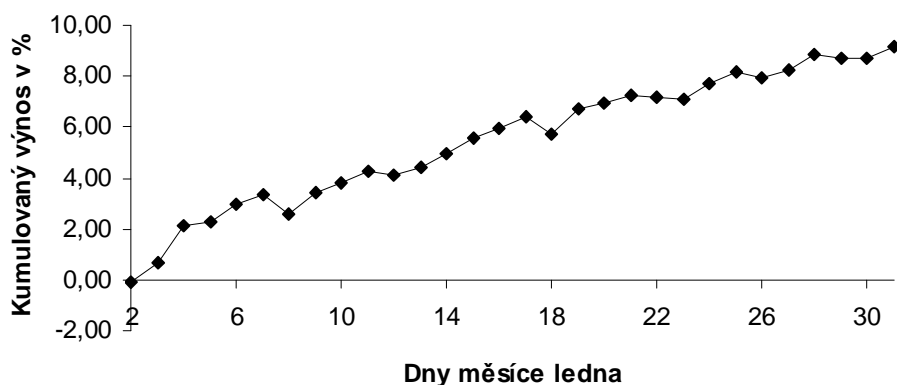
Docházíme k zajímavému závěru, že v měsíci lednu jsou výnosy relativně **stabilní**, pouze čtyři dny dosahují p-value menší než 0,05, naproti tomu v měsíci prosinci je těchto dní osm,

navíc jsou více kumulované. Pro srovnání daných měsíců použijeme grafy daných výnosů a dále i kumulovaných výnosů (Graf 4.1.1 – Graf 4.1.4).

Graf 4.1.1 - Průměrné denní výnosy v lednu



Graf 4.1.2 - Kumulované průměrné výnosy v lednu



V grafech pro měsíc leden jsou potvrzeny výsledky viditelné z Tabulky A4.1.1, tedy že dny v měsíci jsou relativně vyrovnané. Abychom mohli tvrdit, že v prvních dnech ledna lze dosáhnout nejvyšších výnosů, musíme danou hypotézu testovat. Rozdělme leden na několik period a testujme, zda je nějaká z nich signifikantně vyšší. Rozdělíme tedy leden na **pět period**, dále pak i na **tři periody**. Tabulka 4.1.2 obsahuje kumulované průměrné výnosy pro dané periody.

Tabulka 4.1.2

Kumulovaný průměrný výnos v daných obdobích měsíce ledna			
2.-7.	3,39		
8.-13.	1,00	2.-11.	4,23
14.-19.	2,35	12.-21.	3,02
20.-25.	1,44	22.-31.	1,88
26.-31.	0,96		

Je snadno vidět, že v periodách 2.1. – 7.1. a 2.1 – 11.1. jsou kumulované průměrné výnosy nejvyšší. Testujme tedy, jak jistě to můžeme tvrdit. Tabulka 4.1.3 obsahuje odpovídající t-statistiky a p-value, které testují hypotézu, že průměrný denní výnos v dané periodě je stejný jako průměrný denní výnos ve zbytku měsíce. Zbylé značení odpovídá značení užitému výše v textu.

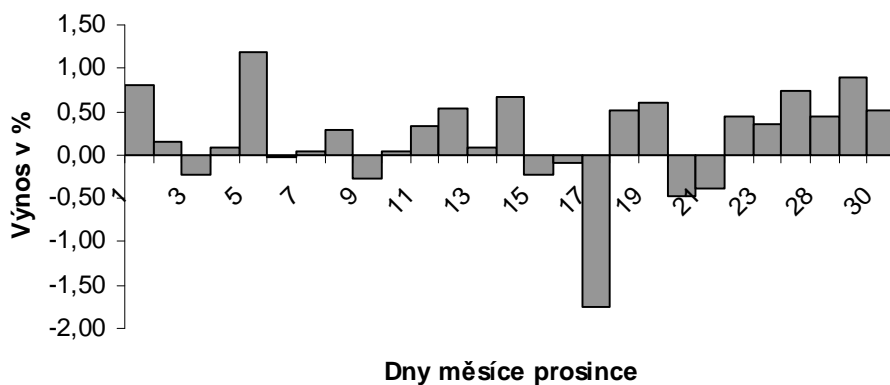
Odpovídající p-value však vycházejí vyšší než kýžená hodnota 0,05, tedy **nemůžeme** o daných periodách tvrdit, že v nich cenné papíry dosahují signifikantně vyššího výnosu než v periodách ostatních. Daný výsledek potvrzuje laické pozorování z předchozích grafů. V tomto se český akciový trh **odlišuje** od světových akciových trhů.

Tabulka 4.1.3 – Průměrné denní výnosy v periodách ledna

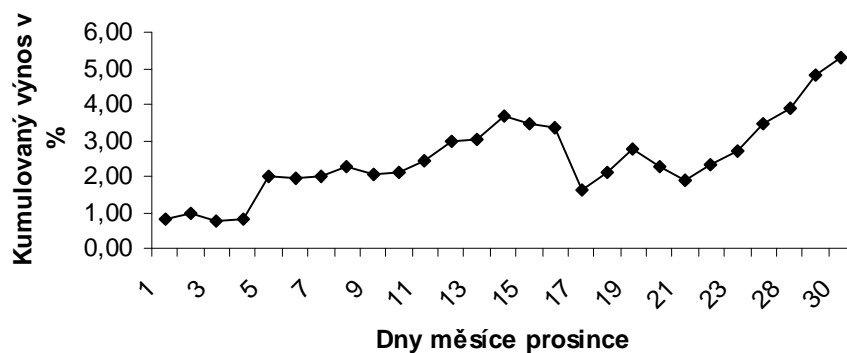
perioda	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
2.-7.	0,56	2,1820	177	1,8201	0,0704
Ostatní	0,26	1,7806	738		
2.-11.	0,45	2,0924	301	1,6180	0,1067
Ostatní	0,26	1,7448	614		

Stejnou analýzu provedeme i pro měsíc prosinec. Nejdříve příslušné grafy výnosů a kumulovaných výnosů.

Graf 4.1.3 - Průměrné denní výnosy v prosinci



Graf 4.1.4 - Kumulované průměrné výnosy v prosinci



Z grafů je opět poznat stejné chování jako z Tabulky A4.1.2, tedy že na konci měsíce jsou výnosy signifikantně vyšší. Postupujme stejně jako v případě měsíce ledna a rozdělme prosinec na periody a zkoumejme periody jednotlivě (Tabulka 4.1.4).

Tabulka 4.1.4

Kumulovaný průměrný výnos v daných obdobích měsíce prosince			
1.-6.	1,97		
7.-12.	0,98	1.-10.	2,08
13.-18.	-0,82	11.-20.	0,18
19.-24.	0,57	21.-30.	3,05
27.-30.	2,61		

Opět je zřejmé, že v posledních periodách měsíce prosince, jsou kumulované výnosy výrazně vyšší. Tabulka 4.1.5 prozrazuje, zda tak můžeme tvrdit i na úrovni statistické.

Tabulka 4.1.5 - Průměrné denní výnosy v periodách prosince

perioda	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
27.-30.	0,67	1,1079	138	5,4569	0,0000
ostatní	0,16	1,8680	763		
21.-30.	0,45	1,2998	237	3,4058	0,0008
ostatní	0,16	1,9203	664		

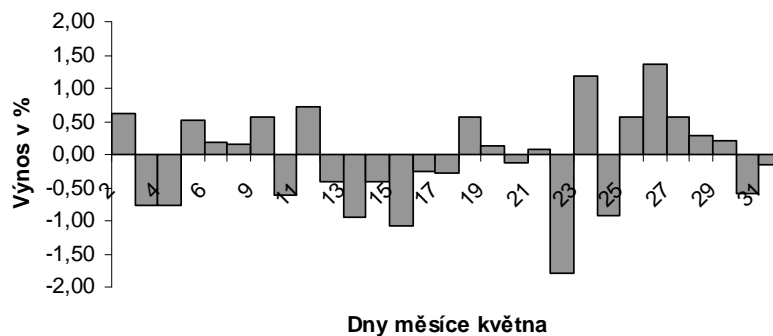
Dospíváme k závěru, že průměrné denní výnosy v daných periodách **nejsou shodné** s průměrem ostatních period, dokonce **na 1% hladině významnosti**. Je navíc nutné poznamenat, že v daných periodách chybí dny 24.12. – 26.12., během kterých se neobchoduje.

4.1.3.2. Květen a červen

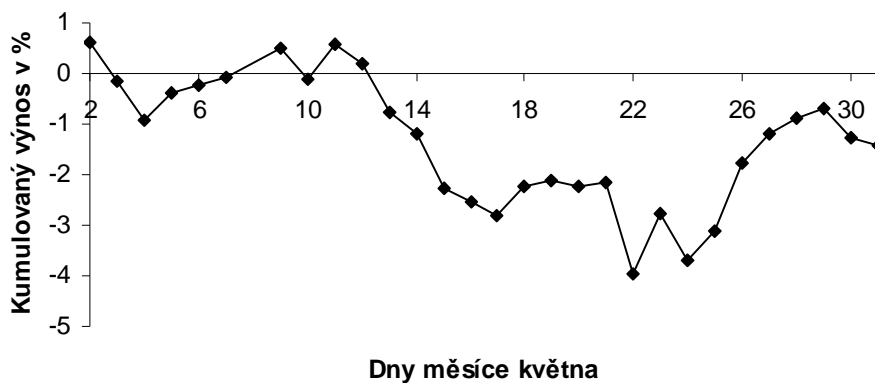
Při pohledu na Tabulku A4.1.4 a Tabulku A4.1.5 v Příloze dospějeme k závěru, že průměrné denní výnosy v měsících květnu a červnu jsou **vysoce nestabilní** – svědčí o tom vysoký počet dní, kde zamítáme hypotézu o shodnosti výnosů v daném dni s ostatními dny. Bude tedy opět zajímavé zkoumat jednotlivé měsíce po periodách. Víme, že květen a červen jsou měsíce, kdy jsou výnosy signifikantně menší než v ostatních měsících roku, tedy hledáme periodu, o které by se dalo tvrdit, že má výnos nejmenší v celém sledovaném měsíci. Postupujeme stejně jako u ledna a prosince.

Pro květen máme odpovídající Graf 4.1.5 a Graf 4.1.6.

Graf 4.1.5 - Průměrné denní výnosy v květnu



Graf 4.1.6 - Kumulované průměrné výnosy v květnu



Rozdělme měsíc květen na periody podle stejného principu jako u měsíců předcházejících, dostaneme výsledek, který zachycuje Tabulka 4.1.6.

Tabulka 4.1.6

Kumulovaný průměrný výnos v daných obdobích měsíce května			
2.-7.	-0,06		
9.-13.	-0,72	2.-11.	0,58
14.-19.	-1,33	12.-21.	-2,76
20.-25.	-1,00	22.-31.	0,74
26.-31.	1,69		

Tučně jsou vyznačeny kumulované výnosy, které jsou nejmenší. Zkoumejme dále, zda jsou signifikantně menší než zbytek měsíce. Navíc testujme i hypotézu, že periody, které vykazují nejvyšší výnos, jsou signifikantně vyšší než zbytek měsíce (napovídá tomu i Graf 4.1.6). Dostaneme výsledky, které jsou zachyceny v Tabulce 4.1.7.

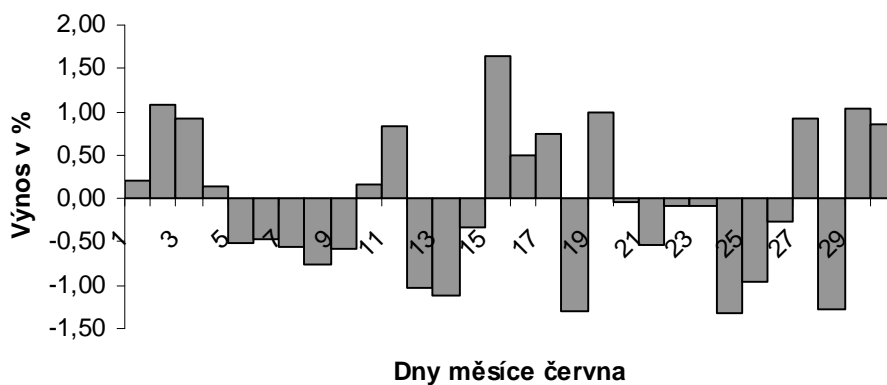
Tabulka 4.1.7 - Průměrné denní výnosy v periodách května

perioda	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
14.-19.	-0,20	2,3633	194	-1,1333	0,2585
ostatní	0,00	2,1951	731		
12.-21.	-0,26	2,1481	300	-2,5569	0,0111
ostatní	0,06	2,2649	625		
26.-31.	0,24	1,7269	187	2,8367	0,0051
ostatní	-0,12	2,3376	738		
22.-31.	0,06	2,3464	326	1,2855	0,1995
ostatní	-0,10	2,1661	599		

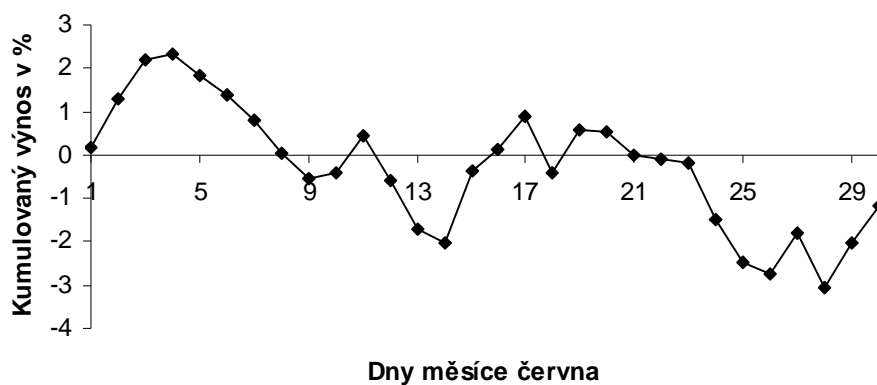
Docházíme k závěru, že v periodě 12.5. – 21.5. jsou **výnosy signifikantně nižší** než v ostatních periodách, naopak v periodě 26.5. – 31.5. jsou **signifikantně vyšší** než v ostatních periodách.

Nakonec se dostáváme k měsíci červnu a k souvisejícím grafům – Graf 4.1.8 a Graf 4.1.9.

Graf 4.1.8 - Průměrný denní výnos v červnu



Graf 4.1.9 - Kumulované průměrné výnosy v červnu



Dále červen rozdělíme na pět a následně tři periody, kde dostaneme kumulované průměrné výnosy (Tabulka 4.1.8).

Tabulka 4.1.8

Kumulovaný průměrný výnos v daných obdobích měsíce června			
1.-6.	1,36		
7.-12.	-1,93	1.-10.	-0,39
13.-18.	0,16	11.-20.	0,92
19.-24.	-1,08	21.-30.	-1,70
27.-30.	0,32		

Tučně vyznačené výnosy opět značí nejméně výnosná období. Testujme dále stejné hypotézy jako v měsíci květnu. Dostaneme výsledky zobrazené v Tabulce 4.1.9.

Tabulka 4.1.9 - Průměrné denní výnosy v periodách června

perioda	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
7.-12.	-0,41	2,1319	182	-2,8765	0,0045
ostatní	0,04	2,2448	771		
21.-30.	-0,11	2,1130	332	-0,8724	0,3836
ostatní	-0,01	2,2906	621		
1.-6.	0,20	1,7883	182	2,2552	0,0253
ostatní	-0,10	2,3191	771		
11.-20.	0,07	2,6189	309	1,1194	0,2638
ostatní	-0,10	2,0166	644		

Můžeme tvrdit, že v periodě 7.6. – 12.6. jsou průměrné denní výnosy **signifikantně nižší** než v ostatních periodách (na 1% hladině významnosti). Na druhou stranu o periodě 1.6. – 6.6. můžeme tvrdit, že průměrné denní výnosy jsou **signifikantně vyšší** (na 5% hladině významnosti).

4.1.3.3. Případ heteroskedasticity

Heteroskedasticitu nelze v případě měsíčních výnosů lehce rozeznat. Jde o nebezpečí **nestejných rozptylů** (a tedy i standardních chyb) pro jednotlivé měsíce. Není bez zajímavosti, že měsíce s nejvyšším průměrným výnosem mají nejmenší směrodatnou odchylku a měsíce s nejnižším průměrným výnosem mají směrodatnou odchylku nejvyšší. Lze tak usuzovat i z grafů pro jednotlivé měsíce, kde je pro měsíce květen a červen zřejmá vyšší volatilita než pro leden a prosinec. Více sofistikovaně lze tak tvrdit však z Tabulky 4.1.1.

Problému s možnou heteroskedasticitou se vyhneme **standardizováním výnosů** v daných měsících. Z původního rozdělení $L_i = L_i(\mu_i, \sigma^2)$ po standardizaci pomocí korespondujících směrodatných odchylek dostaneme rozdělení $L_i = L_i(\mu_i/\sigma_i, 1)$ pro každý měsíc i . Můžeme pak stejnou hypotézu testovat pro nová data. Dostaneme výsledky, které jsou znázorněny v doplněné Tabulce 4.1.1a.

Vidíme, že výsledek nijak **neodporuje dřívějšímu pozorování** pro původní data. Naopak jsou výsledky ještě signifikantnější. **Potvrzujeme** tedy dřívější pozorování i pro standardizovaná data, pokud by heteroskedasticita byla problémem.

Tabulka 4.1.1a – Měsíční výnosy

Měsíc	Mean	SD	SM	N	t-statistic	p-value	t-statistic (SM)	p-value (SM)
Leden	0,3215	1,8674	0,1722	915	3,8936	0,0001 ^a	3,9249	0,0001 ^a
Únor	0,1785	2,0274	0,0881	884	1,2374	0,2163	1,1294	0,2590
Březen	0,0421	2,2850	0,0184	976	-0,8814	0,3783	-1,1867	0,3783
Duben	-0,0165	1,9734	-0,0083	892	-1,9427	0,0524 ^c	-2,0067	0,0451 ^b
Květen	-0,0449	2,2315	-0,0201	925	-2,1722	0,0301 ^b	-2,4341	0,0151 ^b
Červen	-0,0420	2,2297	-0,0188	953	-2,1632	0,0308 ^b	-2,4278	0,0154 ^b
Červenec	0,1841	2,2163	0,0831	923	1,2398	0,2153	0,9885	0,3232
Srpen	0,0956	1,7330	0,0552	1028	-0,1127	0,9103	0,0674	0,9463
Září	0,0578	1,9918	0,0290	946	-0,7317	0,4645	-0,8135	0,4161
Říjen	0,1296	1,9186	0,0675	1007	0,5117	0,6090	0,9872	0,3238
Listopad	0,0728	1,7969	0,0405	980	-0,5392	0,5899	-0,4342	0,6642
Prosinec	0,2357	1,7820	0,1323	901	2,4719	0,0136 ^b	2,5880	0,0098 ^a
<p>"Mean" značí průměrný denní výnos v daném měsíci pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "SM" značí standardizovanou střední hodnotu, kde platí $SM = \text{Mean}/SD$, "N" značí počet pozorování v daném měsíci, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný denní výnos v daném měsíci je roven průměru ostatních měsíců, "t-statistic (SM)" a "p-value (SM)" testuje stejnou hypotézu pro standardizovaná data.</p>								
a	nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1 %							
b	nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5 %							
c	nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10 %							

4.1.4. Shrnutí

Hlavním závěrem této podkapitoly je fakt, že český akciový trh **vykazuje stejnou anomálii** jako většina světových trhů, kdy jsou výnosy akcií **v lednu** signifikantně vyšší než v ostatních měsících. Navíc však vyšší zisky vykazuje i **v prosinci**, navíc signifikantně nižší vykazuje v měsících **květnu** a **červnu**. Po standardizování výnosů kvůli podezření na heteroskedasticitu se výsledky výrazně neliší, jsou naopak signifikantnější než-li výsledky hypotéz pro původní data.

Při podrobnější analýze daných měsíců docházíme k závěru, že v samotném lednu není žádná z period signifikantně výnosnější než ostatní, což je **v rozporu** s většinou podobných studií zaměřujících se na ostatní světové trhy. Navíc docházíme k zajímavému závěru, který je taktéž v rozporu se studii na ostatních trzích, a to, že na konci prosince (po Vánočních svátcích) je výnos signifikantně vyšší než v ostatních periodách měsíce prosince. Tento výsledek však není

zanedbatelný. Zamítáme tak totiž možnost, že by vyšší výnosy v lednu vznikaly jako následek prodeje cenných papírů na konci roku.

V květnu a červnu jsou výnosy značně volatilní, avšak lze v nich taktéž pozorovat vzorce, jak se výnosy akcií chovají. **Třetí pětina května a druhá třetina června** jsou signifikantně méně výnosné než zbytek daného měsíce. Dále pak **poslední pětina května a první pětina června** jsou signifikantně výnosnější než zbytek daného měsíce.

4.2. Efekt dnů v týdnu

Efekt dnů v týdnu⁴⁴, nebo také **Víkendový efekt** pro nejčastěji zjištěnou anomálii, je ve své podstatě velice podobný efektu zkoumanému v předchozí podkapitole. Základním cílem zkoumání je zjistit, zda se v určitém dnu v týdnu vyskytují signifikantně vyšší výnosy než ve dnech ostatních.

Nejčastěji zjištěnou anomálií je signifikantně nižší výnos v pondělí (Gibbons & Hess, 1981). Stejnou odchylku od standardu zjistil Harris (1986), který navíc odůvodnil negativní pondělní výnosy. Pro **velké firmy** se největší část ztráty nakumuluje **přes víkend**, tedy od uzavírací ceny v pátek do otevírací ceny v pondělí. Naopak pro **malé firmy** se negativní výnosy kumulují **během pondělí**. Tyto výsledky však nejsou stejné pro všechny trhy, jak ukázali Chang, Pinegar & Ravichandran (1993), kteří nezjistili danou anomálii pro trh v USA, avšak pro sedm zkoumaných evropských trhů, Kanadu a Japonsko ano. Navíc ukázali, že anomálie je signifikantní nejvýše pro dva týdny z každého měsíce.

4.2.1. Metodologie a data⁴⁵

Efekt dnů v týdnu zkoumáme stejně jako u Lednového efektu pouze na hlavním trhu BCPP, a to ze stejných důvodů. Výnosy v daných dnech budou zkoumány **na základě průměrných výnosů**. Hypotézy testují tvrzení, že výnosy v daném dni jsou stejné jako průměr ostatních dní. Testování pomocí průměrů je ekvivalentní s přístupem, který použili Gibbons & Hess (1981), kdy zkoumali regresi

⁴⁴ Anglicky „Day-of-the-week Effect“ nebo také „Weekend Effect“ či „Monday Effect“.

⁴⁵ Všechny potřebné výpočty a data jsou opět na příloženém CD, tentokrát ve složce /Day of the Week Effect. Hlavním je soubor Day of the Week Efekt.xls, ostatní soubory obsahují další použitá data, stejně jako souhrn statistických vlastností výnosů pro jednotlivé dny týdne.

$$R_{it} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \varepsilon_i,$$

kde R_{it} je výnos cenného papíru i v čase t , D_i je dummy proměnná, která nabývá hodnoty 1, pokud je čas t daným dnem (tedy $D_1 = 1$, pokud je v čase t pondělí a $D_1 = 0$, pokud není pondělí). Takováto regrese však zkoumá výnos cenného papíru pouze v závislosti na dni v týdnu, zbytkový člen ε_i je pouze bílým šumem.

Důslednějším přístupem je zkoumat vývoj cenného papíru na základě vývoje trhu (viz podkapitola 2.2.2.2), navíc s efektem dne v týdnu (Gibbons & Hess, 1981). Dostaneme tak regresní rovnici

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta R_{mt} + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \varepsilon_i,$$

kde navíc máme R_{mt} jakožto výnos trhu (tržního indexu – v našem případě PX-50) v čase t a její koeficient β , další je průsečík α_0 . Důležitým prvkem je vynechání jednoho ze dní, v našem případě dne číslo 3, tedy středy. Jedna z hodnot D_i je totiž **závislá** na ostatních čtyřech (např. $D_1 = 1 - D_2 - D_3 - D_4 - D_5$). V tomto případě tedy nebudou průměry výnosů v daných dnech ekvivalentní s koeficienty α_i , kde $i = 1, 2, 4, 5$, kvůli novému prvku βR_{mt} .

4.2.2. Jednotlivé cenné papíry

Pro každý z cenných papírů byl určen průměr, směrodatná odchylka, počet pozorování, navíc pak t-statistiky a p-value testující hypotézu, že průměrný výnos v daném dni je stejný jako průměrný výnos ostatních dní. Výsledky jsou shrnuty v Příloze v Tabulce A4.2.1.

Nejvyšší počet cenných papírů, pět, má nejvyšší výnos ve čtvrtek, avšak významně rozdílné jsou pouze pro CME v pondělí (nižší) a čtvrtek (vyšší), pro KB ve středu (nižší) a pro O2 (nižší). Lze tedy konstatovat, že žádný výrazný trend u jednotlivých firem nesledujeme.

4.2.3. Všechny cenné papíry

Rozdělíme-li všechny výnosy cenných papírů podle dnů v týdnu, dostaneme pak jejich střední hodnoty, směrodatné odchylky a počet pozorování. Navíc máme i t-statistiku a odpovídající p-value testující hypotézu o shodě průměrných výnosů v daném dni s průměrem ostatních dní. Výsledky shrnuje Tabulka 4.2.1.

Tabulka 4.2.1 – Průměrné denní výnosy

Den	Mean	SD	SM	N	t-statistic	p-value	t-statistic (SM)	p-value (SM)
Pondělí	0,1057	2,0475	0,0516	2220	0,1805	0,8568	0,1115	0,9113
Úterý	0,0880	1,9970	0,0441	2274	-0,3389	0,7347	-0,3356	0,7372
Středa	-0,0118	2,0591	-0,0058	2268	-3,2161	0,0013 ^a	-3,3022	0,0010 ^a
Čtvrtek	0,1845	2,0468	0,0901	2277	2,4793	0,0132 ^b	2,4103	0,0160 ^b
Pátek	0,1306	1,9067	0,0685	2290	0,9803	0,3271	1,1245	0,2609
<p>"Mean" značí průměrný výnos v daném dni pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "SM" značí standardizovanou střední hodnotu získanou jako Mean/SD, "N" značí počet pozorování daného dne, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný výnos daného dne je roven průměru ostatních dní, dále "t-statistic (SM)" a "p-value (SM)" testují stejnou hypotézu pro standardizovaná data.</p>								
<p>^a nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1%</p>								
<p>^b nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5%</p>								
<p>^c nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10%</p>								

Máme tedy **signifikantně nižší výnosy ve středu a signifikantně vyšší ve čtvrtek**, což je **v rozporu** s pozorováním na světových trzích.

V Tabulce 4.2.1 máme také hodnoty „t-statistic (SM)“ a „p-value (SM)“, které testují stejnou hypotézu, avšak na standardizovaných datech, které získáme stejně jako v případě testování Lednového efektu (tedy data dělíme směrodatnou odchylkou a dostaneme rozdělení $L_i = L_i(\mu_i/\sigma_i, 1)$ pro den i týdne). Opět však vidíme, že tvrzení o výnosech **se nemění**. Stále máme signifikantně odlišné pouze výnosy ve středu a čtvrtek. Podezření na heteroskedasticitu tedy nemá na výsledek výrazný vliv.

Když zkoumáme výnos cenných papírů v jednotlivých dnech s ohledem na trh, musíme použít regresi zmíněnou v podkapitole 4.2.1. Dostaneme pak koeficienty, které jsou zobrazeny v Tabulce 4.2.2.

Tabulka 4.2.2 – Koeficienty upraveného tržního modelu

	koeficient	SD	t-statistic	p-value
α_0	-0,013	0,041	-0,327	0,744
β	0,247	0,007	33,232	0,000
α_1	0,093	0,058	1,610	0,107
α_2	0,081	0,057	1,404	0,160
α_4	0,147	0,058	2,557	0,011
α_5	0,179	0,057	3,115	0,002
F-statistic			p-value	
2,8569			0,0222	
F-statistic testuje hypotézu, že $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_4=\alpha_5=0$.				

Vidíme tedy, že koeficienty a_4 a a_5 jsou signifikantně nenulové (na 5% a 1% hladině významnosti, když zachováme pořadí), zbývající dva koeficienty sice nejsou signifikantně nenulové, ale jejich p-value je stále nízká, abychom mohli tvrdit, že pro určení denních výnosů cenných papírů jsou informace ohledně dnu v týdnu **důležité**. Navíc můžeme dle uvedené F-statistiky tvrdit, že koeficienty jsou nenulové, tedy **pro model podstatné**, na 5% hladině významnosti.

Zkusme se nad daným výsledkem více zamyslet. Pro světové trhy je pozorovaný signifikantně jiný výnos v pondělí a jako důvod se udává **následnost pondělka po víkendu**, kdy se investiční rozhodnutí nashromáždí, tedy výnosy se pak chovají výrazně jinak od ostatních dní v týdnu. V našem případě však dostáváme úplně jiný výsledek.

Signifikantně nižší výnos dostáváme ve **středu**. Pokud bychom chtěli tuto anomálii vysvětlit na podobném základě jako pondělí na světových trzích, museli bychom najít, čím se středa liší od ostatních dní. Tato odlišnost by navíc musela být velice specifická pro Českou republiku.

Základním psychologickým efektem, který by mohl přetrvat z dob minulého režimu, je „**lámání týdne**“, které nastává právě ve středu. Středa by se tak mohla stát jakýmsi českým pondělkem, co se týká obchodování, či práce obecně. Takovéto tvrzení je však nutné nějak podpořit statistickými daty. Efekt by byl podpořen, pokud v pondělí a v úterý docházelo k signifikantně **menším objemům obchodů** než v ostatních dnech.

Vezměme data pro jednotlivé cenné papíry pro stejné období. **Počet obchodovaných akcií** dostaneme jako podíl objemu v Kč a konečné ceny cenného papíru v daný den. Nevyhneme se tak malým nepřesnostem, které by však neměly mít velký vliv. Tabulka 4.2.3 ukazuje zjištěné výsledky.

Pozorujeme, že předpověď se téměř vyplnila. V pondělí je **objem obchodů signifikantně nižší** než v ostatních dnech, v úterý pak sice ne signifikantně nižší, ale stále nižší než ve zbylých dnech. Výsledek tedy **podporuje** tvrzení, že obchody se v prvních dvou dnech týdne pomalu rozjíždějí a aktivnější obchodování začíná až ve středu, kdy pak pozorujeme stejný efekt jako na světových trzích v pondělí. V posledních třech dnech týdne se pak objemy v průměru výrazně neliší, ve čtvrtek jsou však obchody nejvyšší, při porovnání se všemi dokonce signifikantně. Takové zjištění ovšem nijak neodporuje našim předešlým zjištěním.

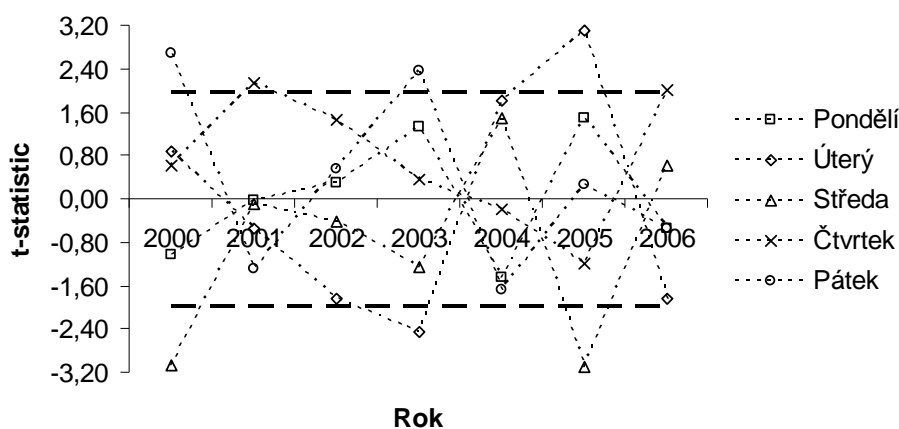
Tabulka 4.2.3 – Průměrné denní objemy obchodů						
Den	Mean	SD	SM	N	t-statistic	p-value
Pondělí	524435	887156	0,5911	2223	-3,5816	0,0003 ^a
Úterý	557211	901322	0,6182	2277	-1,3988	0,1620
Středa	585913	940766	0,6228	2274	0,4793	0,6317
Čtvrtek	620947	1014590	0,6120	2278	2,5049	0,0123 ^b
Pátek	603234	1087884	0,5545	2290	1,3683	0,1713

"Mean" značí průměrný objem obchodů v daném dni pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "N" značí počet pozorování daného dne, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují hypotézu, že objem obchodů v daném dni je stejný jako průměr ostatních

^a nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1%
^b nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5%
^c nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10%

Vezmeme-li v úvahu, že by opravdu předešlé tvrzení mělo platit a psychologický efekt „lámání týdne“ by byl reálný, měl by pak platit **pro všechny jednotlivé roky**. Prozkoumejme tedy Efekt dnů v týdnu také během jednotlivých let období 2000-2006. Graf 4.2.1 shrnuje vývoj t-statistik pro jednotlivé roky. Pokud by navržený psychologický jev přetrvával a byl opravdu výrazný, sledovali bychom jistý vývoj v jednotlivých letech. Například, pokud by opravdu šlo o jakýsi přežitek z minulosti, tak bychom očekávali postupně klesající t-statistiku v absolutní hodnotě, za předpokladu, že se Česká republika posouvá ke svobodnějšimu a efektivnějšimu trhu, byl by pak efekt méně výrazný s každým dalším rokem.

Graf 4.2.1 - Vývoj t-statistik v jednotlivých letech



Nic takového však **nepozorujeme**. Naopak pozorujeme dalo by se říci téměř **chaotické chování** jednotlivých t-statistik s žádným zachytitelným trendem. V grafu můžeme podle čárkované čáry pozorovat, který den byl v jednotlivém roce signifikantně odlišný od ostatních na 5% hladině významnosti. Pokud je t-statistika nad horní čárkovanou hranicí, je pak výnos v daném dni signifikantně vyšší než v ostatních dnech. Pro nižší výnos platí samozřejmě opak.

Pozorujeme tedy, že pro každý rok sledujeme jinou kombinaci dní, které se výrazně odlišují. Pro první zkoumaný rok sledujeme odlišné výnosy v pátek a středu, v roce následujícím pouze čtvrtek, v roce 2002 se dokonce žádný den výrazně neliší ve svých výnosech. Rok následující však opět přináší dva odlišné dny, pátek a úterý. V roce 2004 naopak opět nepozorujeme výrazně odlišné výnosy během některého ze dní. V předposledním zkoumaném roce je signifikantně odlišné úterý a středa, v roce posledním pak čtvrtek. Zajímavý je také fakt, že jednotlivé t-statistiky se v průběhu jednotlivých let pohybují od jedné hranice ke druhé. Při pohledu na chování výnosů v úterý pozorujeme, že dva roky se drží u dolní hranice, avšak v následujících dvou letech náhle u horní hranice a nakonec v roce 2006 opět klesá blízko k dolní hranice. Podobný průběh lze pozorovat téměř u všech dní. Jedinou výjimkou se nakonec stávají výnosy v pondělí, které ani jednou během sedmi let nepřekročily kritickou hodnotu, což je vcelku paradoxní vzhledem k pozorováním na světových trzích.

Pokud by se investor pokusil vybudovat **strategii** založenou na pozorované anomálii v každém z pozorovaných roků, dosáhl by nižších výnosů. Při podrobnějším pohledu do sledovaného grafu totiž zjistíme, že pouze v devíti z třiceti (pouze 30 %) možných případů dochází k následování trendu ve smyslu, že po nadprůměrných (ne nutně signifikantně) výnosech přicházejí opět nadprůměrné, či po podprůměrných následují opět podprůměrné.

4.2.4. Shrnutí

Efekt dnů v týdnu byl na zkoumaných cenných papírech **potvrzen**, avšak **nejednoznačně**. Na rozdíl od světových trhů, kde byl ve většině případů zjištěn signifikantní negativní výnos v pondělí, byl pro český akciový trh zjištěn **signifikantně vyšší výnos ve čtvrtek** a **signifikantně nižší výnos ve středu**, pokud jsou zkoumány pouze průměrné výnosy v jednotlivých dnech. Pokud použijeme komplikovanější model, který bere v úvahu i vývoj tržního indexu, dospíváme

k závěru, že na dnu v týdnu signifikantně záleží, tedy koeficienty dané regrese se všechny nerovnají nule.

Pokud však zkoumáme danou anomálii podrobněji a snažíme se najít její důvod, docházíme nejprve k závěru, že střeční nižší výnosy mohou být zapříčiněny **psychologickým** nebo spíše i **demografickým** efektem, který by se dal nazvat efektem „lámání týdne“. Tento efekt naznačuje, že v České republice v prvních dnech týdne nebývá pracovní aktivita investorů tak vysoká jako ve dnech od středy dále. Efekt byl pozorován na objemu obchodovaných akcií v jednotlivých dnech. Daný výsledek jsme však nakonec zrelativizovali při zkoumání efektu v jednotlivých letech pozorované periody. Dospěli jsme k faktu, který **podporuje slabou efektivnost kapitálových trhů**. Efekt dnů v týdnu se v každém pozorovaném roce vyskytuje v jiné dny, v některých případech dokonce vůbec. Při použití investiční strategie založené na pozorovaných anomáliích by investor nedosáhl v nadcházejícím roce nadměrných výnosů.

4.3. Efekt státních svátků

Efekt státních svátků⁴⁶ je ve své podstatě velice podobný Efektu dnů v týdnu. Pokud se na moment vrátíme k předchozí anomálii, na světových trzích ve většině případů platí, že výnosy jsou signifikantně nižší v pondělí ve srovnání s ostatními dny. Jako hlavní důvod je uváděn fakt, že pondělí následuje po víkendu, tedy po volných dnech. Stejně tak můžeme přistoupit ke státním svátkům, tedy spíše ke dni po nich následujícím, a očekávat, že v daném dni bude výnos odlišný od výnosů v ostatních dnech. Jelikož jsme v minulé podkapitole dospěli k závěru, že pondělní výnosy se nijak výrazně neodlišují od průměrných výnosů pro celý týden, **očekáváme** v tomto případě, že žádný Efekt státních svátků nebudeme pozorovat.

4.3.1. Metodologie a data⁴⁷

Efekt zkoumáme opět na cenných papírech hlavního trhu BCPP v letech 2000-2006. Jako dny, kdy by mělo dojít k signifikantnímu nárůstu či poklesu průměrných výnosů, považujeme

⁴⁶ Anglicky „Bank Holiday Effect“.

⁴⁷ Potřebná data společně s výpočty jsou uvedena na příloženém CD v již zmíněném souboru Day of the Week Effect.xls v listu „Svátky“.

první obchodní den po státním svátku (v jednotlivých letech se tedy zkoumaná data mohou lišit).

Prvním zájmem zkoumání jsou jednotlivé státní svátky, následně jsou zkoumány státní svátky celkově. Testujeme hypotézu, že v obchodní den následující po daném státním svátku (eventuelně po státním svátku obecně) je průměrný denní výnos odlišný od výnosů v ostatních dnech roku.

4.3.2. Výsledky

Data rozdělíme podle jednotlivých státních svátků. Dostaneme pak související střední hodnoty, směrodatné odchylky, dále pak t-statistic a p-value testující danou hypotézu. Výsledky jsou shrnuty v Tabulce 4.3.1.

Tabulka 4.3.1 – Průměrné denní výnosy

Den	Mean	SD	SM	N	t-statistic	p-value	t-statistic (SM)	p-value (SM)
1.1.	0,2572	2,1519	0,1195	43	0,5051	0,6162	0,4729	0,6387
1.5.	0,5518	1,9319	0,2856	44	1,5806	0,1213	1,5802	0,1216
8.5.	-0,0105	2,4463	-0,0043	44	-0,2764	0,7836	-0,3428	0,7334
5. a 6.7.	0,2511	2,2901	0,1096	46	0,4727	0,6387	0,4221	0,6751
28.9.	-0,0572	2,1159	-0,0270	46	-0,5048	0,6361	-0,5048	0,6163
28.10.	0,4045	1,5617	0,2590	47	1,4505	0,1767	1,4505	0,1543
17.11.	0,2960	2,3120	0,1280	47	0,6064	0,5473	0,5526	0,5835
Souhrn	0,2420	2,1201	0,1142	317	1,2643	0,2071	1,1884	0,2414
<p>"Mean" značí průměrný nadměrný výnos v daném dni pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "SM" značí standardizovanou střední hodnotu získanou jako Mean/SD, "N" značí počet pozorování daného dne, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují hypotézu, že průměrný výnos v daném dni je stejný jako průměrný výnos ostatních dní celého roku, dále pak "t-statistic (SM)" a "p-value (SM)" testují stejnou hypotézu pro standardizovaná data.</p>								
a	nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1%							
b	nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5%							
c	nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10%							

Dostáváme výsledek, že hypotézu, že průměrné denní výnosy ve dnech po daných státních svátcích jsou shodné s průměrným denním výnosem za celý rok, **nemůžeme zamítnout**. Danou hypotézu nezamítáme ani pro standardizovaná data. Výsledek **potvrzuje** zkoumání

z Efektu dnů v týdnu, tedy že víkend nebo jiné dny, před kterými předcházejí neobchodní dny (v tomto případě státní svátky), nemají vliv na průměrné výnosy v den následující.

Přestože nám předcházející test velice silně vyvrací jakýkoli vliv státního svátku na výnos v následujícím dnu, stále můžeme testovat státní svátky souhrnně. Výsledek je taktéž zahrnut v Tabulce 4.3.1 v posledním řádku. Opět danou hypotézu **zamítáme** pro původní i pro standardizovaná data. Můžeme tedy závěrem říci, že státní svátky **nemají vliv** na denní výnosy, ať už zkoumané jednotlivě či souhrnně.

5. Výsledky testů středně silné formy

V této kapitole uvedeme dvě případové studie. První se zabývá reakcí na světovou událost, o které lze jenom stěží pochybovat, že by neměla vliv na ceny akcií, **11.9.2001**. Zájmem zkoumání tedy nebude, zda cenné papíry reagovaly na danou událost, avšak jak rychle reagovaly. Druhá případová studie je již specifická pro Českou republiku. Zájmem zkoumání je **změna základní úrokové míry**. Tentokrát bude hlavní otázkou samozřejmě rychlost reakce, ale i reakce sama.

Přistupujeme pouze k těmto událostem, jelikož se jejich výsledky dají kvalitně interpretovat. V případě zkoumání oznámení dividend totiž došlo v průběhu historie případových studií k mnoha rozepřím a rozdílným výsledkům (Fama, 1991). Pro příklad neočekávaného zvýšení dividend se reakce trhu jeví jako „půl na půl“, tedy že v polovině případů došlo k pozitivní odezvě, v polovině pak k negativní (Malkiel, 2003). U samotných dividend totiž není zcela zřejmé, jaká by měla být „správná“ reakce. Jak uvedeme níže v textu, samotné zvýšení dividend by podle jednoduchých modelů oceňování akcií mělo jednoznačně vést ke zvýšení jejich ceny (zvýší se totiž očekávaná budoucí cash-flow). Na druhou stranu však vyplácení dividend znamená méně nových investic, tedy opět menší očekávaná cash-flow. Efekt pak jednoduše může mít za následek různé výsledky u každé studie.

Pro zkoumání navíc obecně platí, že čím více pozorování, tím lépe pro závěrečná tvrzení. Pokud bychom však zkoumali reakci neočekávaně vysoké dividendy, problém s málo pozorováními by mohl velmi zkreslit výsledek. Stejně tak i počet splitů, fúzí či změn účtovacího systému je pro hlavní trh nízký a pro podrobnější výzkum nevhodný.

5.1. 11.9.2001

Samotné datum je dostatečné pro popis dané události. Avšak z důvodu komplexnosti připomeneme význam této události, i když jen okrajově.

V ranních hodinách (amerického času) došlo uvedeného dne k teroristickému útoku, který neměl a stále nemá v historii obdoby až do takové míry, že se zpočátku mluvilo o začátku nové éry lidské civilizace. Obě budovy Světového obchodního centra v New York City byly zničeny

následkem narušení celé konstrukce po nárazu osobních letadel. Tato práce si jistě neklade za cíl posuzovat, či zkoumat samotný vliv na lidskou civilizaci, politickou situaci, nýbrž pouze a jedině na situaci ekonomickou.

Samotná událost se dá jistě považovat za **negativní zprávu**, která **zvýšila nejistotu a obavy** z vývoje politického, tedy z hlediska finančních trhů se dalo očekávat, že investory zachvátí panika, tedy že bude následovat prudký pokles cen akcií téhož dne a v období poté. Z důvodů propojenosti finančních trhů se stejná reakce dala očekávat na BCPP.

5.1.1. Data a metodologie⁴⁸

V roce 2001 bylo na hlavním trhu BCPP kotováno pouze **pět titulů** – ČEZ, KB, PM, O2 (v dané době ještě jako Český Telecom, a. s.) a UNIPETROL. Jelikož se jednalo o nejvýznamnější a nejobchodovanější akcie na trhu, zkoumáme pouze jejich chování okolo dne události.

Pro určení očekávaných a posléze i nadměrných výnosů jsou postupně použity všechny rovnice z podkapitoly 2.2.2.2. Pro následnou standardizaci je použit *sift* z podkapitoly 2.2.2.4, tedy co nejpřesnější údaj standardní odchylky.

Abnormální výnosy jsou následně agregovány podle standardního postupu pro nadměrné výnosy i standardizované nadměrné výnosy popsané v podkapitole 2.2.2.5. Pro srovnání jsou uváděny všechny údaje, tedy výsledky získané pomocí jednoduchého **tržního modelu**, dále upraveného **Scholes-Williamsova modelu** a konečně i **Dimsonova modelu**.

Jako období události je použito období 30 dní před událostí, samotný den události a 30 dní po události. Období určení modelu je určeno jako 100 dní před obdobím události. Samozřejmě jsou zkoumány denní výnosy.

5.1.2. Výsledky

S použitím daných modelů dospíváme u jednotlivých cenných papírů k příslušným koeficientům, jak ilustruje Tabulka 5.1.1.

⁴⁸ Potřebná data společně s výpočty jsou na přiloženém CD ve složce /9-11 v souboru Data.xls, dále složka obsahuje výstupy z TSP pro jednotlivé cenné papíry s příponou .txt, ve kterých se nachází veškeré vhodné testy, nakonec i soubory typu *.xls, které obsahují vstupní data pro TSP.

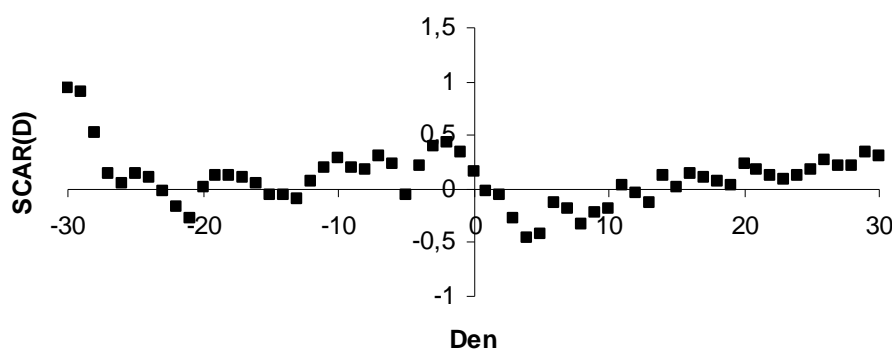
Tabulka 5.1.1 – Koeficienty tržních modelů jednotlivých akcií

Cenný papír	A	B	α_{sw}	β_{sw}	α_D	β_D
ČEZ	-0,0255	1,2246	-0,0255	1,1085	0,0299	1,3582
KB	0,1523	1,1068	0,1612	1,0399	0,1864	1,2689
PM	0,0412	0,2169	-0,0202	-0,1085	0,0146	-0,0994
O2	0,1080	1,8471	0,0081	1,4602	0,0842	1,7762
UNIPETROL	-0,1711	0,6953	-0,2617	0,2874	-0,2641	0,3631

Lze snadno pozorovat, že koeficienty jsou u jednotlivých cenných papírů odlišné, a to samozřejmě i co se týká upravených modelů Scholese a Williamse i Dimsona. Koeficienty nám samozřejmě o reakci zatím nic neříkají, důležitější je pohled na abnormální a kumulované abnormální výnosy. Tabulka A5.1.1 (v Příloze) shrnuje dané výnosy pro všechny tři použité typy modelu.

Prvním jednoznačným pozorováním je fakt, že ve všech třech případech jsou **standardizované abnormální výnosy** v den události (tedy období 0) **záporné**. Není zde tedy žádný na první pohled viditelný rozpor v chování cenných papírů. Zajímavější a více vypovídající je pohled na grafy abnormálních výnosů. Pro ilustraci uvedeme graf kumulovaných abnormálních výnosů pro Dimsonův model (Graf 5.1.1), zbývající dva grafy lze nalézt v Příloze (Graf A5.1.1 a Graf A5.1.2).

Graf 5.1.1 - Standardizované kumulované abnormální výnosy podle Dimsonova modelu

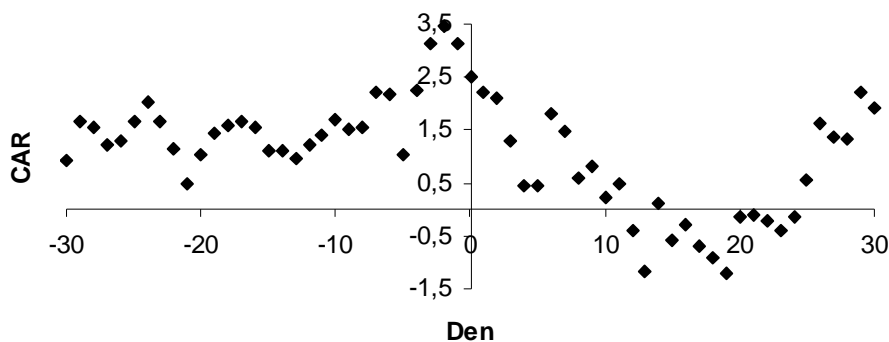


Všechny tři grafy mají podobný průběh – v období před událostí se kumulované abnormální výnosy nechovají podle viditelného vzorce či trendu, avšak den před událostí začíná klesající trend, který pokračuje až do dne číslo 4, po kterém se kumulované abnormální výnosy

vracejí k nepravidelnému vývoji s rostoucí tendencí. Ceny zkoumaných cenných papírů tedy reagují dle předpokladů. Zajímavostí je zmíněný počátek trendu již den před událostí, v tomto případě je však absolutně vyloučen jakýkoliv „insider-trading“ či prosáknutí informací.

Zaměříme se nyní na kvalitu použitého modelu. **Normalitu reziduí zamítáme** na všech hladinách významnosti (Jarque-Bera test dosahuje signifikance 0,000) pro cenné papíry ČEZ, PM a UNIPETROL. Jak již bylo zmíněno výše, tato skutečnost nás neodrazuje od použití OLS. Odrazuje nás však pozorovaná **heteroskedasticita** u akcií ČEZ a O2. Pro dané cenné papíry tedy použijeme metody **GLS** a srovnáme s dříve zjištěnými výsledky. Pokud tedy pro ČEZ a O2 použijeme metodu GLS a pro ostatní ponecháme OLS, dostaneme kumulované nadměrné výnosy, které jsou zachyceny na Grafu 5.1.2.

Graf 5.1.2 - Kumulované abnormální výnosy s použitím kombinace metod OLS a GLS

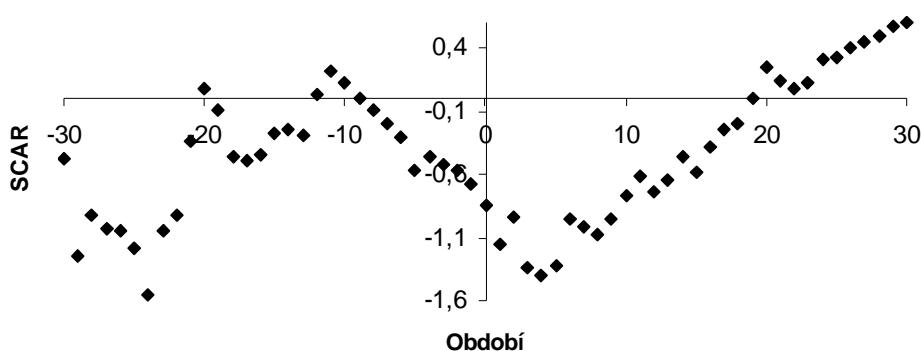


Pozorujeme, že okolo dne události se výnosy akcií chovají velice podobně jako při použití metody OLS. Výraznou odlišností je však fakt, že při použití robustnějších zobecněných nejmenších čtverců pro problematická data dostáváme **výrazně delší interval**, kdy kumulované nadměrné výnosy klesají. V prvním případě trval trend pouze do čtvrtého období, v druhém případě až do devatenáctého období, po němž následuje výrazný rostoucí trend. Konstatujeme tedy, že použitý model má na výsledek výrazný vliv, co se týče případu se sledovanou heteroskedasticitou.

Po dni události následovalo relativně dlouhé období nejistoty, dá se tedy očekávat, že perioda, kdy byly abnormální výnosy záporné a kumulované pak tedy klesající, byla rozhodně delší než pouhé čtyři dny. Souběžným použitím klasické metody OLS a robustní metody GLS dostáváme nakonec **lepší výsledek**.

Přejdeme nyní k reakci **celého tržního indexu**, který je zajímavé zkoumat z důvodu, že použité modely pro určení abnormálních výnosů mají jako hlavní vysvětlující proměnou tržní výnos, který je v našem případě nahrazen tržním indexem. Jako model pro samotný PX-50 použijeme jednoduchý předpoklad, že denní výnosy během období události jsou stejné jako průměrný výnos během období určení modelu. Délky obou období ponecháme jako u jednotlivých cenných papírů. Výsledek je zachycen v Grafu 5.1.3, který zobrazuje SCAR.

Graf 5.1.3 - Standardizované kumulované abnormální výnosy pro tržní index



Graf zachycuje zajímavý fakt, že samotný tržní index nijak **výrazně nereagoval** na události 11.9.2001, spíše pokračoval v započatém trendu. Reakce v období 0 je sice záporná, avšak nijak výrazně, výraznější reakce je v období 1, která by se dala přičíst faktu, že událost nastala až v odpoledních hodinách SEČ, tedy trh mohl lépe reagovat až následující den. Následuje však období 2, kdy jsou standardizované výnosy kladné, poté opět následují dvě období se zápornými standardizovanými výnosy, pak však začíná rostoucí trend následujících období (celý vývoj je zachycen v Tabulce A5.1.2 v Příloze). Výsledek je tedy takový, že tržní index (jakožto indikátor celého trhu) výrazně nereagoval na danou událost. Velice podobný výsledek dostaneme i při použití mediánu jako předpokládaného tržního výnosu.

Z daného tvrzení a výsledků cenných papírů hlavního trhu vyplývá, že na významné světové události, jíž jistě 11. září 2001 bylo, **reagují výrazně pouze cenné papíry hlavního trhu**. Tržní index je totiž tvořen souhrnem cenných papírů, kde však velkou váhu mají samotné akcie hlavního trhu. Jejich reakce se tak stává **ještě výraznější**.

5.2. Reakce na změnu základní úrokové míry

Podle standardní literatury je cena akcií kumulovaná současná hodnota všech **budoucích cash-flow** (Elton & Gruber, 2003). Ocenění cenného papíru je možno podle této definice určit pomocí **DDM**⁴⁹ či **P/E ratio**⁵⁰ model, který je však ve své podstatě jenom jiným vyjádřením DDM. Stručně shrňme oba modely.

DDM je založen na jednoduché rovnici

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+r_t)^t},$$

kde P_0 je cena cenného papíru, D_t je dividenda v čase t a r_t je diskontním faktorem v čase t .

Daná rovnice pouze převádí všechna cash-flow z definice na **dividendy**. Model v této podobě je **těžko použitelný** pro samotné určení ceny daného cenného papíru, jelikož je velice obtížné, ba dokonce nemožné, předpovědět veškeré budoucí dividendy, stejně tak jako budoucí diskontní faktory. Byly proto vyvinuty zjednodušující modely, avšak nám postačí model základní. **Hlavní myšlenku** totiž obsahuje – se snížením základní úrokové míry, která je součástí diskontního faktoru, se zvyšuje hodnota budoucích cash-flow a tedy i hodnota cenného papíru.

P/E ratio model je pak pouze obměnou předchozí rovnice, dostáváme pak

$$\frac{P_0}{E} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{\frac{D_t}{E}}{(1+r_t)^t},$$

kde navíc E značí průměrný výnos na akcii za určité období (většinou 12 měsíců).

Zřejmě tedy vidíme, že **myšlenka modelu** je stejná jako u DDM. Pokud tedy podle základních finančních modelů **existuje nepřímý vztah mezi základní úrokovou mírou a cenou akcie**, je možné tento vztah zkoumat na skutečných akcích.

⁴⁹ Zkratka z anglického „discounted dividend model“.

⁵⁰ Zkratka z anglického „price-earnings ratio“.

5.2.1. Data a metodologie⁵¹

Zkoumáme cenné papíry na hlavním trhu BCPP v letech 2000-2006, tedy **devět cenných papírů**. Je třeba zmínit, že ne všechny cenné papíry byly během celého období kotovány na BCPP. Jako období změny základní úrokové míry považujeme samotnou změnu **repo sazby** (eventuelně **diskontní** či **lombardní sazby**, avšak mezi sazbami je **pevný vztah**, tedy nemá vliv, kterou použijeme). Za zkoumané období se základní úroková sazba změnila **19krát**, z toho **13krát poklesla** a **6krát vzrostla**. Rozdělíme tedy události na dva typy, označme je jako **pozitivní** (snížení úrokové sazby) a **negativní** (zvýšení).

Jako rovnici pro určení očekávaného výnosu pro daný den a daný cenný papír použijeme rovnici z podkapitoly 2.2.2.2, tedy budeme za očekávaný výnos považovat **průměrný výnos** v období určení modelu. Zkoumáme jak vývoj tržního indexu, tak i souhrnu cenných papírů. Musíme se uchýlit k tomuto přístupu, jelikož samotná změna základní úrokové sazby má dle očekávání vliv i na samotný tržní index, tedy použití jakéhokoli modelu, který obsahuje tržní index, by zkreslilo informace.

Pracujeme s denními výnosy, období určení modelu použijeme 100 dní, jako období události zkoumáme 10 dní před událostí, samotný den události a 10 dní po události, celkem tedy 21 dní.

Při měření nadměrných výnosů postupujeme standardně podle podkapitoly 2.2.2.3, pro standardizované nadměrné výnosy postupujeme podle podkapitoly 2.2.2.4 a jako samotný faktor standardizace použijeme s_i .

5.2.2. Pokles základní úrokové sazby

Předpokladem je, že se kumulované výnosy v období před událostí pohybují bez viditelného klíče, v den události následuje **pozitivní skok**, který se v následujících dnech ustálí. Tabulka 5.2.1 zachycuje vývoj *AR*, *CAR*, *SAR* a *SCAR* pro tržní index i pro souhrn jednotlivých cenných papírů.

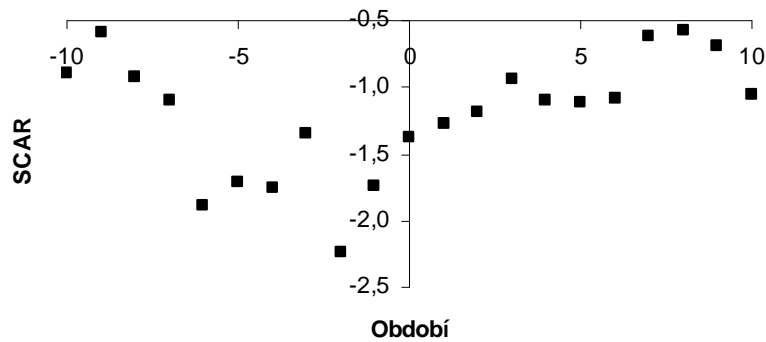
⁵¹ Všechna potřebná data a provedené výpočty se nacházejí na příloženém CD ve složce /Reakce na změnu diskontní sazby v souborech Reactions.xls a Reactions – ECB.xls.

Tabulka 5.2.1 – Abnormální výnosy během období události (pokles základní úrokové sazby)

Období	Tržní index				Souhrn cenných papírů			
	AR	CAR	SAR	SCAR	AR	CAR	SAR	SCAR
-10	-0,0027	-0,0027	-0,8876	-0,8876	-0,0205	-0,0205	-0,3551	-0,3551
-9	-0,0002	-0,0028	0,0619	-0,5839	-0,3024	-0,3229	-2,4977	-2,0172
-8	-0,0008	-0,0036	-0,7751	-0,9242	0,0820	-0,2409	0,1968	-1,5335
-7	-0,0015	-0,0051	-0,5946	-1,0977	-0,1386	-0,3795	-1,2814	-1,9687
-6	-0,0045	-0,0096	-2,0210	-1,8856	-0,4762	-0,8557	-4,1185	-3,6027
-5	-0,0010	-0,0106	0,0127	-1,7162	0,0681	-0,7876	0,9487	-2,9015
-4	-0,0021	-0,0127	-0,4220	-1,7484	-0,0989	-0,8864	-0,6370	-2,9270
-3	0,0018	-0,0110	0,8120	-1,3484	0,3951	-0,4913	3,4430	-1,5207
-2	-0,0112	-0,0222	-2,9116	-2,2418	-0,9304	-1,4217	-7,9542	-4,0851
-1	0,0060	-0,0162	1,2307	-1,7375	0,2665	-1,1552	2,1094	-3,2084
0	0,0027	-0,0135	0,9294	-1,3765	0,3683	-0,7869	3,1116	-2,1209
1	0,0012	-0,0122	0,1363	-1,2785	0,0953	-0,6916	0,6334	-1,8478
2	0,0016	-0,0106	0,1670	-1,1821	-0,1256	-0,8172	-1,0274	-2,0603
3	0,0032	-0,0075	0,7745	-0,9321	0,7034	-0,1138	5,3423	-0,5575
4	-0,0023	-0,0097	-0,7557	-1,0956	-0,2258	-0,3396	-1,8805	-1,0242
5	-0,0006	-0,0104	-0,1856	-1,1072	-0,1612	-0,5008	-1,4948	-1,3653
6	-0,0003	-0,0106	-0,0141	-1,0776	-0,1524	-0,6532	-1,2258	-1,6219
7	0,0068	-0,0038	1,8312	-0,6156	0,3043	-0,3488	2,4044	-1,0095
8	0,0001	-0,0037	0,1191	-0,5718	0,4469	0,0981	3,7780	-0,1158
9	-0,0018	-0,0055	-0,6161	-0,6951	-0,4851	-0,3870	-4,2319	-1,0592
10	-0,0062	-0,0117	-1,7303	-1,0560	-0,5635	-0,9505	-4,7222	-2,0641

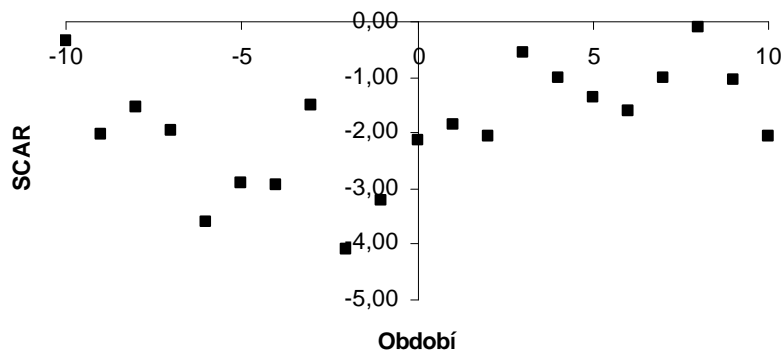
Při zkoumání výsledků v dané tabulce je první indicií hodnota *AR* v den události, který by měl být pozitivní. Tato **podmínka je splněna**. Lépe je však vývoj kumulovaných výnosů vidět na grafu. Pro ukázkou uvedeme graf pro vývoj *SCAR* pro tržní index (Graf 5.2.1) a pro vývoj *SCAR* pro souhrn cenných papírů (Graf 5.2.2).

**Graf 5.2.1 - Standardizované kumulované
abnormální výnosy pro tržní index**



V Grafu 5.2.1 pozorujeme pozitivní nárůst v období 0, které je následováno dalším pozvolným růstem až do období 3. V Grafu 5.2.2 vidíme podobný průběh v období 0, avšak další růst trvá pouze jedno období. Stejným prvkem pro oba grafy (a tedy i pro chování jak tržního indexu, tak souhrnu jednotlivých firem) je **prudký nárůst již v období -1**. Je tedy možné tvrdit, že informace o snížení základní úrokové míry „**prosáknou**“ na veřejnost o den dříve. Důležitou informací je chování v období 0, nemůžeme tedy tvrdit, že by v tomto případě byl trh neefektivní, máme však podezření na předběžné „**prosáknutí**“ informací o den dříve.

**Graf 5.2.2 - Standardizované kumulované
abnormální výnosy pro souhrn cenných papírů**



5.2.3. Nárůst základní úrokové sazby

Očekávání v případě nárůstu základní úrokové sazby jsou naprosto **opačná** než v případě jejího poklesu. Tedy v období 0 očekáváme záporný *AR*, tedy na *CAR* očekáváme negativní skok, který je následován nijak nepředvídaným chováním. Výsledky si můžeme shrnout v Tabulce 5.2.2.

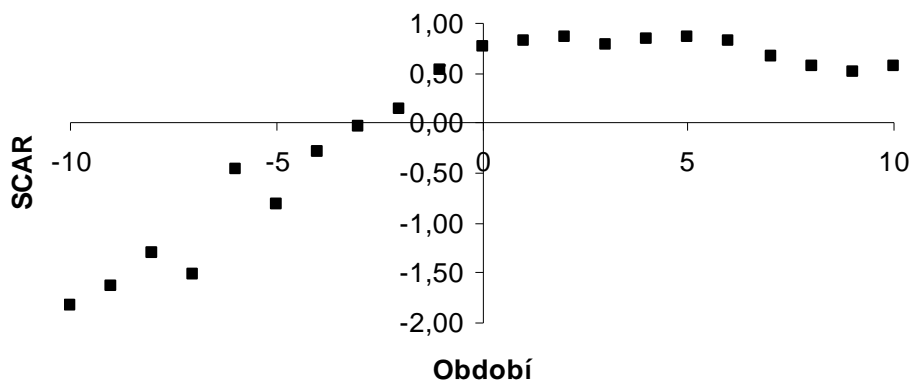
Tabulka 5.2.2 - Abnormální výnosy během období události (nárůst základní úrokové sazby)

Období	Tržní index				Souhrn cených papírů			
	AR	CAR	SAR	SCAR	AR	CAR	SAR	SCAR
-10	-0,0086	-0,0086	-1,8310	-1,8310	-0,9641	-0,9641	-6,5587	-6,5587
-9	-0,0040	-0,0126	-0,4817	-1,6353	-0,7473	-1,7114	-3,5375	-7,1391
-8	0,0006	-0,0119	0,0650	-1,2977	0,4767	-1,2347	2,8344	-4,1926
-7	-0,0020	-0,0139	-0,7938	-1,5207	-0,3369	-1,5716	-3,0422	-5,1520
-6	0,0108	-0,0031	1,9892	-0,4706	0,9633	-0,6084	6,1725	-1,8477
-5	-0,0059	-0,0090	-0,9287	-0,8087	-0,5900	-1,1984	-3,4040	-3,0763
-4	0,0057	-0,0033	1,2057	-0,2930	0,6126	-0,5858	3,5249	-1,5159
-3	0,0030	-0,0002	0,6809	-0,0334	0,3606	-0,2251	2,5739	-0,5080
-2	0,0036	0,0034	0,5181	0,1412	0,3177	0,0926	2,5541	0,3724
-1	0,0077	0,0111	1,2299	0,5229	0,8930	0,9856	6,2449	2,3281
0	0,0036	0,0147	0,8809	0,7642	0,2289	1,2145	1,5740	2,6944
1	0,0012	0,0159	0,2920	0,8160	-0,1398	1,0747	-0,8126	2,3451
2	0,0012	0,0172	0,3193	0,8725	0,7461	1,8208	4,7238	3,5633
3	-0,0010	0,0162	-0,1813	0,7923	-0,1401	1,6808	-0,6208	3,2677
4	0,0011	0,0173	0,3369	0,8524	0,0698	1,7506	0,3918	3,2581
5	0,0000	0,0173	0,1656	0,8668	-0,2573	1,4932	-1,4620	2,7891
6	0,0000	0,0173	-0,1015	0,8163	0,1359	1,6291	0,9948	2,9471
7	-0,0016	0,0157	-0,5069	0,6738	-0,1681	1,4610	-0,7721	2,6821
8	-0,0018	0,0139	-0,3850	0,5675	-0,2899	1,1711	-1,6694	2,2276
9	-0,0008	0,0131	-0,1976	0,5089	0,0261	1,1972	-0,1931	2,1280
10	0,0027	0,0159	0,3002	0,5622	0,0485	1,2457	0,2581	2,1331

Výsledek je **neočekávaný** – nejen, že v období 0 je *AR* i *SAR* kladný, výraznější negativní reakci nepozorujeme ani v následujících několika dnech. Pro lepší ilustraci opět uvedeme dva

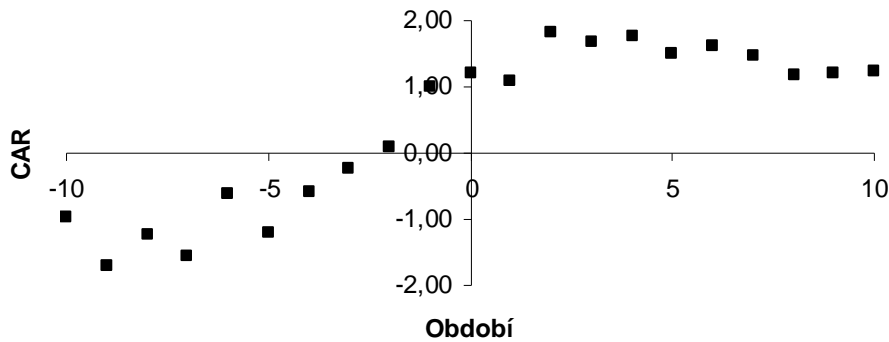
grafy stejného typu jako u pozitivních zpráv (Graf 5.2.3 – SCAR pro tržní index a Graf 5.2.4 – CAR pro souhrn cenných papírů).

Graf 5.2.3 - Standardizované kumulované abnormální výnosy pro tržní index



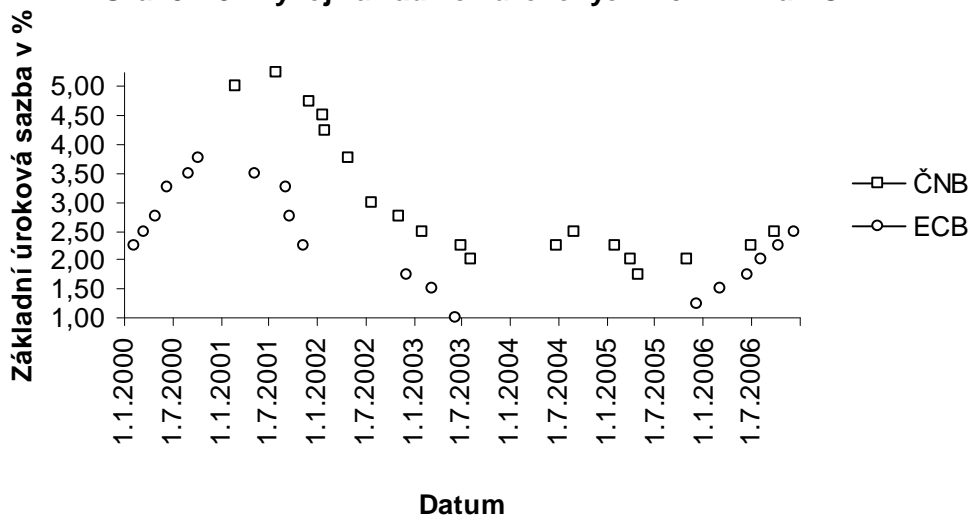
Vidíme, že v obou případech cenné papíry (resp. tržní index) reagují opačně, než bychom očekávali. Otázkou je, jak zásadně to ovlivní efektivitu akciového trhu. Zásadní **kritikou** daného výsledku je fakt, že v období 2000-2006 máme **pouze 6 pozorování**, kdy byla zvýšena základní úroková míra, těžko pak o daném chování můžeme něco tvrdit se statistickou signifikancí. Další námitkou je **velikost změny**, tedy velikost snížení základní úrokové sazby. Ve zkoumaných 6 případech šlo vždy o zvýšení o **pouhou čtvrtinu procentního bodu**, tedy o nejmenší možné zvýšení. Naproti tomu v případě snížení se změna pohybovala v rozmezí jedné až tří čtvrtin procentního bodu. Na obhajobu efektivních akciových trhů se dá tvrdit, že v období nula, kdy je oznámeno zvýšení základní úrokové sazby, končí rostoucí trend, který je nastartován v období -5. Byl by pak splněn účel, kvůli kterému se zvyšují úrokové sazby, tedy zastavení nadměrného růstu cen akcií. Daný účel by monetární politika podle zobrazených grafů splnila.

Graf 5.2.4 - Kumulované abnormální výnosy pro souhrn cenných papírů



Další možnou interpretací je zahrnutí očekávání do chování investorů. Česká republika vstoupila do **Evropské Unie** až v květnu 2004, avšak vliv **Evropské centrální banky** (ECB) na chování úrokových měr v České republice by se dal předpokládat již od roku 2000. Poznamenejme, že ECB upravuje základní úrokovou míru od roku 1999. Mohli bychom pak tvrdit, že ČNB pouze kopíruje s určitým zpožděním měnovou politiku ECB, tedy že investoři mohou po snížení úrokové míry ECB očekávat podobný krok od ČNB. Pro srovnání vývoje úrovně základních úrokových měr uvedeme Graf 5.2.5.

Graf 5.2.5 - Vývoj základních úrokových měr ČNB a ECB

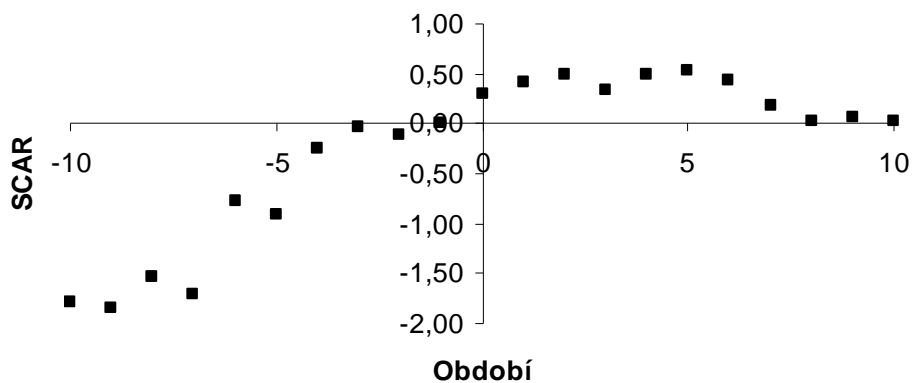


Je zřetelné, že úrokové míry k sobě **konvergují** a nakonec se dokonce střetávají na konci roku 2006 na úrovni 2,5 %. Jediný zřetelný interval, kdy je ČNB aktivní, zatímco ECB nechává

základní úrokovou míru na stejné úrovni, je období od začátku roku 2003 do konce roku 2005. Zkoumáním tohoto období bychom měli být schopni vyslovit více sofistikovaný závěr.

Rozdělme tedy ještě dané období opět podle toho, zda se základní úroková míra zvyšovala, či snižovala, navíc k nim přidejme ostatní **neočekávané události** (ve smyslu opačné změny ČNB oproti předcházející změně ECB). Faktem je, že neočekávané snížení úrokové míry se nevyskytlo, úroková míra ECB je stále pod úrokovou mírou ČNB, dalo se tedy očekávat, že k snížení dojde. Reakce na neočekávané zvýšení úrokových měr shrnuje Graf 5.2.6.

Graf 5.2.6 - Standardizované kumulované abnormální výnosy pro neočekávanou změnu

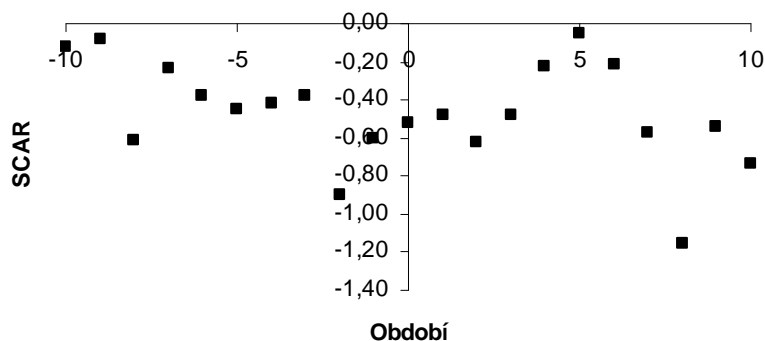


Chování standardizovaných nadměrných výnosů **není výrazně odlišné** pro všechny neočekávané události oproti reakci na všechna zvýšení úrokových měr. Další možností je, že ceny akcií reagují již na samotnou změnu základní úrokové míry od ECB. Prozkoumejme tedy i tuto možnost.

Během sledovaného období došlo k celkově **devatenácti změnám** základní úrokové sazby. Ve dvanácti případech se jednalo o zvýšení, tedy v našem případě o negativní zprávu, a v sedmi případech o snížení, tedy zpráva pozitivní. Dostáváme tedy více případů zvýšení sazby, což je důležité hlavně z důvodu, že jednou z možností nejasné reakce po změnách sazeb ČNB směrem nahoru byl právě nedostatek pozorování.

Jako první uvedeme reakce na snížení úrokových měr ECB, které shrnuje Graf 5.2.7.

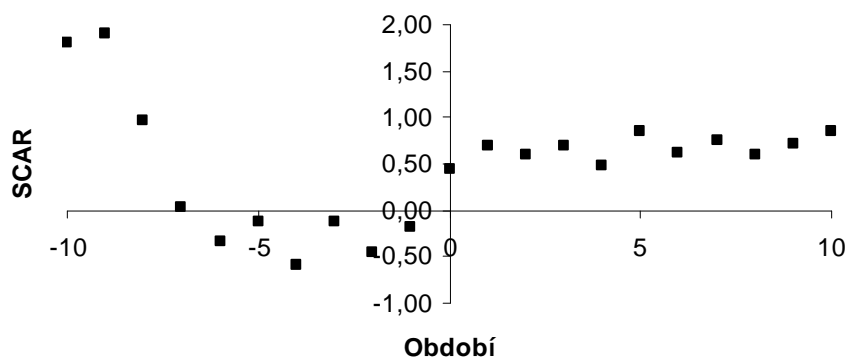
Graf 5.2.7 - Standardizované kumulované abnormální výnosy ECB



Pokud daný výsledek srovnáme s reakcí na snížení sazeb ČNB (Graf 5.2.1), můžeme pozorovat zajímavou **shodu**. Viditelným společným prvkem je pozitivní reakce **již den před oznámením**, kterou navíc předchází velký propad standardizovaných nadměrných výnosů stejně jako u ČNB. Dostáváme tak **stejnou reakci** na snížení sazby ECB jako v případě ČNB. Přejděme dále k reakcím na zvýšení úrokových sazeb, které jsou ilustrovány Grafem 5.2.8.

Setkáváme se s podobnou reakcí jako při zvýšení sazeb ČNB, tedy opačnou, než bychom čekali. Standardizované nadměrné výnosy jsou pozitivní, v tomto případě dokonce výrazněji než v případě ČNB. Rozdílných výsledků nedosáhneme ani při použití **mediánu** namísto průměru jako očekávaného výnosu. Vzorec chování vypadá stále stejně – pro pozitivní zprávu se reakce projevuje již den před oznámením, při negativní zprávě je reakce opačného než-li očekávaného směru, takováto monetární politika pak působí jako jakési přibrzdění růstu cen cenných papírů.

Graf 5.2.8 - Standardizované kumulované abnormální výnosy ECB



5.2.4. Shrnutí

Očekávání jsou splněna pro případ poklesu základní úrokové míry, kdy jsou agregované výnosy v průměru kladné jak pro tržní index, tak i pro souhrn jednotlivých cenných papírů. Zajímavým pozorováním je fakt, že k velkému nárůstu u kumulovaných výnosů dochází již **den před oficiálním oznámením**. Ne tak přesvědčivé výsledky dostáváme pro případ nárůstu základní úrokové míry, kde **nepozorujeme** přímo pokles agregovaných výnosů v den události, sledujeme však jistý zlom, kdy je zastaven rostoucí trend ze dní předešlých. Pokud zkoumáme navíc možnost očekávané změny, kde jako očekávanou změnu předpokládáme změnu jako předešlá změna ECB, **nedocházíme** k výrazně odlišným výsledkům pro očekávané a neočekávané změny základní úrokové míry. Další zkoumanou možností bylo, že české cenné papíry reagují na změnu sazeb ECB a tedy na změnu sazeb ČNB již reagují mírněji. Ukázalo se však, že cenné papíry reagují na **změny sazeb obou centrálních bank** velice podobně.

Pokusme se tedy na základě výše uvedených zjištění vyslovit tvrzení o obecné reakci cen českých akcií na změnu základní úrokové míry. Prvním zásadním důsledkem je fakt, že cenné papíry reagují na změnu úrokové míry směrem dolů, tedy **základní úrokové míry jsou podstatnou částí celkového diskontního faktoru** zmíněného na začátku celé podkapitoly. Druhým důsledkem je zjevné „**prosáknutí**“ informace o snížení sazeb již jeden den před samotným oznámením. K třetímu důsledku se dopracujeme logickou úvahou. Úroková míra má vliv na cenu akcií, zároveň však cenné papíry spíše nereagují na zvýšení sazeb, a to ani u sazeb ČNB ani ECB. Pokud zahrneme očekávání, nepozorujeme výrazné odlišnosti od chování bez očekávání. Nutným závěrem je pak tvrzení, že **zvýšení základní úrokové míry nemá zásadní vliv** na cenu akcií, jelikož investoři **očekávají** následné zpětné snížení sazeb.

6. Závěr

Začneme-li shrnutím výsledků pro **slabou formu efektivních trhů**, musíme konstatovat, že k jednoznačnému výsledku jsme **nedospěli**. Výsledky testů jsou často ovlivněny **porušením jejich předpokladů**. Přestože část testů byla neparametrická, zjištění jsou stále nejasná. Zásadním výsledkem je fakt, že výnosy cenných papírů se nechovají jako náhodná procházka okolo nulové hodnoty. Závěry z většiny testů tomu napovídají. Na druhou stranu však napovídají o tom, že se jedná o **náhodnou procházku okolo nenulové hodnoty**. Pro testy okolo mediánu a průměru jsou zjištění více jasná. Shrňeme-li tedy testy předpovědí výnosů, **nemůžeme slabou formu jistě zamítnout**.

Při podrobném zkoumání tržních anomálií byl zčásti zjištěn podobný efekt jako na světových trzích. **Lednové výnosy jsou signifikantně vyšší** než průměrné denní výnosy celého roku. Navíc však byl zjištěn **signifikantně vyšší výnos v prosinci**, nejvíce však v posledních dnech (konkrétně dnech po Vánocích). Zajímavé je navíc zjištění o **signifikantně nižších výnosech v měsících květnu a červnu**. Tento jev zřetelně vypovídá o vyšší volatilitě chování výnosů v průběhu roku ve srovnání se světovými trhy, kde byl běžně pozorován pouze jeden měsíc, kdy byly výnosy signifikantně odlišné, v případě českého trhu však zjišťujeme čtyři.

V případě **Efektu dnů v týdnu** jsme dospěli k odlišným výsledkům než na světových trzích – výnosy jsou **signifikantně nižší ve středu** a **signifikantně vyšší ve čtvrtek**. Jako možný důvod bylo zjištěno jakési „odsunutí pondělí až na středu“, tedy že obchodní aktivita začíná až ve středu, což bylo potvrzeno na zkoumání objemů transakcí během jednotlivých dní. Avšak při zkoumání efektu v jednotlivých letech jsme zjistili, že v každém roce je **signifikantně odlišná jiná kombinace dní**. Zajímavé je, že pondělí nikdy nebylo signifikantně odlišné, což jedině potvrdilo tvrzení o započítání obchodů až později v týdnu. V jakési podmnožině Efektu dnů v týdnu, tedy **Efektu státních svátků**, jsme dospěli k závěru konzistentnímu s předešlým. Volný den před obchodním dnem nemá na výnos výrazný vliv.

Samotné **testování středně silné formy efektivních kapitálových trhů** odhalilo, že cenné papíry hlavního trhu BCPP na výrazné zprávy (tedy v našem případě 11. září 2001) reagují v dostatečné míře, avšak **ne dostatečně rychle**. Záporné abnormální výnosy byly pozorovány až do devatenáctého obchodního dne po události, kdy začal rostoucí trend.

Závěrečné zkoumání **reakce na změnu základní úrokové míry** prozradilo, že informace ohledně dané události prosáknou na veřejnost **o den dříve**, než jsou oznámeny. Zásadní reakce byla pozorována u snížení úrokových sazeb, a to jak u ČNB, tak i ECB. Je nutné zmínit, že reakce je však pouze **krátkodobá** a abnormální výnosy se během krátkého období vrací na **původní hladinu**. U zvýšení úrokových sazeb dospíváme k závěru, že samotné zvýšení nemá zásadní vliv na výnosy, investoři **očekávají návrat** na původní hladinu.

7. Příloha

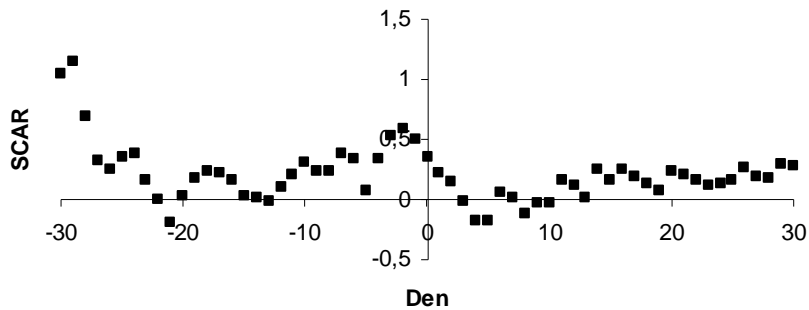
Tabulka A5.1.1 – Abnormální výnosy během období události (11.9.2001)

Období	SAR	SCAR	SAR(SW)	SCAR(SW)	SAR(D)	SCAR(D)
-30	1,0511	1,0511	0,8033	0,8033	0,9366	0,9366
-29	0,5746	1,1496	0,0612	0,6113	0,3480	0,9083
-28	-0,4284	0,6913	-0,3023	0,3246	-0,3861	0,5188
-27	-0,5549	0,3212	-0,7549	-0,0963	-0,6227	0,1379
-26	-0,0906	0,2468	-0,1845	-0,1687	-0,1543	0,0543
-25	0,3270	0,3588	0,0888	-0,1177	0,2178	0,1385
-24	0,1451	0,3870	-0,3774	-0,2516	-0,0625	0,1046
-23	-0,5584	0,1646	-0,0371	-0,2485	-0,3521	-0,0266
-22	-0,4435	0,0074	-0,3278	-0,3436	-0,4163	-0,1639
-21	-0,6269	-0,1913	0,1963	-0,2638	-0,3572	-0,2684
-20	0,7043	0,0300	1,2865	0,1363	0,8949	0,0139
-19	0,5002	0,1731	0,1849	0,1839	0,3877	0,1252
-18	0,2404	0,2330	-0,3327	0,0844	0,0026	0,1210
-17	-0,0005	0,2244	-0,0631	0,0645	-0,0479	0,1038
-16	-0,2118	0,1621	-0,1405	0,0260	-0,1951	0,0499
-15	-0,4965	0,0328	-0,2315	-0,0327	-0,3902	-0,0492
-14	-0,0561	0,0182	-0,0165	-0,0357	-0,0443	-0,0585
-13	-0,1345	-0,0140	-0,2257	-0,0879	-0,1799	-0,0992
-12	0,5032	0,1018	1,0837	0,1631	0,6973	0,0634
-11	0,4997	0,2110	0,8447	0,3478	0,6238	0,2013
-10	0,5035	0,3158	0,2823	0,4011	0,4250	0,2892
-9	-0,3477	0,2344	-0,5762	0,2690	-0,4336	0,1901
-8	0,0145	0,2323	-0,1611	0,2295	-0,0459	0,1763
-7	0,7281	0,3760	0,4451	0,3155	0,6100	0,2971
-6	-0,1744	0,3335	-0,3887	0,2314	-0,2709	0,2369
-5	-1,3285	0,0665	-1,8931	-0,1444	-1,5163	-0,0650
-4	1,4367	0,3418	1,6212	0,1703	1,4712	0,2193
-3	1,0245	0,5292	0,8476	0,3274	0,9304	0,3912
-2	0,3328	0,5818	0,2232	0,3632	0,2761	0,4357
-1	-0,4155	0,4962	-0,7009	0,2291	-0,5298	0,3316
0	-0,7854	0,3471	-1,2354	0,0035	-0,9136	0,1621
1	-0,7158	0,2151	-1,4819	-0,2585	-1,0088	-0,0188
2	-0,3976	0,1426	0,1361	-0,2309	-0,2267	-0,0579
3	-0,8909	-0,0123	-1,9290	-0,5583	-1,2612	-0,2734
4	-1,0126	-0,1833	-1,2132	-0,7553	-1,0648	-0,4494
5	0,0378	-0,1744	0,1850	-0,7139	0,0963	-0,4271
6	1,4453	0,0655	2,3447	-0,3187	1,7358	-0,1359
7	-0,2757	0,0199	-0,5205	-0,3989	-0,3507	-0,1910
8	-0,8943	-0,1235	-1,0193	-0,5570	-0,9285	-0,3372
9	0,5822	-0,0299	0,8544	-0,4149	0,6795	-0,2255
10	-0,0172	-0,0322	0,4521	-0,3392	0,1871	-0,1935
11	1,3012	0,1689	1,6396	-0,0822	1,4430	0,0314
12	-0,3188	0,1183	-0,6622	-0,1822	-0,4587	-0,0389

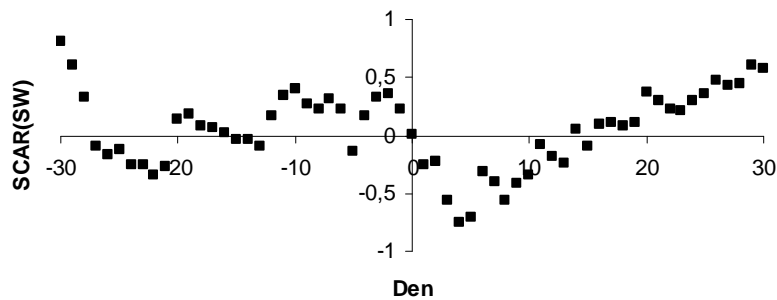
Tabulka A5.1.1 (pokračování)

13	-0,6825	0,0141	-0,4423	-0,2468	-0,5764	-0,1253
14	1,5375	0,2431	2,0280	0,0583	1,6536	0,1226
15	-0,5764	0,1555	-0,9868	-0,0879	-0,7208	0,0150
16	0,6441	0,2478	1,2014	0,0883	0,8369	0,1369
17	-0,3369	0,1966	0,1243	0,1053	-0,1731	0,1105
18	-0,3872	0,1392	-0,1862	0,0777	-0,3356	0,0614
19	-0,4128	0,0795	0,2470	0,1118	-0,1773	0,0357
20	1,1501	0,2397	1,9054	0,3775	1,3915	0,2302
21	-0,2427	0,2038	-0,5415	0,2988	-0,3618	0,1778
22	-0,3341	0,1559	-0,5426	0,2214	-0,4223	0,1181
23	-0,2886	0,1152	-0,1057	0,2050	-0,2165	0,0875
24	0,0888	0,1261	0,7333	0,3020	0,3258	0,1306
25	0,3132	0,1669	0,4272	0,3564	0,3219	0,1725
26	0,7252	0,2614	0,9479	0,4788	0,7687	0,2728
27	-0,5433	0,1878	-0,3157	0,4332	-0,4654	0,2093
28	-0,0702	0,1771	0,0977	0,4422	-0,0059	0,2068
29	0,9703	0,3009	1,2511	0,6000	1,0334	0,3384
30	-0,1966	0,2732	-0,1109	0,5809	-0,1999	0,3101

Graf A5.1.1 - Standardizované kumulované abnormální výnosy podle tržního modelu



Graf A5.1.2 - Standardizované kumulované abnormální výnosy podle Scholes-Williams modelu



Tabulka A5.1.2 – Abnormální výnosy tržního indexu během období události (11.9.2001)

Období	AR	SAR	SAR	SCAR	Období	AR	SAR	SAR	SCAR
-30	-0,709	-0,709	-0,477	-0,477	1	-2,619	-9,665	-1,763	-1,150
-29	-1,899	-2,607	-1,278	-1,241	2	1,651	-8,014	1,112	-0,939
-28	0,221	-2,386	0,149	-0,927	3	-3,559	-11,572	-2,395	-1,336
-27	-0,659	-3,044	-0,443	-1,025	4	-0,699	-12,271	-0,470	-1,396
-26	-0,419	-3,463	-0,282	-1,042	5	0,451	-11,820	0,304	-1,326
-25	-0,829	-4,292	-0,558	-1,179	6	3,251	-8,568	2,188	-0,948
-24	-1,799	-6,090	-1,211	-1,549	7	-0,769	-9,337	-0,517	-1,019
-23	1,681	-4,409	1,132	-1,049	8	-0,619	-9,955	-0,416	-1,073
-22	0,281	-4,127	0,189	-0,926	9	1,031	-8,924	0,694	-0,950
-21	2,531	-1,596	1,704	-0,340	10	1,601	-7,323	1,078	-0,770
-20	1,971	0,375	1,327	0,076	11	1,461	-5,861	0,984	-0,609
-19	-0,859	-0,483	-0,578	-0,094	12	-1,339	-7,200	-0,901	-0,739
-18	-1,959	-2,442	-1,318	-0,456	13	0,771	-6,428	0,519	-0,652
-17	-0,289	-2,730	-0,194	-0,491	14	1,881	-4,547	1,266	-0,456
-16	0,171	-2,559	0,115	-0,445	15	-1,269	-5,816	-0,854	-0,577
-15	0,881	-1,678	0,593	-0,282	16	1,871	-3,944	1,260	-0,387
-14	0,141	-1,536	0,095	-0,251	17	1,421	-2,523	0,957	-0,245
-13	-0,289	-1,825	-0,194	-0,290	18	0,491	-2,031	0,331	-0,195
-12	2,021	0,197	1,361	0,030	19	2,031	0,000	1,367	0,000
-11	1,271	1,468	0,856	0,221	20	2,621	2,621	1,764	0,247
-10	-0,649	0,819	-0,437	0,120	21	-1,109	1,513	-0,746	0,141
-9	-0,869	-0,049	-0,585	-0,007	22	-0,759	0,754	-0,511	0,070
-8	-0,559	-0,608	-0,376	-0,085	23	0,541	1,296	0,364	0,119
-7	-0,859	-1,466	-0,578	-0,201	24	2,011	3,307	1,354	0,300
-6	-0,789	-2,255	-0,531	-0,304	25	0,251	3,558	0,169	0,320
-5	-2,099	-4,354	-1,413	-0,575	26	0,871	4,430	0,587	0,395
-4	0,741	-3,612	0,499	-0,468	27	0,641	5,071	0,432	0,448
-3	-0,539	-4,151	-0,363	-0,528	28	0,501	5,573	0,337	0,488
-2	-0,369	-4,519	-0,248	-0,565	29	1,051	6,624	0,708	0,576
-1	-0,939	-5,458	-0,632	-0,671	30	0,331	6,955	0,223	0,599
0	-1,589	-7,047	-1,069	-0,852					

Tabulka A4.1.1 – Výnosy jednotlivých cenných papírů

Měsíc	LEDEN	ÚNOR	BŘEZEN	DUBEN	KVĚTEN	ČERVEN	ČERVENEC	SRPEN	ZÁŘÍ	ŘÍJEN	LISTOPAD	PROSINEC
Cenný papír												
ČEZ	6,57 7,9202	6,70 11,7463	1,20 4,2061	0,69 5,5087	0,32 7,3574	-1,64 10,6697	8,18 8,6487	4,15 8,3350	1,04 15,6456	2,96 12,7273	2,94 12,1138	7,24 7,8976
CME	2,09 0,0000	-2,00 0,0000	14,64 0,0000	-9,64 0,0000	-10,11 0,0000	6,64 0,0000	-2,39 1,7607	5,83 6,3003	4,23 10,5783	-1,88 13,8452	7,41 16,1645	-2,60 5,5861
ERSTE	-0,33 6,1838	5,33 3,2687	2,63 4,8301	0,45 5,7194	0,75 7,1090	3,03 1,3854	1,78 1,8217	3,10 3,2148	3,29 3,3273	2,85 6,0704	1,78 5,3421	5,91 6,4691
KB	10,51 10,6912	5,75 6,8953	2,43 11,0735	-1,72 8,5179	1,32 12,2143	-2,89 7,1460	2,76 9,9715	3,14 3,9864	0,44 5,1836	5,88 4,9268	-1,64 9,2039	3,91 9,4777
O2	6,80 6,5502	-2,30 13,7374	2,34 8,6699	0,78 5,0491	-1,25 5,0123	-7,04 11,5700	2,58 8,6961	-2,39 10,8465	-8,06 9,3383	4,02 11,0441	0,72 19,3642	6,05 15,2717
ORCO	18,84 0,0000	11,32 2,1920	-0,33 7,8418	6,76 12,5016	-8,85 10,2106	3,63 8,5348	3,08 1,2728	5,50 2,2203	11,11 5,3528	-6,47 4,2780	2,14 7,2054	6,81 1,9870
PM	2,33 5,8275	1,63 5,6367	-0,60 7,7972	-6,89 5,6515	2,27 12,5808	0,64 5,8267	4,36 8,2387	-2,85 11,6184	1,95 5,3562	1,01 9,7830	0,69 5,9401	5,01 4,0951
UNIPETROL	11,89 12,8887	3,01 20,1410	-4,04 9,1039	4,54 10,6653	-1,53 20,0918	-0,24 3,8577	2,38 12,2505	4,70 10,0388	2,65 12,7504	3,28 8,4153	2,59 7,3667	2,84 4,1141
ZENTIVA	3,93 0,9899	6,17 8,6621	3,65 6,8307	-3,60 6,2862	-8,06 3,5143	3,60 5,0555	5,11 3,2836	5,85 6,4098	8,74 11,7180	1,13 6,5637	1,98 5,9870	6,31 4,2412

V tabulce jsou uvedeny průměrné měsíční výnosy pro daný cenný papír, pod nimi kurzívou korespondující standardní odchylky, tučně vyznačené výnosy značí měsíc pro daný cenný papír nejvýnosnější v období 2000-2006 (s ohledem na působení cenného papíru na BCPP).

Tabulka A4.1.2

Průměrné denní výnosy měsíce ledna					
Den	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
2	-0,0692	1,8109	25	-1,0679	0,2962
3	0,7463	1,9626	32	1,3167	0,1976
4	1,4758	2,9456	26	2,0972	0,0463 ^b
5	0,1088	2,0397	32	-0,5621	0,5781
6	0,7312	1,9881	33	1,2750	0,2115
7	0,3931	2,1248	29	0,2319	0,8183
8	-0,8023	1,6826	22	-3,1921	0,0044 ^a
9	0,8568	1,9076	31	1,6671	0,1059
10	0,3543	2,1501	40	0,1509	0,8808
11	0,4384	1,6769	31	0,4593	0,6493
12	-0,0875	2,0145	32	-1,1392	0,2634
13	0,2376	1,6209	33	-0,2460	0,8073
14	0,5869	1,4696	29	1,0699	0,2938
15	0,5732	1,8797	22	0,6931	0,4958
16	0,3858	1,4589	31	0,3204	0,7509
17	0,5168	1,6839	37	0,7926	0,4332
18	-0,7484	1,0408	31	-5,8275	0,0000 ^a
19	1,0378	2,0585	32	2,0842	0,0455 ^b
20	0,2409	2,1891	33	-0,1731	0,8637
21	0,2790	1,6865	29	-0,0849	0,9330
22	-0,0982	2,0124	22	-0,9713	0,3424
23	-0,0297	1,4472	31	-1,3306	0,1933
24	0,6008	2,0696	37	0,9004	0,3739
25	0,4497	2,3008	31	0,3630	0,7191
26	-0,2566	2,0880	32	-1,5729	0,1259
27	0,3330	1,5398	33	0,1095	0,9135
28	0,5914	0,8424	29	1,8960	0,0683 ^c
29	-0,1577	1,3238	22	-1,6948	0,1049
30	0,0110	1,0991	31	-1,5391	0,1343
31	0,4411	1,6781	37	0,5115	0,6121
<p>"Mean" značí průměrný denní výnos v daném dnu měsíce pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "N" značí počet pozorování daného dnu v měsíci, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný denní výnos v daném dni měsíce je roven průměru ostatních dní měsíce.</p>					
<p>^a nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1 %</p>					
<p>^b nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5 %</p>					
<p>^c nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10 %</p>					

Tabulka A4.1.3

Průměrné denní výnosy měsíce prosince					
Den	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
1	0,8022	1,6185	36	2,5003	0,0172 ^b
2	0,1632	2,1344	28	0,0332	0,9737
3	-0,2258	1,9407	24	-0,9821	0,3363
4	0,0794	1,9035	31	-0,2145	0,8316
5	1,1773	2,0905	40	3,2141	0,0026 ^a
6	-0,0293	1,8516	41	-0,6422	0,5244
7	0,0346	1,8814	35	-0,3763	0,7090
8	0,2939	1,7916	36	0,4976	0,6219
9	-0,2618	2,0282	28	-1,1121	0,2759
10	0,0513	1,2313	24	-0,4075	0,6874
11	0,3265	1,1884	31	0,8540	0,3999
12	0,5393	1,6530	40	1,5397	0,1317
13	0,0788	1,2043	40	-0,3885	0,6998
14	0,6603	1,4704	34	2,0924	0,0442 ^b
15	-0,2247	1,2464	34	-1,8147	0,0787 ^c
16	-0,0885	0,9456	27	-1,3573	0,1864
17	-1,7492	2,8815	24	-3,3406	0,0028 ^a
18	0,5070	2,8177	30	0,7174	0,4789
19	0,6110	2,4887	40	1,2113	0,2331
20	-0,4848	1,7999	40	-2,3082	0,0264 ^b
21	-0,3734	1,2959	35	-2,4732	0,0185 ^b
22	0,4539	1,7330	36	1,0875	0,2843
23	0,3625	1,1807	28	0,9840	0,3338
27	0,7383	1,2002	40	3,2054	0,0027 ^a
28	0,4529	1,2078	34	1,5117	0,1401
29	0,8933	0,8706	36	5,2978	0,0000 ^a
30	0,5219	1,1173	27	1,7877	0,0855 ^c
<p>"Mean" značí průměrný denní výnos v daném dnu měsíce pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "N" značí počet pozorování daného dnu v měsíci, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný denní výnos v daném dni měsíce je roven průměru ostatních dní měsíce.</p>					
<p>^a nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1 %</p>					
<p>^b nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5 %</p>					
<p>^c nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10 %</p>					

Tabulka A4.1.4

Průměrné denní výnosy měsíce května					
Den	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
2	0,6200	2,0492	38	2,0776	0,0447 ^b
3	-0,7618	1,9489	38	-2,3371	0,0250 ^b
4	-0,7703	2,2485	33	-1,9100	0,0651 ^c
5	0,5118	1,8025	34	1,8720	0,0701 ^c
6	0,1712	1,5136	25	0,7477	0,4619
7	0,1655	1,9800	22	0,5221	0,6071
9	0,5621	2,0003	38	1,9437	0,0596 ^c
10	-0,6205	2,9141	38	-1,2537	0,2178
11	0,7061	2,0786	33	2,1547	0,0388 ^b
12	-0,4056	1,4710	34	-1,4679	0,1516
13	-0,9612	1,5855	25	-2,9804	0,0065 ^a
14	-0,4062	2,0839	21	-0,8157	0,4243
15	-1,0830	1,4818	30	-3,9591	0,0004 ^a
16	-0,2524	1,8250	38	-0,7155	0,4788
17	-0,2747	2,1930	38	-0,6605	0,5131
18	0,5521	3,2230	33	1,1058	0,2771
19	0,1365	2,7341	34	0,4061	0,6873
20	-0,1296	1,7829	25	-0,2379	0,8140
21	0,0682	1,9177	22	0,2930	0,7724
22	-1,7873	4,4888	30	-2,1960	0,0362 ^b
23	1,1811	1,7514	38	4,4735	0,0001 ^a
24	-0,9111	2,4081	38	-2,2865	0,0280 ^b
25	0,5739	1,9484	33	1,8957	0,0671 ^c
26	1,3532	1,4712	34	5,7434	0,0000 ^a
27	0,5720	1,6323	25	1,9635	0,0613 ^c
28	0,2868	1,3357	22	1,2148	0,2379
29	0,2027	1,4193	30	0,9992	0,3260
30	-0,5834	1,4702	38	-2,3241	0,0257 ^b
31	-0,1442	2,1252	38	-0,2899	0,7735

"Mean" značí průměrný denní výnos v daném dnu měsíce pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "N" značí počet pozorování daného dnu v měsíci, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný denní výnos v daném dni měsíce je roven průměru ostatních dní měsíce.

^a nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1 %
^b nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5 %
^c nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10 %

Tabulka A4.1.5

Průměrné denní výnosy měsíce června					
Den	Mean	SD	N	t-statistic	p-value
1	0,1945	1,5133	33	0,9430	0,3528
2	1,0897	1,5233	34	4,4957	0,0001 ^a
3	0,9252	2,2478	25	2,2338	0,0351 ^b
4	0,1305	1,6215	22	0,5268	0,6039
5	-0,5050	1,4140	30	-1,8410	0,0759 ^c
6	-0,4724	1,8179	38	-1,4971	0,1429
7	-0,5639	2,0137	38	-1,6415	0,1092
8	-0,7488	2,6174	33	-1,5966	0,1202
9	-0,5900	1,4946	34	-2,1972	0,0351 ^b
10	0,1512	1,6699	25	0,6095	0,5479
11	0,8355	2,3624	22	1,8096	0,0847 ^c
12	-1,0180	2,1710	30	-2,5379	0,0168 ^b
13	-1,1200	2,6895	38	-2,5475	0,0151 ^b
14	-0,3229	2,1767	38	-0,8124	0,4217
15	1,6403	4,0050	33	2,5016	0,0177 ^b
16	0,5074	2,5855	34	1,2900	0,2060
17	0,7538	2,1485	24	1,8855	0,0721 ^c
18	-1,3018	2,1040	22	-2,8971	0,0086 ^a
19	0,9967	2,0300	30	2,9091	0,0069 ^a
20	-0,0500	1,5450	38	-0,0182	0,9856
21	-0,5413	1,5248	38	-2,0732	0,0452 ^b
22	-0,0794	0,9907	33	-0,2028	0,8406
23	-0,0900	1,8088	34	-0,1481	0,8832
24	-1,3124	1,3747	25	-4,7666	0,0001 ^a
25	-0,9645	3,0463	22	-1,4637	0,1581
26	-0,2717	2,6964	30	-0,4751	0,6383
27	0,9300	1,6379	39	3,8481	0,0004 ^a
28	-1,2793	2,1289	40	-3,7914	0,0005 ^a
29	1,0457	1,9873	35	3,3607	0,0019 ^a
30	0,8581	2,0765	36	2,7011	0,0106 ^b
<p>"Mean" značí průměrný denní výnos v daném dnu měsíce pro všechny cenné papíry, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "N" značí počet pozorování daného dnu v měsíci, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný denní výnos v daném dni měsíce je roven průměru ostatních dní měsíce.</p>					
<p>^a nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 1 %</p>					
<p>^b nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 5 %</p>					
<p>^c nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti 10 %</p>					

Tabulka A4.2.1 – Průměrné denní výnosy jednotlivých cenných papírů

Den	Statistiky	PONDĚLÍ	ÚTERÝ	STŘEDA	ČTVRTEK	PÁTEK
Cenný papír						
ČEZ	mean	0,04	0,12	0,15	0,27	0,20
	SD	2,1785	1,9695	2,0126	2,1351	1,8161
	N	342	349	346	352	353
	t-statistic	-1,2152	-0,4602	-0,0762	1,2637	0,5802
	p-value	0,2251	0,6457	0,9393	0,2072	0,5621
CME	mean	0,49	0,19	0,18	-0,31	-0,21
	SD	1,6073	1,7664	1,5899	1,6547	2,1562
	N	74	76	76	76	76
	t-statistic	2,8370	0,7539	0,7465	-2,4794	-1,4086
	p-value	<i>0,0059</i>	0,4532	0,4577	<i>0,0154</i>	0,1631
ERSTE	mean	0,10	0,04	0,27	0,21	0,00
	SD	1,5101	1,3810	1,5286	1,4020	1,5204
	N	210	215	214	213	216
	t-statistic	-0,2993	-1,1440	1,6911	1,1721	-1,4536
	p-value	0,7650	0,2539	0,0923	0,2425	0,1475
KB	mean	0,17	0,15	-0,08	0,26	0,07
	SD	1,9452	1,9196	2,2320	2,1012	1,8918
	N	344	352	352	353	355
	t-statistic	0,6368	0,4061	-1,9952	1,6216	-0,5212
	p-value	0,5247	0,6849	<i>0,0468</i>	0,1058	0,6026
O2	mean	0,01	0,01	-0,27	0,17	0,14
	SD	2,1532	2,2053	2,4507	2,3439	2,1890
	N	345	352	352	353	355
	t-statistic	-0,0269	-0,0316	-2,6915	1,5777	1,3909
	p-value	0,9786	0,9748	<i>0,0075</i>	0,1155	0,1651
ORCO	mean	0,26	0,18	0,11	0,20	0,16
	SD	1,4417	1,6512	1,8478	1,8098	1,4933
	N	93	98	97	97	98
	t-statistic	0,6784	-0,0276	-0,4559	0,1032	-0,2005
	p-value	0,4992	0,9780	0,6495	0,9180	0,8415
PM	mean	0,04	-0,03	-0,06	0,13	0,12
	SD	1,8350	1,8903	1,6439	1,9501	1,8316
	N	344	352	352	353	355
	t-statistic	0,0285	-0,8955	-1,4905	1,1352	1,0306
	p-value	0,9773	0,3712	0,1370	0,2571	0,3035
UNIPETROL	mean	0,16	0,13	-0,08	0,12	0,25
	SD	2,6152	2,5263	2,2912	2,1737	2,1106
	N	344	353	352	353	355
	t-statistic	0,3463	0,1035	-1,9597	0,0502	1,5244
	p-value	0,7294	0,9176	0,0508	0,9600	0,1283
ZENTIVA	mean	0,06	0,22	0,07	0,31	0,14
	SD	1,8319	1,5257	1,8857	1,9529	1,6828
	N	124	127	127	127	127
	t-statistic	-0,7474	0,5815	-0,7118	1,1012	-0,1840
	p-value	0,4562	0,5620	0,4779	0,2729	0,8543

"Mean" značí průměrný výnos v daném dni pro daný cenný papír, "SD" značí korespondující směrodatnou odchylku, "N" značí počet pozorování daného dne, "t-statistic" a k ní korespondující "p-value" testují nulovou hypotézu, že průměrný výnos daného dne je roven průměru ostatních dní. Nejvyšší výnosy pro daný cenný papír je vyznačen tučně, navíc nulovou hypotézu zamítáme alespoň na 5% hladině významnosti pro hodnoty vyznačené kurzívou.

8. Literatura

- [1] BHARDWAJ, Ravinder AND BROOKS, Leroy. The January Anomaly: Effects of Low Share Price, Transactions Costs, and Bid-Ask Bias. *The Journal of Finance*, 1992, roč. 47, č. 2, s. 553-575.
- [2] CIPRA, Tomáš. Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii, *Nakladatelství technické literatury, Praha, 1986. 248 stran.*
- [3] CHAN, K.C. Can Tax-Loss Selling Explain the January Seasonal in Stock Returns? *The Journal of Finance*, 1986, roč. 41, č. 5, s. 1115-1128.
- [4] CHANG, Eric AND PINEGAR, Michael AND RAVICHANDRAN, R. International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, roč. 28, č. 4, s. 497-513.
- [5] DIMSON, Elroy. Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading. *Journal of Financial Economics*, 1979, roč. 7, s. 197-226.
- [6] ELTON, E., GRUBER, M., BROWN, S., GOETZMANN, W. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis (6th Edition). *John Wiley & Sons, Inc., New York, 2003. 736 stran.*
- [7] FAMA, Eugene. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 1970, roč. 25, s. 383-417.
- [8] FAMA, Eugene. Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 1991, roč. 46, č. 5, s. 1575-1617.
- [9] FILER, Randall AND HANOUSEK, Jan. The Extent of Efficiency in Central European Equity Markets. *CERGE-EI Working Paper 104, Praha. 31 stran. ISSN 1211-3298.*
- [10] GIBBONS, Michael AND HESS, Patrick. Day of the Week Effects and Asset Returns. *The Journal of Business*, 1981, roč. 54, č. 4, s. 579-596.
- [11] HARRIS, Lawrence. A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 1986, roč. 16, s. 99-117.
- [12] JONES, Steven AND LEE, Winson AND APENBRINK, Rudolf. New Evidence on the January Effect Before Personal Income Taxes. *The Journal of Finance*, 1991, roč. 46, č. 5, s. 1909-1924.

- [13] JONES, Charles AND PEARCE, Douglas AND WILSON, Jack. Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note. *The Journal of Finance*, 1987, roč. 42, č. 2, s. 453-461.
- [14] KHOTARI, S.P. AND WARNER, Jerold. Econometrics of Event Studies. *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, 2006, Volume A. 53 stran.
- [15] LIU, Christina AND HE, Jia. A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates. *The Journal of Finance*, 1991, roč. 46, č. 2, s. 773-785.
- [16] MALKIEL, Burton. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 2003, roč. 17, č. 1, s. 59-82.
- [17] PETERSON, Pamela. Event Studies: A Review of Issues and Metodology. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 1989, roč. 28, s. 36-66.
- [18] PETTIT, Richardson. Dividend Announcements, Security Performance, and Capital Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 1972, roč. 27, č. 5, s. 993-1007.
- [19] REINGANUM, Mark. The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January. *Journal of Financial Economics*, 1983, roč. 12, s 89-104.
- [20] RITTER, Jay. The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year. *The Journal of Finance*, 1988, roč. 43, č. 3, 701-717.
- [21] SCHOLLES, Myron AND WILLIAMS, Joseph. Estimating Betas from Nonsynchronous Data. *Journal of Financial Economics*, 1977, roč. 5, s. 309-328.
- [22] SEYHUN, Nejat. The January Effect and Aggregate Insider Trading. *The Journal of Finance*, 1988, roč. 43, č. 1, s. 129-141.
- [23] VÍŠEK, Jan Amos. Statistická analýza dat. *Skriptum, ČVUT, fakulta jaderná a fyzikálně inženýrská, Praha, 1998. 187 stran.*

Internetové zdroje:

<http://www.pse.cz>

<http://www.akcie.com>

<http://www.jstor.org>

<http://www.cnb.cz>

Projekt bakalářské práce

Termín bakalářské zkoušky: letní semestr 2006/2007
Autor bakalářské práce: Ladislav Křišťoufek
Vedoucí bakalářské práce: Doc. Ing. Oldřich Dědek, CSc.

Téma: Testování středně silné formy teorie efektivních kapitálových trhů na akciový trh v ČR v letech 2000-2006

Cíl práce:

Cílem práce je otestovat efektivitu českého akciového trhu. Hlavním úkolem je ověřit středně silnou formu, jejíž nutnou podmínkou je však i forma slabá, která pak je taktéž součástí práce.

Práce je rozdělena na dvě hlavní části. V první jsou zavedeny základní pojmy teorie efektivních trhů, společně s trochou historie a problematických témat.

Druhou část lze pak rozdělit do dalších tří částí. Postupně testujeme slabou a středně silnou formu metodami, které jsou používané ve světové literatuře. Jako most mezi dvěma formami jsou zkoumány i tržní anomálie. Hlavní důraz je kladen na Lednový efekt a Efekt dnů v týdnu. Cílem práce je samozřejmě nejen testovat dané hypotézy, ale i diskuze nad jejími výsledky.

V práci bude hledána odpověď na následující otázky:

- Je český akciový trh slabě efektivní?
- Vyskytují se problémy s užitými modely?
- Jsou tržní anomálie běžné i na českém akciovém trhu?
- Reagují ceny akcií dostatečně rychle na nové informace?
- Mají některé makroekonomické ukazatele vliv na ceny akcií v ČR?

Osnova:

1. Definice teorie efektivních kapitálových trhů
2. Testy forem efektivních kapitálových trhů
3. Výsledky slabé formy
4. Tržní anomálie
5. Výsledky středně silné formy
6. Shrnutí a závěry

Základní literatura:

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

FILER, Randall AND HANOUSEK, Jan. The Extent of Efficiency in Central European Equity Markets. *CERGE-EI Working Paper 104, Praha. 31 stran. ISSN 1211-3298.*

KHOTARI, S.P. AND WARNER, Jerold. Econometrics of Event Studies. *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance, 2006, Volume A. 53 stran.*

MALKIEL, Burton. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives, 2003, roč. 17, č. 1, s. 59-82.*

PETERSON, Pamela. Event Studies: A Review of Issues and Metodology. *Quarterly Journal of Business and Economics, 1989, roč. 28, s. 36-66.*

V Praze

Podpis vedoucího bakalářské práce

Podpis autora