

UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE
FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD
INSTITUT EKONOMICKÝCH STUDIÍ



Bakalářská práce

Modely oceňování kapitálových aktiv na
evropských rozvíjejících se trzích: empirická
analýza

Praha 2009

Petra Vokatá

UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE
FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD
INSTITUT EKONOMICKÝCH STUDIÍ



Bakalářská práce

Modely oceňování kapitálových aktiv na
evropských rozvíjejících se trzích: empirická
analýza

Autor: Petra Vokatá

Vedoucí: PhDr. Filip Hájek

Akademický rok: 2008/2009

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci vypracovala samostatně a použila pouze uvedené prameny a literaturu.

V Praze dne _____

_____ podpis

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala především konzultantovi PhDr. Filipu Hájkovi za jeho cenné podněty a pomoc při získání dat pro empirickou analýzu a jejich zpracování. Dále děkuji profesoru Clas Wihlborgovi PhD, Jianhua Zhangovi PhD a PhDr. Jaromíru Baxovi za jejich rady při aproximaci polské bezrizikové výnosové míry. V neposlední řadě patří díky mým nejbližším za jejich podporu při studiu.

Abstrakt

Model oceňování kapitálových aktiv (CAPM), který odvodili W. F. Sharpe (1964) a J. Lintner (1965), je široce používaný pro odhadování nákladů kapitálu. Nicméně empirická platnost modelu nebyla prokázána.

Práce analyzuje problémy oceňování kapitálu na polském kapitálovém trhu. Provedla jsem test tří modelů oceňování aktiv: nepodmíněný CAPM s využitím individuální β_i akcie, nepodmíněný CAPM s využitím β_p portfolia a podmíněný model CAPM.

Empirická analýza na Varšavské burze cenných papírů ukázala, že podmíněný model CAPM je schopný vysvětlit akciové výnosy. Dále bylo zjištěno, že koeficient β_p portfolia není schopen vysvětlit výnosy akcií. Vztah mezi průřezem výnosů akcií a β_i jednotlivých akcií je pozitivní, ale velmi slabý.

Název práce:	Modely oceňování kapitálových aktiv na evropských rozvíjejících se trzích: empirická analýza
Autor:	Petra Vokatá
E-mail autora:	p.vokata@gmail.com
Vedoucí práce:	PhDr. Filip Hájek
E-mail vedoucího práce:	filip.hajek@gmail.com
Akademický rok:	2008/2009
Klasifikace JEL:	C23, G11, G12
Klíčová slova:	CAPM, oceňování kapitálových aktiv, beta, rozvíjející se trhy, ekonometrické metody

Abstract

The Capital Asset Pricing Model (CAPM) developed by Sharpe (1964) and Lintner (1965) has been widely used to estimate the cost of capital. However, the empirical validity of the model has not been proved.

This thesis analyzes the issues related to pricing of equity in Polish capital market. A test of three asset pricing models had been performed: unconditional CAPM using individual stock β_i , unconditional CAPM using portfolio β_p and conditional CAPM.

The empirical evidence from the Warsaw Stock Exchange indicates that conditional CAPM performs well in explaining stock returns. It has been found that portfolio beta is not able to explain the returns. The cross-sectional stock returns are positively related to β of individual stock, but the relation is very weak.

Title:	Empirical Tests of Asset Pricing Models in European Emerging Markets
Author:	Petra Vokatá
Author's e-mail:	p.vokata@gmail.com
Supervisor:	PhDr. Filip Hájek
Supervisor's e-mail:	filip.hajek@gmail.com
Academic year:	2008/2009
JEL Classification:	C23, G11, G12
Keywords:	CAPM, capital asset pricing, beta, emerging market, econometric methods

Teze bakalářské práce

Student: Petra Vokatá **Datum zadání:** Červen 2008
Obor: Ekonomie **Termín odevzdání:** Červen 2009
Konzultant: PhDr. Filip Hájek

Garant studijního programu Vám dle zákona č. 111/1998 Sb. o vysokých školách a Studijního a zkušebního řádu UK v Praze určuje následující bakalářskou práci

Předpokládaný název bakalářské práce:

Empirical Tests of Asset Pricing Models in European Emerging Markets

Charakteristika tématu, současný stav poznání, případné zvláštní metody zpracování tématu:

Cost of equity capital is essential factor which affects investment decisions. This fact led to an extensive research about model, which can be used to estimate the cost of capital. However there is no consensus among economists.

In developed markets the capital asset pricing model (CAPM) is commonly used to value the cost of equity but there are some objections against using the CAPM in emerging markets. The thesis attempts to test empirically the ability of asset pricing models to estimate the stock returns and the cost of capital.

I will analyze the results of different models using econometric methods and will try to identify which model should be used to estimate the cost of equity in European emerging capital markets, subject to data limitations.

Struktura bakalářské práce:

1. Introduction

2. Literature on Capital Asset Pricing Models

2.1 Theories of Asset Pricing

2.2 Empirical Evidence

2.3 Asset Pricing Models in European Emerging Markets

3. The Models

- 3.1 Unconditional Capital Asset Pricing Model
- 3.2 Conditional CAPM
- 3.3 Alternative Multi-Factor Asset Pricing Models

4. Methodology and Data

- 4.1 Data Manipulation
- 4.2 Summary Statistics
- 4.3 Econometric Methods

5. Empirical Results

- 5.1 European Emerging Markets Results
- 5.2 Comparison with Developed Markets
- 5.3 Discussion on Econometric Methods

6. Conclusion

7. References

Seznam základních pramenů a odborné literatury:

Bekaert, G., 1995, "Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets", World Bank Economic Review 9, pp.75-107.

Black F., M. Jensen and M. Scholes, 1972, "The Capital-Asset Pricing Model: Some empirical tests", in Jensen: Studies in the Theory of Capital Markets.

Harvey, C. R., 1995, "Predictable Risk and Returns in Emerging Markets", The Review of Financial Studies, Vol. 8, No. 3, pp.773-816.

Fama, E.F. and K.R. French, 1992, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", Journal of Finance, Vol. 47, No. 2, pp.427-65

Fama, E.F. and K.R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", Journal of Financial Economics, Vol. 33, No. 1, pp.3-56

Fama, E.F. and J.D. MacBeth, 1973, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy, 81, pp.607-636.

Pettengill, G. N., Sundaram, S. and I. Mathur, 1995, "The Conditional Relation Between Beta and Returns," Journal of Financial and Quantitative Analysis 30, pp.101-116.

V Praze dne _____

Student

Konzultant

Obsah

Seznam grafů	ix
Seznam tabulek	x
Úvodem	1
1 Od teorie portfolia k modelu CAPM	3
1.1 Markowitzův model	3
1.2 Sharpeho model	5
1.2.1 Linie kapitálového trhu	6
1.2.2 Přímka trhu cenných papírů	7
1.3 Model CAPM	8
1.3.1 Systematické a nesystematické riziko	9
2 Spor o validitu CAPM a jeho modifikace	11
2.1 Tradiční studie	11
2.1.1 Black, Jensen & Scholes	11
2.1.2 Fama & MacBeth	13
2.2 Nedostatky CAPM	14
2.2.1 Rollova kritika modelu	15
2.3 Podmíněný CAPM	16
2.4 Vícefaktorové modely	17
2.4.1 Fama & French - třífaktorový model	18
2.5 Teorie arbitrážního oceňování	19
2.6 CAPM na rozvíjejících se trzích	19
3 Empirická analýza	22
3.1 Evropské rozvíjející se trhy	22

3.2	Data	23
3.2.1	Výnosové míry aktiv	24
3.2.2	Tržní portfolio	25
3.2.3	Bezriziková úroková míra	27
3.3	Metodologie	28
3.3.1	Fama & MacBeth test	28
3.3.1.1	Odhad koeficientů β	28
3.3.1.2	Průřezová regrese	30
3.3.1.3	Formování portfolií	30
3.3.1.4	Rozdělení period	31
3.3.2	Test podmíněného CAPM	32
3.4	Výsledky	33
3.4.1	Fama & MacBeth test	33
3.4.1.1	Fama & MacBeth test s využitím β_p portfolií	35
3.4.2	Test podmíněného CAPM	35
	Závěr	37
	Seznam použité literatury	41
	A Předběžná analýza podmíněného CAPM	I
	B Analýza rozdílů mezi odhady β_i a β_p	III

Seznam grafů

1.1	Množina efektivních portfolií (Markowitz (1952))	5
1.2	Portfolio dvou aktiv; zavedení bezrizikového aktiva (Sharpe (1964)) . . .	6
1.3	Vztah jednotlivého aktiva i a efektivního portfolia g (Sharpe (1964)) . . .	7
1.4	Systematické a nesystematické riziko aktiva i a portfolia p	9
3.1	Počet firem v jednotlivých periodách	24
3.2	Vývoj WIG Indexu	26
3.3	Vývoj tržní prémie na WSE	27
3.4	Odhadnuté koeficienty beta dle period a akcií	29
A.1	Odhad CAPM pro 5 period s nejvyšší tržní prémie	II
A.2	Odhad CAPM pro 5 period s nejnižší tržní prémie	II
B.1	Rozdíl $\beta_i - \beta_p$ podle čísla portfolia	IV
B.2	Rozdíl $\beta_i - \beta_p$ proti β_i	IV

Seznam tabulek

2.1	Proměnné vícefaktorových modelů.	17
2.2	Charakteristiky akciových trhů rozvíjejících se zemí.	20
2.3	Faktory ovlivňující očekávané výnosy na rozvíjejících se trzích.	21
3.1	Základní údaje z kapitálových trhů.	23
3.2	Měsíční výnosy aktiv - deskriptivní statistika.	25
3.3	Souhrnná deskriptivní statistika.	28
3.4	Výsledky: Odhady β_i jednotlivých akcií.	33
3.5	Výsledky: Fama & MacBeth test CAPM.	34
3.6	Výsledky: Fama & MacBeth test CAPM s využitím β_p portfolií.	36
3.7	Výsledky: Test podmíněného CAPM.	36

Úvodem

Problematika odhadování výnosů z cenných papírů a stanovení kapitálových nákladů je jedním ze základních kamenů finanční teorie a zabývalo se jí mnoho výborných ekonomů. Navzdory tomu nepanuje ve vědecké obci shoda na modelu, který by nejlépe sloužil k odhadování cen kapitálových aktiv.

Převratem ve finanční ekonomii se stal v 60. letech minulého století *kapitálový model oceňování aktiv* (CAPM - Capital Asset Pricing Model), který publikovali nezávisle na sobě ekonomové Sharpe (1964) a Lintner (1965). Od té doby byl tento model podroben mnoha empirickým testům, které jeho platnost přesvědčivě nepotvrdily. Navzdory tomu patří CAPM v současnosti mezi nejrozšířenější modely určující vztah mezi rizikem a výnosem.

Jedním z klíčových faktorů při investičním rozhodování je stanovení alternativního nákladu kapitálu, který se používá jako diskontní faktor při kalkulaci čisté současné hodnoty (NPV - Net Present Value)¹. Protože model CAPM v sobě zahrnuje bezrizikový výnos i rizikovou prémii, je vhodný ke stanovení oportunitních nákladů rizikových investic. Výpočtem čisté současné hodnoty investiční příležitosti je možné ověřit, zda výnos převyšuje náklady investice.

V souvislosti s rozšířením Evropské unie a vysokým zájmem investorů byly evropské rozvíjející se trhy v minulosti důkladně analyzovány. Jak vyplývá ze statistických údajů, jsou pro jejich kapitálové trhy charakteristické relativně vyšší výnosy, ale zároveň i vyšší volatilita výnosů v porovnání s rozvinutými trhy. Vysvětlením a předvídaním vztahu rizika a kapitálových výnosů pomocí CAPM a alternativních modelů se věnovalo mnoho

1

$$NPV = -C_0 + \sum_{i=1}^n \frac{CF_i}{(1+k)^i},$$

kde C_0 je hodnota investice, CF_i je cash flow spojené s investicí v období i a k je požadovaná míra výnosu, tedy náklady kapitálu. Čistá současná hodnota je kladná v případě, kdy diskontovaný tok cash flow převyšuje náklady investice. Náklady kapitálu k určují velikost diskontního faktoru a jsou dány výnosem alternativní investice, kterou může být například úroková míra nebo výnos investice na kapitálovém trhu.

studií, ale podobně jako na rozvinutých trzích nedošla akademická obec k jednoznačnému závěru. Ekonometrické testy jsou navíc ztíženy nižším počtem pozorování kvůli menšímu počtu obchodovaných akcií a kratší době fungování kapitálových trhů.

Pro empirickou analýzu jsem vybrala polský kapitálový trh, protože data o obchodovaných akciích na Warsaw Stock Exchange jsou dostatečná pro zvolenou metodologii. Pro ověření platnosti jsem provedla test tří modelů: klasického modelu CAPM s využitím β_i jednotlivých akcií, modelu CAPM s založením na β_p portfolií a podmíněného modelu CAPM.

Práce se dělí do dvou základních částí: teoreticky-metodologické a empirické. V první kapitole stručně představím nejdůležitější teoretické koncepce, které vedly k odvození modelu CAPM. Teorie portfolia H. Markowitze, Sharpeho model a teoretické odvození koeficientu beta jsou zásadní pro pochopení problematiky a úskalí empirické analýzy.

V druhé kapitole bude navázáno shrnutím nejvýznamnějších studií, které přispěly k rozsáhlému sporu o validitu modelu CAPM. Z této debaty vzešlo mnoho alternativních modelů a teorií konkurujících CAPM, z nichž budou podrobněji popsány třífaktorový model, který uvedli E.F. Fama a K. R. French (1992), arbitrážní teorie oceňování a podmíněný model CAPM.

V empirické části nejprve shrnu základní statistické údaje z kapitálových trhů osmi evropských zemí, na které navážu popisem použitých dat při analýze modelů, metodologií a na závěr uvedu výsledky testů a jejich interpretaci.

Kapitola 1

Od teorie portfolia k modelu CAPM

"Investment in knowledge always pays the best interest."

Benjamin Franklin

V první kapitole uvedu teoretické poznatky z oblasti finanční ekonomie a matematické statistiky důležité pro pochopení modelů oceňování aktiv. S pomocí Markowitzova a Sharpeho modelu odvodím rovnici CAPM.

1.1 Markowitzův model

Teorie portfolia, kterou představil Harry Markowitz ve své doktorandské práci v roce 1952, představovala ve finanční ekonomii opravdový zlom. Tehdejší přístup zaměřený pouze na maximalizaci výnosu byl rozšířen o zohlednění rizika změny výnosu portfolia. Na základě vztahu mezi jednotlivými cennými papíry portfolia byla vysvětlena výhoda diverzifikace.

Aktiva můžeme charakterizovat pomocí jejich očekávaného výnosu a rizika změny výnosu. Vyjděme z předpokladu, že výnos cenného papíru R_i je náhodnou veličinou s určitým pravděpodobnostním rozdělením, přičemž výnos celého portfolia R definujeme jako lineární kombinaci N náhodných veličin R_i . Pak R je také náhodná veličina, jejíž střední hodnota a variance souvisí s pravděpodobnostním rozdělením R_i .

Očekávanou míru výnosu aktiva $E(R_i)$ můžeme aproximovat střední hodnotou μ_i a *očekávanou* míru výnosu celého portfolia E pak vyjádřit:

$$E = \sum_{i=1}^N X_i \mu_i, \quad (1.1)$$

kde μ_i je střední hodnota míry výnosu cenného papíru i ,

X_i jsou pevně dané váhy i -tého cenného papíru na portfoliu a tedy $\sum_{i=1}^N X_i = 1$.

K odvození rozptylu, kterým aproximujeme *riziko* portfolia, definujeme nejprve varianční matici vážených součtů náhodných veličin R_1, \dots, R_n s konečnými druhými momenty:

$$\text{var} \left(\sum_{i=1}^N X_i R_i \right) = \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j>i}^N X_i X_j \sigma_{ij}, \quad (1.2)$$

kde σ_i^2 je rozptyl náhodné veličiny R_i

σ_{ij} je kovariance mezi R_i a R_j daná vztahem

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j. \quad (1.3)$$

Korelační koeficient $\rho_{ij} \in \langle -1; 1 \rangle$ vyjadřuje vzájemný vztah mezi veličinami R_i a R_j , nabývá hodnoty 1 pro přímou závislost a naopak -1 pro závislost nepřímou.

Z (1.3) vyplývá, že pro $i = j$ platí $\sigma_i^2 = \sigma_{ii}^1$, což po dosazení do (1.2) dává:

$$\text{var} \left(\sum_{i=1}^N X_i R_i \right) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_{ij}, \quad (1.4)$$

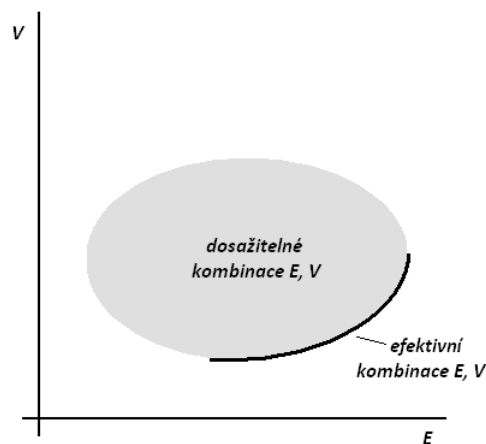
Tímto jsme definovali dvě charakteristiky metody E-V (*expected returns-variance of returns*), tedy očekávaný výnos E a rozptyl výnosu V , s jejichž pomocí lze nalézt *množinu efektivních portfolií*, kterou investoři preferují před ostatními portfolii. Jde o taková portfolia, se kterými je spojeno nejnižší riziko V při daném očekávaném výnosu E nebo nesou maximální E při daném riziku V . Investora averzního k riziku vede tato metoda ke snížení rizika pomocí diverzifikace prostředků mezi cenné papíry s nižší kovariancí.²

Graf 1.1 ukazuje množinu efektivních portfolií tvořenou kombinacemi očekávaných výnosů a rizik a portfolií, které si investor vytváří na základě statického očekávání. V realitě se ale očekávání investorů v čase mění na základě nově dostupných informací, a proto je předpoklad statických očekávání slabinou tohoto modelu. Markowitz také nevysvětlil jak tato očekávání získáme. V praxi často používané odhadování budoucích výnosů na základě minulého vývoje totiž nemusí vést k dobrým předpovědím.

1

$$\sigma_{ii} = \rho_{ii} \sigma_i \sigma_i, \text{ kde } \rho_{ii} = 1$$

²Z rovnice 1.4 vyplývá úměrný vztah mezi rozptylem portfolia a kovariancí. Nižší kovariance vede k nižšímu rozptylu a tedy i riziku. Jinými slovy řečeno zavedením negativně korelovaných nebo co nejméně korelovaných aktiv do portfolia lze diverzifikovat riziko.



Graf 1.1: Množina efektivních portfolií (Markowitz (1952))

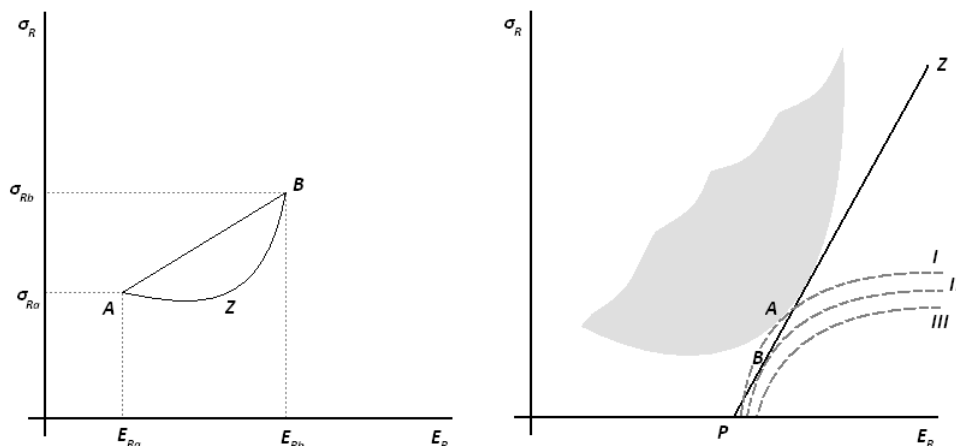
Za svůj přínos byl roku 1990 Harry Markowitz oceněn Nobelovou cenou za průkopnické práce v teorii finanční ekonomie společně s Williamem Sharpem, jehož model je představen v další podkapitole.

1.2 Sharpeho model

Sharpe (1964) sestavil model tržní rovnováhy kapitálového trhu za podmínek rizika, ve kterém si investoři vybírají z množiny dostupných portfolií na základě svých preferencí.

Graf 1.2 znázorňuje jednoduchý případ dvou cenných papírů s očekávanými výnosy E_{Ra} , E_{Rb} a riziky σ_{Ra} , σ_{Rb} . Portfolio kombinující oba cenné papíry bude ležet na přímce AB při perfektní korelaci $\rho_{ab} = 1$, pro ostatní hodnoty korelace budou kombinace aktiv tvořit U-křivku.³ Rozšířením portfolia o další aktiva lze vytvořit Sharpeho množinu dostupných portfolií připomínající tvar deštníku (Graf 1.2), jehož pravá spodní hranice tvoří množinu efektivních portfolií.

³Důsledkem nedokonalé korelace cenných papírů je snížení rizika portfolia obsahující oba cenné papíry, jak vyplývá z rovnice 1.4. Proto kombinace cenných papírů tvoří křivku tvaru U.



Graf 1.2: Portfolio dvou aktiv; zavedení bezrizikového aktiva
(Sharpe (1964))

1.2.1 Linie kapitálového trhu

Uvažujeme investory averzní k riziku, preferující vyšší výnosy a nižší riziko, což znamená, že jejich indifferenční křivky (*I, II, III*) budou rostoucí a směrem doprava budou vyjadřovat vyšší hladiny užitku.

Nyní rozšíříme model o aktivum s nulovým rizikem ($\sigma_{R_p} = 0$) a výnosem $P(R_p)$, u kterého předpokládáme, že si ho mohou všichni investoři neomezeně kupovat a prodávat za stejnou bezrizikovou úrokovou míru P . Pak křivka PZ ukazuje efektivní kombinace bezrizikového aktiva a rizikových cenných papírů a umožňuje investorovi posun z bodu A do bodu B , který leží na indifferenční křivce vyššího užitku *II*.

Portfolio c o výnosu R_c obsahující vahou α kombinaci rizikových aktiv R_a a vahou $(1 - \alpha)$ bezrizikové aktivum můžeme podle (1.1) a (1.2) charakterizovat následovně:

$$E_{R_c} = \alpha E_{R_p} + (1 - \alpha) E_{R_a} \quad (1.5)$$

$$\sigma_{R_c} = \sqrt{\alpha^2 \sigma_{R_p}^2 + (1 - \alpha)^2 \sigma_{R_a}^2 + 2\rho_{pa} \alpha(1 - \alpha) \sigma_{R_p} \sigma_{R_a}} \quad (1.6)$$

Protože $\sigma_{R_p} = 0$, můžeme $1 - \alpha$ vyjádřit z (1.6) jako:

$$1 - \alpha = \frac{\sigma_{R_a}}{\sigma_{R_c}} \quad (1.7)$$

a dosazením do (1.5) dostaneme rovnici přímky PZ , označovanou jako *linie kapitálového*

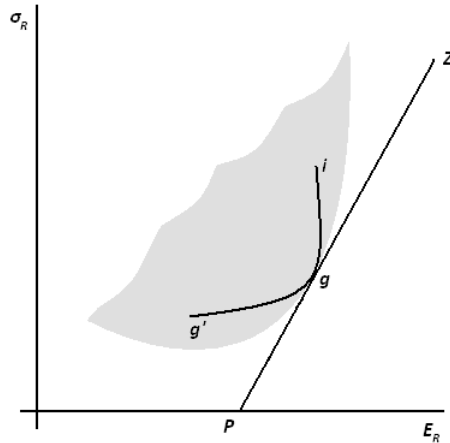
trhu (CML - *Capital Market Line*):⁴

$$E_{Rc} = E_{Rp} + \frac{E_{Ra} - E_{Rp}}{\sigma_{Ra}} \sigma_{Rc} \quad (1.8)$$

1.2.2 Přímka trhu cenných papírů

Jako přechodový můstek mezi CML a modelem oceňování kapitálových aktiv CAPM si odvodíme *přímku trhu cenných papírů* (SML - *Security Market Line*), která na rozdíl od CML nevyjadřuje vztah mezi očekávaným výnosem a směrodatnou odchylkou pro portfolio, ale pro jednotlivý cenný papír.

Křivka igg' (Graf 1.3) zobrazuje všechna portfolia, která lze sestavit z aktiva i a efek-



Graf 1.3: Vztah jednotlivého aktiva i a efektivního portfolia g
(Sharpe (1964))

tivního portfolia g , ležícího na CML. Aktivum i musí ležet nad linií CML a igg' je tedy tečnou přímkou PZ . Očekávaný výnos a riziko portfolií ležících na křivce igg' lze vyjádřit:

$$E_{igg'} = \alpha E_{Ri} + (1 - \alpha) E_{Rg} \quad (1.9)$$

$$\sigma_{igg'} = \sqrt{\alpha^2 \sigma_{Ri}^2 + (1 - \alpha)^2 \sigma_{Rg}^2 + 2\rho_{ig} \alpha(1 - \alpha) \sigma_{Ri} \sigma_{Rg}} \quad (1.10)$$

⁴Grafy uvádím v jejich původní podobě (Sharpe (1964)) s očekávaným výnosem E_R na horizontální ose. V současné literatuře převládá vynášení E_R na vertikální osu, proto také pro odvození křivky CML vyjadřují E_{Rc} v závislosti na σ_{Rc} .

V bodě dotyku křivky igg' a CML je $\alpha = 0$ a tedy pro sklon igg' platí:

$$\frac{d\sigma_{igg'}}{dE_{igg'}} = \frac{\sigma_{Rg} - \rho_{ig}\sigma_{Ri}}{E_{Rg} - E_{Ri}} \quad (1.11)$$

Z rovnosti sklonu PZ ⁵ a igg' nyní můžeme odvodit vztah očekávaného výnosu a směrodatné odchylky efektivních kombinací bezrizikového aktiva a aktiva i , tedy přímkou trhu cenných papírů:

$$E_{Ri} = E_{Rp} + \frac{E_{Ra} - E_{Rp}}{\sigma_{Ra}^2} \sigma_{ia} \quad (1.12)$$

1.3 Model CAPM

Nejprve si zavedeme koeficient β , který bude dále v práci středem pozornosti:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}, \quad (1.13)$$

kde σ_{iM} vyjadřuje kovarianci aktiva i s tržním portfoliem M a σ_M^2 je variance tržního portfolia M .

Koeficientem β lze měřit citlivost výnosové míry aktiva na tržní výnosové míře R_m . Cenné papíry s $\beta_i > 1$ označujeme jako ofenzivní (na 1% nárůst R_m reagují nárůstem větším než 1%) a naopak jako defenzivní aktiva považujeme cenné papíry s $\beta \in (0, 1)$. V méně častých případech může být β i negativní, takové aktivum má tendenci růst, když celý trh klesá. V praxi mají záporný koeficient β například drahé kovy.

Dosazením z (1.13) do rovnice přímkou trhu cenných papírů (1.12) odvodíme klasickou rovnici CAMP:⁶

$$ER_i = R_f + (ER_m - R_f)\beta_i, \quad (1.14)$$

⁵Sklon PZ odvodíme z (1.8), vyjádříme σ_{Rc} a dostaneme sklon:

$$\frac{d\sigma_{Rc}}{dE_{Rc}} = \frac{\sigma_{Ra}}{E_{Ra} - E_{Rp}}$$

⁶Předpoklady modelu CAPM:

- Investoři racionálně maximalizují svůj užitek a jsou rizikově averzní.
- Očekávání investorů ohledně výnosu a rizika aktiv jsou homogenní.
- Za bezrizikovou úrokovou míru si investoři mohou libovolně půjčovat i vypůjčovat.
- Aktiva jsou dokonale dělitelná a jejich objem je fixní.
- Neexistují informační asymetrie, daně ani transakční náklady.

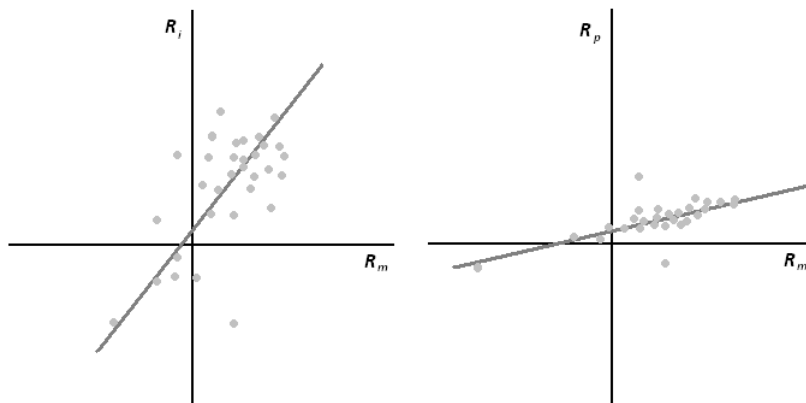
kde R_f je bezriziková výnosová míra, ER_m je očekávaný výnos tržního portfolia a ER_i je očekávaný výnos aktiva i .

Pro výpočet očekávané hodnoty výnosu portfolia v rovnici (1.14) pouze změníme koeficient β vypočítaný jako vážený průměr β_i všech cenných papírů zahrnutých do portfolia:

$$\beta_p = \sum_{i=1}^N X_i \beta_i \quad (1.15)$$

1.3.1 Systematické a nesystematické riziko

Celkové riziko cenného papíru můžeme rozdělit na *systematické*, které odráží koeficient β a *nesystematické*, které se týká každého cenného papíru zvlášť. Systematické riziko není diverzifikovatelné. Naopak nesystematické riziko lze snížit diverzifikací. Graf 1.4 názorně odráží význam koeficientu β a nesystematického rizika na případu ofenzivního cenného papíru i a defenzivního portfolia p . Výnosy R_i , R_p jsou vyneseny proti tržním výnosům R_m a je jimi proložena regresní přímka, jejíž sklon je roven koeficientu β a znázorňuje systematické riziko. Odchyly jednotlivých hodnot od přímky ukazují nesystematické riziko, které je v případě portfolia p výrazně sníženo diverzifikací.



Graf 1.4: Systematické a nesystematické riziko aktiva i a portfolia p

Protože CAPM pracuje s očekávanými hodnoty výnosu a rizika (*ex ante*), které lze ale jen velmi složitě získat, provádí se odhad modelu na datech *ex post* v podobě:

$$R_i - R_f = \beta_i(R_m - R_f), \quad (1.16)$$

kde R_i je míra výnosu i -tého aktiva

R_m je tržní výnosová míra

R_f je míra bezrizikového výnosu.

V praxi se CAPM často odhaduje pomocí lineárního regresního modelu ve tvaru:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + \epsilon_i, \quad (1.17)$$

kde α_i je intercept (konstantní člen modelu) a ϵ_i jsou náhodné disturbance.

Kapitola 2

Spor o validitu CAPM a jeho modifikace

"The sciences do not try to explain, they hardly even try to interpret, they mainly make models. By a model is meant a mathematical construct which, with the addition of certain verbal interpretations, describes observed phenomena. The justification of such a mathematical construct is solely and precisely that it is expected to work."

Johann Von Neumann

Model CAPM odvozený v minulé kapitole čelí od svého objevení neustávající kritice a pokusům o empirické ověření, které vedly k odvození mnoha alternativních modelů. V následující kapitole předložím studie CAPM relevantní pro následující empirické testy. Speciální pozornost věnuji ověřování platnosti modelu na rozvíjejících se trzích.

2.1 Tradiční studie

2.1.1 Black, Jensen & Scholes

Black et al. (1972) testovali klasickou rovnici CAPM (1.14) v období let 1926-1966 pomocí testů časových řad i průřezových dat. Na základě informací o všech obchodovaných firmách na New York Stock Exchange kalkulovali očekávané diferenční měsíční výnosy

$E(r_i)$ ¹ nad bezrizikovou úrokovou mírou podle vzorce:

$$E(r_i) = \frac{E(P_t) - P_{t-1} + E(D_t)}{P_{t-1}} - R_f, \quad (2.1)$$

kde $E(P_t)$ je očekávaná cena aktiva v čase t

P_{t-1} je cena aktiva v čase $t - 1$

$E(D_t)$ značí očekávané dividendy v čase t .

Proměnná R_m byla aproximována výnosy, kterých by dosahovalo portfolio obsahující každý obchodovaný papír stejným dílem.

Pro větší efektivitu testu (v tom smyslu, aby poskytoval informace o více než jednom aktivu) byly jednotlivé cenné papíry sloučeny do portfolií následujícím postupem:

- Nejprve byl metodou nejmenších čtverců odhadnut koeficient β_i pro každý cenný papír a každou periodu 5 let z rovnice

$$r_{it} = \alpha_i + r_{mt}\beta_i + \epsilon_{it}. \quad (2.2)$$

- Dále byly cenné papíry sloučeny do 10 portfolií podle odhadnutých koeficientů β_i .
- Pro 10 portfolií byly vypočítány výnosy r_{pt} pro 12 následujících měsíců po 5leté periodě.

Zvolený dvoustupňový odhad byl zásadní kvůli omezení chyb v měření. Beta získaná z minulých dat je proměnná vysoce korelovaná s $\hat{\beta}_i$, ale měřená nezávisle na $\hat{\beta}_i$. Když tedy odhadujeme $\hat{\beta}_p$ pro celé portfolio na základě dat, která nebyla použita při sestavování portfolií, chyby v měření tohoto odhadu budou nezávislé na chybách $\hat{\beta}_i$ vzniklých při formování portfolií. To má za následek omezení vychýlení odhadu $\hat{\beta}_p$, $\hat{\alpha}_p$ pro každé portfolio z následující regresní rovnice:

$$r_p = \alpha_p + \beta_p r_M + \epsilon_p \quad (2.3)$$

Pro validitu CAPM by svědčily koeficienty $\hat{\beta}_p$ signifikantně odlišné od 0 a koeficienty $\hat{\alpha}_p$ naopak rovnající se 0 na určité hladině významnosti. Výsledky testu ovšem odhalily

¹Nadále bude použito značení:

R_i - výnos i -tého aktiva

r_i - diferenční výnos i -tého aktiva nad bezrizikovou úrokovou mírou R_f

$$r_i = R_i - R_f$$

R_m - tržní výnos

r_m - diferenční tržní výnos nad bezrizikovou úrokovou mírou R_f

$E(R_i), E(r_i), E(R_m), E(r_m)$ - očekávané výnosy.

koeficienty $\hat{\alpha}_p$ konzistentně negativní pro vysoké hodnoty $\hat{\beta}_p$ a naopak kladné $\hat{\alpha}_p$ pro $\hat{\beta}_p < 1$.

Druhý test nezkoumal časové řady, ale průřezová data. Byly při něm využity stejné odhady β_i a stejná konstrukce portfolií na základě těchto hodnot $\hat{\beta}_i$. Na časové řadě pro celé období byly pro každé portfolio vypočítány hodnoty $\hat{\beta}_p$ a \bar{r}_p . Na průřezu všech portfolií byly poté odhadnuty koeficienty regresní rovnice:

$$\bar{r}_p = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_p + \epsilon, \quad (2.4)$$

Vypočítané koeficienty ale svědčily pro zamítnutí hypotéz vyplývajících z CAPM: $\gamma_0 = 0$ a $\gamma_1 = \bar{r}_M$.

Navzdory neúspěchu empirických pozorování potvrdit platnost klasického CAPM, oba testy byly konzistentní s dvoufaktorovým modelem, který představil Black (1970):

$$r_{jt} = \tilde{r}_{Zt}(1 - \beta_j) + r_{Mt}\beta_j + w_{jt}, \quad (2.5)$$

kde \tilde{r}_Z je výnos "zero-beta" portfolia, tedy takového portfolia, jehož kovariance s výnosy tržního portfolia r_M je 0.

2.1.2 Fama & MacBeth

O rok později publikovali Eugene F. Fama a James D. MacBeth jednu z nejznámějších prací o testování CAPM vůbec. Jednoduchá metodologie jejich analýzy (FMB metodologie), kterou lze snadno rozšířit o další regresory, je dodnes používána k ověřování modelů pro oceňování aktiv. Celé zkoumané období rozdělili na sekvence 3 period:

- V první 7leté periodě odhadli β_i pro každý cenný papír z rovnice 1.16 a podle tohoto koeficientu je sloučili do 20 portfolií.
- V další 5leté periodě znovu odhadli β_i cenných papírů a z nich vypočítali průměrné β_p portfolia.
- Pro poslední 4leté období provedli pro každý měsíc průřezovou regresi:

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{p,t-1} + \gamma_{2t}\hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \gamma_{3t}\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_i) + \eta_{pt}, \quad (2.6)$$

kde $\bar{s}_{p,t-1}(\hat{\epsilon}_i)$ je míra ostatních faktorů rizika kromě β .

Fama & MacBeth (1973) testovali hypotézy vycházející z modelu CAPM:

- $E(\hat{\gamma}_{1t}) > 0$ - tato hypotéza je důsledkem rizikově averzního chování investorů, kteří vyžadují vyšší výnosy u rizikovějších aktiv a tedy $E(R_m) - E(R_0) > 0$,
- $E(\hat{\gamma}_{2t}) = 0$ - důsledek lineárního vztahu mezi očekávanými výnosy a rizikem,
- $E(\hat{\gamma}_{3t}) = 0$ - hypotéza vylučující systematické vlivy jiných faktorů rizika než β ,
- $E(\hat{\gamma}_{0t}) = E(R_{0t})$ - střední hodnota interceptu je rovna očekávanému výnosu portfolia s nulovým koeficientem β .

Výsledky jejich empirické analýzy akcií obchodovaných na New York Stock Exchange v období 1935 - 1968 nevyvrátily ani jednu z hypotéz a ukazovaly tedy ve prospěch klasického modelu CAPM. Původní studie ve prospěch modelu byly ale záhy vystřídaný silnou kritikou modelu i jeho nereálných předpokladů.

2.2 Nedostatky CAPM

Podívejme se nyní podrobněji na předpoklady modelu a jejich odstup od reality.

Investoři racionálně maximalizují svůj užitek, jsou averzní k riziku a jejich očekávání ohledně výnosů a rizika jsou homogenní. Tento předpoklad je implikací zjednodušeného pojetí člověka ekonomického (*Homo Economicus*). V praxi jsou lidé vedeni i jinými motivy než pouhou maximalizací užitku a často se z pohledu teorie portfolia chovají iracionálně. Většina individuálních investorů diverzifikuje svá portfolia méně než by bylo optimální (Goetzmann & Kumar (2008)).

Homogenní očekávání ohledně výnosů ani rizika na reálných trzích nepozorujeme téměř nikdy. Vyhlídky chování cenných papírů se u každého investora liší kvůli asymetrickým informacím a jejich rozdílnému vyhodnocení.

Investoři si mohou libovolně půjčovat a vypůjčovat za bezrizikovou úrokovou míru. Za bezrizikové aktivum jsou většinou považovány státní dluhopisy, ale ani u nich

není riziko nulové. Přestože vlády mohou zvýšit daně, aby mohly dluhopisy splatit, existují v historii případy neschopnosti splacení vládních závazků (např. ruská finanční krize v roce 1998). Se státními dluhopisy je také spojeno inflační (ztráta v důsledku inflace převyšující výnos) a měnové riziko (pokles výnosu následkem pohybu směnného kurzu). Navíc vypůjčování i půjčování není často přístupné všem aktérům na kapitálových trzích.

Neexistují daně ani transakční náklady. Protože na většině trhů podléhají výnosy kapitálových aktiv různému zdanění (zisk se daní jinak než dividendy) a existují rozdíly ve zdanění pro různé aktéry, liší se budoucí čisté výnosy cenných papírů po zdanění.

Vedle iracionality investorů a absence dalších faktorů rizika kromě β jsou transakční náklady nejčastěji uváděným důvodem selhání CAPM. Tuto skutečnost empiricky podpořili například Chae & Yang (2008), když transakční náklady modelovali pomocí rozdílu mezi nabízenou a poptávanou cenou.

Každý model je pouhou abstrakcí a jeho předpoklady jsou pouze zjednodušením reality. Samotné nereálné předpoklady nejsou důvodem zamítnutí modelu, více vypovídající je spíš jeho ověření v praxi. Je ale důležité uvědomit si omezení modelu a s tím spojené možné selhání.

2.2.1 Rollova kritika modelu

Roll (1977) je autorem možná nejcitovanější kritiky CAPM se závěrem: CAPM nelze testovat. Rovnice klasického modelu (1.14) je totiž tautologie s tržním portfoliem efektivním vzhledem ke střední hodnotě a rozptylu (*mean-variance efficient*).

Jediná testovatelná hypotéza CAPM je tedy efektivita tržního portfolia a všechny další testované implikace z ní vyplývají. Protože neznáme skutečné tržní portfolio, které by obsahovalo všechna jednotlivá aktiva, využíváme různých aproximací tržního portfolia (například burzovní indexy). To je ovšem příčina zásadních problémů.

Při testování můžeme aproximovat efektivním portfoliem vzhledem ke střední hodnotě a rozptylu navzdory tomu, že skutečné tržní portfolio efektivní není a naopak. Bez znalosti tržního portfolia tedy nemůžeme říct nic o jeho efektivitě a tedy o platnosti CAPM. V současnosti ale nemáme nástroje, kterými bychom mohli zjišťovat výnosy všech investičních příležitostí a míra výnosu tržního portfolia je tím pádem nezjistitelná.

Proč se tedy stále stovky studií včetně této bakalářské práce pokouší empiricky ověřit CAPM? Protože jde o nejpoužívanější model oceňování aktiv a je důležité porozumět

tomu, kdy neplatí a kdy je nebo není možné ho použít. Selhání CAPM při empirickém testování znamená použití neefektivního tržního portfolia. Spíše než o testování validity teoretického CAPM jde o testování efektivity použitého tržního portfolia.

Později Roll zamítl CAPM úplně a zastával alternativní teorii arbitrážního oceňování, o které bude řeč později v podkapitole 2.5.

2.3 Podmíněný CAPM

Podmíněný CAPM (*Conditional CAPM*), který prezentovali Pettengill et al. (1995) je jedním z pokusů jak překonat nedostatky tradičního přístupu k testování CAPM. Tyto problémy se týkají period, kdy tržní výnosy klesnou pod bezrizikovou úrokovou míru. Z jejich výzkumu vyplynulo, že v těchto periodách je vztah mezi výnosy a β záporný na rozdíl od období, kdy je tržní prémie kladná. Pokud tedy zkoumáme negativní i pozitivní periody najednou, můžeme obdržet sklon regresní přímky (1.16) blízky nule, naznačující nezávislost β na rizikové prémii.

Z tohoto důvodu rozdělili Pettengill et al. (1995) všechny periody na tzv. "up-market" ($R_m > R_f$) a "down-market" ($R_f > R_m$), které analyzovali odděleně. Při testování použili pozměněnou Fama & MacBeth metodu. V prvním kroku odhadli β_i jednotlivých cenných papírů za období 5 let a podle odhadnutých β_i rozdělili akcie do portfolií. Pro následující 5leté periody vypočítali β_p pro každé portfolio. V třetím kroku odhadovali pro každý měsíc poslední 5leté periody koeficienty regresní rovnice:

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * \delta * \beta_p + \gamma_{2t} * (1 - \delta) * \beta_p + \epsilon_t, \quad (2.7)$$

kde $\delta = 1$ když $(R_{mt} - R_{ft}) > 0$ ("up-market")

a $\delta = 0$ když $(R_{mt} - R_{ft}) < 0$ ("down-market").

Pro období kladné tržní prémie je poté testována hypotéza:

$$H_0 : \bar{\gamma}_1 = 0, H_a : \bar{\gamma}_1 > 0 \quad (2.8)$$

a pro období, kdy je výnos trhu pod bezrizikovou úrokovou mírou:

$$H_0 : \bar{\gamma}_2 = 0, H_a : \bar{\gamma}_2 < 0 \quad (2.9)$$

Pro ověření podmíněného CAPM je tedy potřeba vyvrátit nulové hypotézy, což se autorům na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ povedlo v obou případech.

2.4 Vícefaktorové modely

Početná skupina autorů vysvětlovala slabou empirickou průkaznost klasického modelu chybějícími faktory rizika. CAPM modifikovali a doplňovali o další proměnné vysvětlující riziko. Velmi proslulá práce ekonomů Fama & French (1992) koeficient β jako jediný faktor rizika doslova pohřbívá, když ho označuje jako "dead". Odpovědí na tuto práci jsou početné pokusy o resuscitaci bety, které argumentují chybnou metodologií nebo chybně použitými daty, které vedly k zamítnutí bety.²

Obecně můžeme rovnici pro testování k-faktorového modelu zapsat následovně:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 F_{2t} + \dots + \beta_K F_{Kt} + \epsilon_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k F_{kt} + \epsilon_i \quad (2.10)$$

kde F_k jsou rizikové premie z faktorů determinující výnosnost cenného papíru i

β_k jsou citlivosti výnosů cenných papírů na faktory k .

Tabulka 2.1 ukazuje některé z často testovaných faktorů včetně autorů.

Tabulka 2.1: Proměnné vícefaktorových modelů.

Faktor F_k	Znaménko koeficientu $\hat{\gamma}_k$	Autoři testu
účetní hodnota k tržní hodnotě BE/ME (<i>book-to-market</i>)	+	Stattman (1980)
velikost firmy ME (<i>market equity</i>)	-	Banz (1981)
čistý zisk na akcii/tržní cena akcie E/P (<i>earnings-to-price</i>)	+	Basu (1977)
podíl cizího a vlastního kapitálu D/E (<i>debt-equity</i>)	+	Bhandari (1980)
pondělní dummy	-	French (1980)
lednová dummy	+	Reinganum (1983)

²Jagannathan & Wang (1993) zkonstruovali model, který vysvětloval 57% kolísání průměrných výnosů portfolií (stejných jako analyzovali Fama & French (1992) a na kterých byl CAPM zamítnut). Do aproximace tržního portfolia navíc zahrnuli lidský kapitál a místo stabilního koeficientu β použili β kolísající v průběhu ekonomických cyklů.

Novák (2007) na příkladu švédské burzy cenných papírů ukázal, že významný vliv na schopnost faktoru β vysvětlit očekávané výnosy má metodologie výpočtu. Místo odhadování koeficientu β na základě historického vývoje cenných papírů odhadoval β na základě budoucích výnosů. Pokud předpokládáme, že investoři dokážou předpovídat správně budoucí vývoj aktiv, odpovídají budoucí hodnoty více *ex ante* hodnotám výnosů a rizika.

2.4.1 Fama & French - třífaktorový model

Jednu z nejúspěšnějších empirických analýz vícefaktorového CAPM provedli ve své práci *The Cross-Section of Expected Stock Returns* Fama & French (1992). Jako další proměnné do modelu zahrnuli velikost firmy (tržní cena akcie krát počet akcií), E/P (*earnings-to-price*), finanční páku (tržní, tj. A/ME aktiva/tržní hodnota a účetní A/BE aktiva/účetní hodnota) a BE/ME (*book-to-market equity*).

Do testu zahrnuli akcie obchodované na třech burzách cenných papírů (NYSE, AMEX a NASDAQ) v období 1963-1990 a použili známou Fama & MacBeth metodu. Všechny akcie nejprve roztřídili do 10 skupin podle velikosti (ME) a každou skupinu dále rozdělili do 10 portfolií na základě β_i odhadnuté v předchozí 5leté periodě. Takto získali 100 portfolií, pro která vypočítali vážené měsíční výnosy pro dalších 12 měsíců. β_p pro portfolia odhadovali pro celé období 330 měsíců a poté je přiřadili jednotlivým akciím v daném portfoliu. Tyto koeficienty použili v průřezové regresi pro každý měsíc a každý cenný papír.

Zjistili, že β ať už samostatně nebo v kombinaci s ostatními faktory má slabou vypovídací schopnost o výnosech aktiv. Naopak všechny ostatní proměnné vykazovaly samostatně lepší vypovídací schopnost než β a nejlépe si vedl model kombinující dva faktory: velikost (ME) a BE/ME.

V další studii *Common risk factors in the returns on stocks and bonds* Fama & French (1993) test rozšířili a použili odlišnou metodologii. Kromě akcií zahrnuli do analýzy i dluhopisy, protože CAPM by měl platit pro všechna kapitálová aktiva, a model rozšířili i o proměnné spojené s dluhopisovými výnosy (rozdíl mezi měsíčními výnosy dlouhodobých státních dluhopisů a měsíčních státních obligací, rozdíl mezi výnosy firemních a státních obligací).

Místo Fama & MacBeth průřezové regrese použili tentokrát regresi časových řad stejně jako Black et al. (1972). V souladu s dřívější studií potvrdil i tento test vypovídající schopnost modelu 3 faktorů: β , velikost firmy a BE/ME:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + sSMB_t + hHML_t + \epsilon_t, \quad (2.11)$$

kde SMB_t (*small minus big*) je rozdíl mezi průměrnými výnosy portfolií malých a velkých firem při stejných BE/ME

HML_t (*high minus low*) je rozdíl mezi průměrnými výnosy portfolií s vysokými a nízkými BE/ME při stejných ME

α, β, s, h jsou odhadované koeficienty.

2.5 Teorie arbitrážního oceňování

Teorie arbitrážního oceňování APT (*Arbitrage Pricing Theory*) je alternativním přístupem k oceňování kapitálových aktiv, jehož autorem je americký ekonom Stephen Ross. Oproti CAPM teorie arbitrážního oceňování pracuje s lineárním vícefaktorovým modelem, který obsahuje libovolný počet faktorů mikro i makroekonomického charakteru. Obecně můžeme APM (*Arbitrage Pricing Model*) zapsat ve tvaru:

$$R_i = R_f + \beta_{i1}F_1 + \dots + \beta_{ik}F_k + \epsilon_i, \quad (2.12)$$

kde β_k je citlivost aktiva na systematický faktor k

F_k je riziková prémie za systematický faktor k .

Z tohoto pohledu je CAPM pouze speciálním případem APM s jedním faktorem R_m . Nicméně rozdíl není pouze v počtu faktorů, ale hlavně v předpokladech, ze kterých modely vycházejí. APM neklade žádné předpoklady na preference investorů ani na tržní portfolio. Portfolio nemusí být *mean-variance* efektivní, protože APT je aplikovatelná na libovolné portfolio aktiv. Arbitrážní teorie pouze jednoduše ukazuje, že očekávaný výnos aktiva musí odpovídat lineární kombinaci faktorů určujících výnos. V opačném případě by bylo možné arbitráží dosáhnout kladného zisku, což není na dokonale konkurenčních trzích dlouhodobě možné.

Samotná teorie neříká nic o tom, jaké faktory ovlivňují výnosy aktiv. Ty je potřeba empiricky zjistit a mohou se lišit pro různé trhy i periody. Tento fakt i složitější odhad modelu jsou pravděpodobně důvodem, proč v praxi stále převažuje používání CAPM.

Chen et al. (1986) napsali jednu z prvních studií, která se pokoušela empiricky ověřit vliv některých makroekonomických faktorů na výnosy aktiv amerického kapitálového trhu. Mezi signifikantními proměnnými jejich modelu byly: nárůst průmyslové produkce, očekávaná a neočekávaná inflace, neočekávané změny v krátkodobých a dlouhodobých úrokových mírách.

2.6 CAPM na rozvíjejících se trzích

Zkoumáním modelů pro oceňování kapitálových aktiv na rozvíjejících se trzích se začali ekonomové intenzivně zabývat v devadesátých letech minulého století. Počáteční studie ukázaly, že tyto trhy jsou charakterizovány vyššími průměrnými výnosy a větší volatilitou (Harvey (1995)). Díky nízké korelaci s rozvinutými trhy lze zahrnutím do portfolia aktiv

z rozvíjejících se trhů výrazně diverzifikovat riziko. Naopak nevýhodou je nedostatečná regulace rozvíjejících se kapitálových trhů, která riziko zvyšuje.

Přehled základních rozdílů akciových trhů rozvíjejících se zemí je uveden tabulce 2.2 (Pajuste et al. (2000)):

Tabulka 2.2: Charakteristiky akciových trhů rozvíjejících se zemí.

Charakteristika	Příčina
Větší vliv lokálních faktorů rizika	Segmentace země od světových kapitálových trhů
Vyšší průměrné výnosy	Vyšší ekonomický růst
Větší volatilita	Vyšší riziko: politické, ekonomické, finanční
Nižší korelace výnosů s ostatními rozvíjejícími se trhy a rozvinutými trhy	Globální faktory rizika mají minimální nebo žádný vliv
Autokorelovanost výnosů	Setrvačnost, pomalé zohledňování informací, nízká likvidita, nepravidelné obchodování
Informační neefektivita	<i>Insider trading</i> , slabá regulace
Vyšší technické riziko investování	Neefektivní nebo chybějící regulační dozor
Výnosy vzdálené od normálního rozdělení	Extrémní aktéři na trhu

Analýza těchto trhů je často komplikována nízkým počtem obchodovaných aktiv a také kratší dobou fungování kapitálových trhů. Některé klasické metody testování tím pádem na data z těchto trhů nelze aplikovat. Rozvíjející se trhy navíc podléhaly a podléhají v různé intenzitě rozvoji a strukturálním změnám, které dále komplikují empirickou analýzu.

Vzhledem k těmto speciálním charakteristikám je pravděpodobné, že klasický model CAPM nebude nejlepším nástrojem k odhadování výnosů. Harvey (1995) zkoumal rozvíjející se trhy v Latinské Americe, Asii, Evropě i Africe a platnost CAPM na těchto trzích zamítl.

Empirické studie ukazují spíše na platnost vícefaktorových modelů v souladu s APT. Tabulka 2.3 shrnuje nejvýznamnější faktory takových modelů a jejich autory.

Jako jeden z hlavních argumentů neschopnosti CAPM vysvětlit variabilitu v očekávaných výnosech aktiv na rozvíjejících se trzích vidí Harvey (1995) nedostatečnou integraci těchto trhů s rozvinutými trhy. CAPM totiž předpokládá, že trhy jsou inte-

grované v tom smyslu, že různá aktiva se stejným rizikem budou mít na různých trzích stejné očekávané výnosy. Příčiny porušení předpokladu integrovaných trhů mohou být například: omezený přístup zahraničních investorů na domácí kapitálový trh, regulace kapitálových trhů, daně, transakční náklady, informační asymetrie, politické riziko, institucionální struktura.

Tabulka 2.3: Faktory ovlivňující očekávané výnosy na rozvíjejících se trzích.

Faktor	Autoři
Kreditní rating země	Erb, Harvey & Viskanta (1995)
Rizikový rating země	Harvey (2004)
Stupeň segmentace trhu	de Jong & de Roon (2001)
Směnný kurz	Pajuste et al. (2000)
Rezervy zahraničních měn	Pajuste et al. (2000)
Zahraniční obchod	Pajuste et al. (2000)

Kapitola 3

Empirická analýza

V empirické části bakalářské práce otestuji klasický model CAPM na datech z Varšavské burzy cenných papírů pomocí replikace testů, které původně použili Fama & MacBeth (1973) a Pettengill et al. (1995). V úvodu vysvětlím proč jsem zvolila právě polský akciový trh.

3.1 Evropské rozvíjející se trhy

Za rozvíjející se trhy jsou považovány takové trhy, které jsou v období růstu mezi rozvojovými a rozvinutými trhy. Podle klasifikace FTSE Global Equity Index Series je v Evropě 5 zemí vyhodnoceno jako rozvíjející se (Maďarsko, Polsko, Česká republika, Turecko a Rusko), z toho Polsko a Maďarsko jsou klasifikovány jako pokročilé (*Advanced Emerging*).

Dalších deset zemí bylo zařazeno do skupiny *frontier markets*: Bulharsko, Chorvatsko, Kypr, Estonsko, Litva, Makedonie, Rumunsko, Srbsko, Slovensko a Slovinsko. Jde buď o relativně rozvinuté země, ale příliš malé na to, aby byly klasifikovány jako rozvíjející se, nebo o země v nižším stadiu vývoje než rozvíjející se země. Index FTSE Global Equity Index Series je sestavován na základě 21 ukazatelů tržního prostředí. Nicméně klasifikace rozvíjejících se trhů není jednoznačná a u jiných indexů se může zařazení zemí lišit.

Tabulka 3.1 podává přehled základních údajů z devíti rozvíjejících se nebo *frontier* trhů.

Polský kapitálový trh byl vybrán pro empirickou analýzu hlavně kvůli dostupnosti dostačujících dat pro testování. Warsaw Stock Exchange (WSE) je výhodná pro velký počet firem, delší období obchodování a jednu z nejvyšších tržní kapitalizací. Při malém

počtu firem by totiž nebylo možné je efektivně shlukovat do portfolií. Z tabulky 3.1 je zřejmé, že dalším vhodným kandidátem pro testování z pohledu dat je Istanbul Stock Exchange. Kvůli geografické blízkosti i většímu počtu firem se ale práce dále omezuje pouze na testování polského trhu.

Tabulka 3.1: Základní údaje z kapitálových trhů.

Země	FTSE klasifikace	Burza cenných papírů	Počátek obchodování	Tržní kapitalizace (Mld EUR)	Obchodovaných firem
Bulharsko	Frontier	Bulgarian SE	1997	2,46	397
Česká republika	Emerging	Prague SE	1993	23,02	27
Kypr	Frontier	Cyprus SE	1996	4,24	119
Maďarsko	Emerging	Budapest SE	1990	9,94	40
Polsko	Emerging	Warsaw SE	1991	47,74	443
Rumunsko	Frontier	Bucharest SE	1995	6,41	63
Slovenská republika	Frontier	Bratislava SE	1993	3,67	193
Slovinsko	Frontier	Ljubljana SE	1990	8,25	82
Turecko	Emerging	Istanbul SE	1986	78,64	317

Ve sloupcích tržní kapitalizace a počet obchodovaných firem jsou uvedeny hodnoty pro konec února 2009. Data byla čerpána ze statistik Eurostat, World Federation of Exchanges a webových stránek jednotlivých burz cenných papírů.

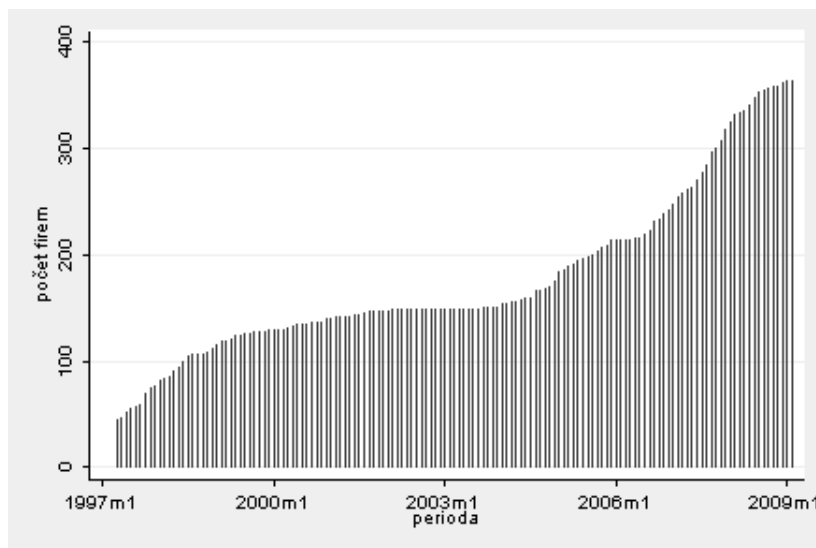
3.2 Data

Přestože obchodování bylo na WSE zahájeno již v roce 1991, vzhledem k velmi malému počtu akcií bylo do testu zahrnuto až období od října 1995 do března 2009. U všech proměnných byly použity diskrétní měsíční časové řady. Celkem tedy bylo analyzováno 162 měsíčních period a 374 obchodovaných firem.¹ Pokud není uvedeno jinak, jsou data získána z databáze služby Bloomberg Professional.

¹Výsledný počet firem zahrnutých do testu je nižší a u jednotlivých testů se liší kvůli odlišným kritériím a datovým požadavkům.

3.2.1 Výnosové míry aktiv

Počet obchodovaných firem na Varšavské burze cenných papírů od jejího založení neustále roste, jak je patrné z grafu 3.1. Naopak počet akcií vyřazených z obchodování je relativně nízký (za celé období 116 firem²). O některých vyřazených firmách se nepodařilo sehnat data. Protože většina stažených akcií by nesplnila kritéria zařazení do testu (minimální délka obchodování), nemá nezohlednění vyřazených firem velký vliv na výsledky testu.



Graf 3.1: Počet firem v jednotlivých periodách

Jednotlivé měsíční výnosy byly kalkulovány na základě vzorce:

$$r_i = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} - R_f, \quad (3.1)$$

kde P_t je závěrečná cena akcie v poslední burzovní den daného měsíce,

P_{t-1} je závěrečná cena akcie v poslední burzovní den předchozího měsíce,

R_f je aproximace bezrizikové úrokové míry daného měsíce.

Tradiční metodologie ověřování CAPM využívají měsíčních výnosů zohledňujících i vyplacené dividendy:

$$r_{Di} = \frac{P_t - P_{t-1} + D_t}{P_{t-1}} - R_f, \quad (3.2)$$

kde D_t jsou pravidelné vyplacené dividendy na akcii v čase t .

²Zdroj: Webové stránky Varšavské burzy cenných papírů

Pro naši analýzu byly použité výnosy nezohledňující dividendy, protože informace o dividendách byly dostupné pouze u 12 278 pozorování z celkového počtu 25 041. Střední hodnota měsíčních výnosů očištěných o dividendy se u těchto pozorování liší od výnosu bez dividend pouze o 0,976 promile, což by tedy nemělo výrazně ovlivňovat výsledky testu. Deskriptivní statistiky měsíčních výnosů jsou uvedeny v tabulce 3.2. Záporné střední hodnoty jsou způsobené aktuální krizí na finančních trzích. Vzhledem k rostoucímu počtu akcií v čase mají aktuální špatné výsledky větší vliv na výslednou střední hodnotu za celé období.

Tabulka 3.2: Měsíční výnosy aktiv - deskriptivní statistika.

Proměnná	Pozorování	Stř. hodnota	Směrodatná odchylka	Min	Max
r_i	25041	-0,0220	0,2467	-1,0122	22,6752
\tilde{r}_i	12278	-0,0209	0,2893	-1,0122	22,6752
r_{Di}	12278	-0,0199	0,2894	-1,0122	22,6752

\tilde{r}_i jsou měsíční výnosy nezohledňující dividendy kalkulované pouze u pozorování, kde jsou dostupné informace o dividendách a u kterých je tedy možné vypočítat i měsíční výnosy zohledňující dividendy.

3.2.2 Tržní portfolio

Jak již bylo řečeno, tržní portfolio nelze nikdy kompletně pozorovat a měřit jeho výnosy. Proto se pro účely testování CAPM používají aproximace tržního portfolia, nejčastěji na základě burzovních indexů. Warsaw Stock Exchange poskytuje několik indexů sestavených podle velikosti firem nebo odvětví. Pro účely naší analýzy byl vybrán WIG Index, který obsahuje největší počet akcií obchodovaných na WSE a měl by tedy nejlépe aproximovat skutečné tržní portfolio.

WIG Index byl také prvním indexem na WSE a je tedy počítaný již od roku 1991. Index obsahuje všechny firmy obchodované na burze, které splňují tato kritéria: minimálně 10% akcií obchodovaných v režimu free float, hodnota akcií v režimu free float minimálně 1 milion eur, firma nesmí mít výrazný vliv na pohyb indexu. Zařazení firem do báze indexu je aktualizováno čtyřikrát ročně.

Vzorec, podle kterého je index kalkulován, je následující:

$$WIG = \frac{\sum P_{ti} * S_{ti}}{\sum P_0 * S_0 * K_t} * 1000 \quad (3.3)$$

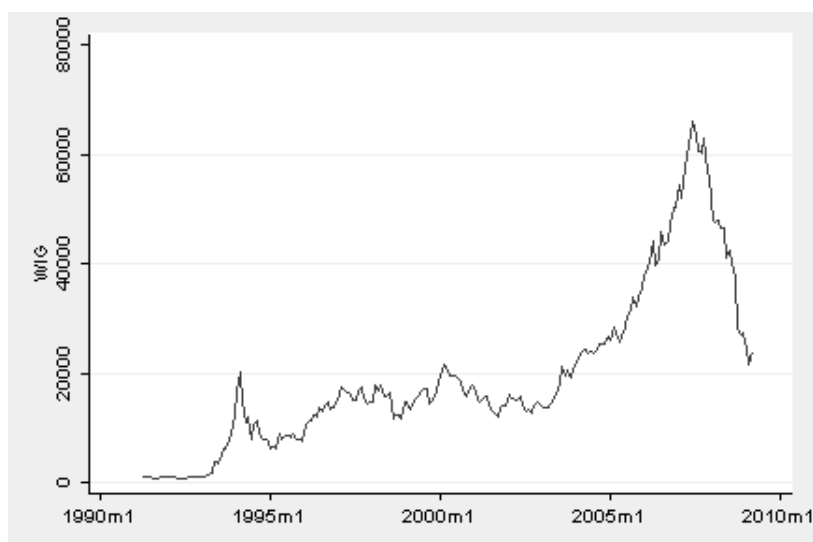
kde P_{ti} je cena firmy i pro periodu t ,

S_{ti} je váha firmy i v indexu pro periodu t ,

P_0 je cena firmy i v základním období (16.4.1991),

S_0 je váha firmy i v indexu pro základní období (16.4.1991),

K_t je faktor přizpůsobení pro danou periodu.



Graf 3.2: Vývoj WIG Indexu

Graf 3.2 dokumentuje vývoj indexu, který dosáhl svého maxima přesahujícího 66 000 bodů v červnu 2007 a od té doby soustavně klesá pod vlivem finanční krize. V únoru 2009 dosáhl nejnižší hodnoty (pod 22 000 bodů) od konce roku 2003.

Při testování bylo opět počítáno se závěrečnými hodnotami indexu v poslední burzovní den daného měsíce. Z celkového počtu 162 period byl výnos WIG Indexu pouze v 92 periodách kladný, což bylo také důvodem následného testování podmíněného modelu CAPM.

Za poslední 2 roky byl WIG Index vyšší než bezriziková úroková míra pouze ve 4 měsících. Proto test zopakujeme i pro období do a od června 2007 a ověříme tedy vliv finanční krize na validitu CAPM v polských podmínkách.

3.2.3 Bezriziková úroková míra

Bezriziková úroková míra se pro účely testování CAPM většinou aproximuje pomocí výnosů krátkodobých státních dluhopisů. Pro účely naší analýzy byly použity měsíční výnosy polských státních pokladničních poukázek s dobou splatnosti 6 měsíců.

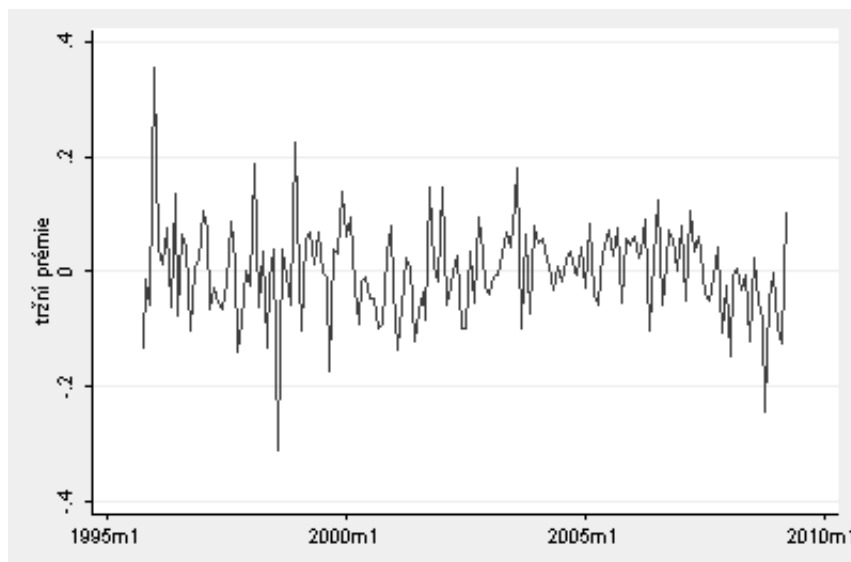
Především v 90. letech a v prvních třech letech jedenadvacátého století byly výnosy státních pokladničních poukázek v Polsku výrazně vyšší než na rozvinutých trzích. Roční výnosy polských poukázek překračovaly běžně 20%, zatímco americké státní pokladniční poukázky jen zřídka přesáhly 6%.

Takto markantní rozdíl je způsoben především vysokou mírou polské inflace. V druhé polovině 90. let doznívala vysoká inflace až hyperinflace z období 1989-1990 spojená s transformací z centrálně plánované ekonomiky.

Výrazně rozdílnou míru výnosu státních pokladničních poukázek ale pozorujeme pouze u nominálních hodnot. Reálné míry výnosy očištěné o inflaci se v Polsku a USA v průměru liší o méně než jedno procento.

Odečtením bezrizikové míry od výnosů jednotlivých akcií a tržních výnosů jsme obdrželi *individuální rizikovou prémii (individual risk premium - irp)* a *tržní prémii (market premium - mp)*.

$$irp : r_i = R_i - R_f \quad mp : r_m = R_m - R_f \quad (3.4)$$



Graf 3.3: Vývoj tržní prémie na WSE

Souhrnná deskriptivní statistika všech proměnných použitých při testování je uvedena v tabulce 3.3. Graf 3.3 zobrazuje tržní prémii na Warsaw Stock Exchange v období 1997-

2009. Pouze v 82 z celkového počtu 162 byla tržní prémia kladná.

Tabulka 3.3: Souhrnná deskriptivní statistika.

Proměnná	Pozorování	Stř. hodnota	Směrodatná odchylka	Min	Max
R_i	25041	0,0120	0,2455	-0,9738	22,7143
R_m	162	0,0096	0,0828	-0,2963	0,3727
R_f	162	0,0098	0,0061	0,0033	0,0223
r_i (<i>irp</i>)	25041	0,0046	0,2459	-0,9781	22,7104
r_m (<i>mp</i>)	162	-0,00012	0,0830	-0,3118	0,3536

R_i jsou měsíční výnosy akcií 263 firem obchodovaných na Warsaw Stock Exchange v období září 1997 - březen 2009, R_m jsou měsíční výnosy WIG Indexu, R_f jsou výnosy polských státních pokladničních poukázek, r_i je individuální riziková premie, r_m je tržní premie.

3.3 Metodologie

Pro ověření validity modelu CAPM v podmínkách polského kapitálového trhu byly zvoleny 2 přístupy: klasický Fama & MacBeth test nepodmíněného CAPM a Pettengillův test podmíněného CAPM.

3.3.1 Fama & MacBeth test

Dvoustupňová regresní metoda, kterou poprvé použili autoři Fama & MacBeth (1973), je jedna z nejčastějších metod testování CAPM. V prvním kroku jsou odhadnuty koeficienty β_i pro danou akcii, v druhém kroku je průřezovou regresí odhadnutý vztah mezi β_i a individuální rizikovou premií.

3.3.1.1 Odhad koeficientů β

Koeficienty β_i jsou odhadovány z regresní rovnice

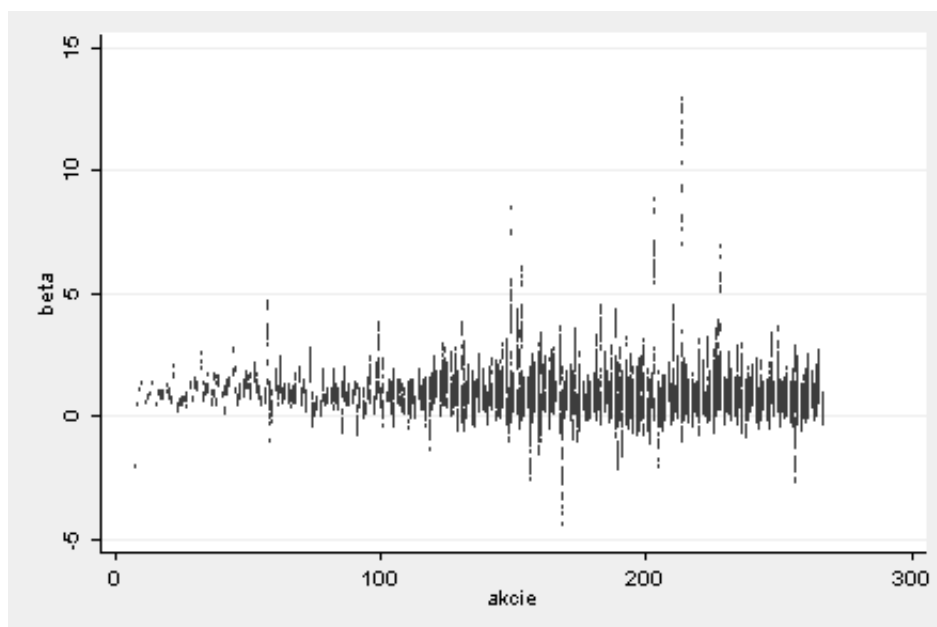
$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \epsilon_{it} \quad (3.5)$$

kde r_{it} je realizovaná individuální riziková premie v čase t , r_{mt} je tržní premie v čase t , ϵ_{it} je *iid* (nezávislá a rovnoměrně rozdělená) reziduální složka, $\hat{\beta}_i$, $\hat{\alpha}_i$ jsou odhady parametru

β a interceptu.

První odhady parametru β byly získány z regrese modelu 3.5 pro prvních 24 měsíčních period a následně použity v druhém kroku testu pro 25. měsíc. Tento postup byl opakován pro každý další měsíc, tedy v období od 2. do 25. měsíce byl odhadnut koeficient β , který byl poté použitý pro testování modelu v 26. měsíci.

Popsaná procedura rolované regrese (*rolling regression*) je zvolená z důvodu nestability koeficientu β v čase. Hypotéza nestability β se při odhadování parametrů potvrdila a lze ji pozorovat i z grafu 3.4, ve kterém jsou proti jednotlivým akciím vyneseny odhady koeficientu β ve všech periodách.³



Graf 3.4: Odhadnuté koeficienty beta dle period a akcií

Vzhledem k použité metodologii byly do testu zahrnuty pouze akcie obchodované minimálně v 25 po sobě jdoucích měsících. Tomuto kritériu vyhovělo 263 z celkového počtu 374 firem, tedy pouhých 70%. Jak dokládá i graf 3.1 k prudkému nárůstu počtu obchodovaných akcií došlo v posledních 3 letech a právě většina z těchto firem nespĺnila kritéria testu.

³Při relativně stabilních koeficientech β bychom pro každou akcii pozorovali body, nikoliv svíslé přerušované linky. Graf by tedy po celé šířce vypadal přibližně stejně jako pro prvních 50 akcií. Právě stabilita β pro první akcie je dána tím, že jsou akcie seřazeny dle délky obchodování a u prvních akcií tedy mohla být β odhadnuta jen pro malý počet období.

3.3.1.2 Průřezová regrese

V druhém kroku byl s použitím vypočítaných $\hat{\beta}_i$ odhadnutý model

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{i,t-1} + v_{it} \quad (3.6)$$

kde r_{it} je individuální riziková prémie v čase t , v_{it} je reziduální složka. OLS regrese pro popsaný model byla provedena vždy v každé periodě pro průřez všech akcií. Výsledné odhady $\bar{\gamma}_0, \bar{\gamma}_1$ byly získány jako průměr odhadnutých koeficientů ze všech period.

Pro testování hypotéz ohledně odhadnutých koeficientů byla za předpokladu normálně rozdělených reziduí použita následující t-statistika

$$t_{\gamma} = \frac{\bar{\hat{\gamma}}_k}{\sigma(\hat{\gamma})_k} \quad (3.7)$$

$$\sigma^2(\hat{\gamma})_k = \frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_k - \bar{\hat{\gamma}}_k)^2 \quad (3.8)$$

V souladu s teoretickým modelem CAPM (1.16) by koeficient $\bar{\hat{\gamma}}_0$ neměl být signifikantně odlišný od nuly a koeficient $\bar{\hat{\gamma}}_1$ by měl být kladný na určité hladině významnosti. Pozitivní $\bar{\hat{\gamma}}_0$ je důsledkem předpokládaného rizikově averzního chování investorů, kteří u rizikových aktiv požadují kladný rozdíl mezi tržním výnosem a bezrizikovou úrokovou mírou. V opačném případě by investoři nedrželi riziková aktiva, ale pouze bezriziková.

Záměrem použití koeficientů $\beta_{i,t-1}$ odhadnutých v předchozích 24 periodách je snížení chyb při měření proměnných. Zvolení dvouleté periody vychází z předpokladu relativně stabilního koeficientu β během dvou let, přičemž některé empirické testy nasvědčující stabilitě β až v období pěti let.

Přesto mohou být parametry $\hat{\beta}_{i,t-1}$ měřeny s chybou a tato chyba může být následně zavedena i do modelu 3.6 a způsobit vychýlení odhadů $\hat{\gamma}_0$ a $\hat{\gamma}_1$. Jednou z možností jak případné chyby v měření proměnné β snížit, je odhad koeficientu pro portfolia namísto jednotlivých akcií.

3.3.1.3 Formování portfolií

Odhad s využitím sestavených portfolií byl proveden v okně 49 měsíců, které se opět rolovalo napříč celým testovaným obdobím.

- V prvních 24 měsících byly odhadnuty parametry β_i pro jednotlivé akcie z rovnice 3.5.

- Pro každý 25. měsíc byly firmy rozděleny do 10 portfolií dle naměřených β_i od nejnižší po nejvyšší (první portfolio tak bylo nejvíce defenzivní a naopak desáté portfolio nejvíce ofenzivní).
- Pro sestavená portfolia byla pro periodu 25. až 48. měsíce odhadnuty koeficienty β_p na základě regresní rovnice:

$$r_{pt} = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p r_{mt} + \epsilon_{pt} \quad (3.9)$$

kde r_{pt} jsou vážené výnosy všech akcií zahrnutých v portfoliu v čase t a ostatní proměnné jsou stejné jako v modelu 3.5.

- β_p portfolií byly ve 49. měsíci přiřazeny všem akciím obsaženým v portfoliu a s jejich využitím byly odhadnuty parametry průřezové regrese napříč všemi měsíci

$$r_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + v_{it} \quad (3.10)$$

- Postup byl dále proveden pro 2. až 50. měsíc a dále opakován až do března 2009.
- Pomocí testových statistik byly stejně jako v metodě bez sestavování portfolií testovány průměrné hodnoty koeficientů $\bar{\gamma}_0$ a $\bar{\gamma}_1$.

Pro uvedenou metodu mohly být využity jen akcie obchodované minimálně 49 měsíců po sobě. Tuto podmínku splnilo jen 189 firem, tedy o 74 (28%) méně než v testu prvním. Právě snížená vypovídající schopnost o výrazně nižším počtu akcií je v našem případě hlavní nevýhodou metody. Naopak výhodou tohoto postupu je menší citlivost na strukturální chyby v měření β_i jednotlivých akcií a tedy snížení vychýlení odhadu γ_0 , γ_1 .

3.3.1.4 Rozdělení period

Celkové období bylo rozděleno do tří částí:

1. říjen 1995 - listopad 2000 (62 měsíců)
2. prosinec 2000 - červen 2007 (79 měsíců)
3. červenec 2007 - březen 2009 (21 měsíců) ⁴

⁴U posledního období od července 2007 je třeba brát v potaz výrazně nižší počet period pozorování při interpretaci výsledků.

Důvodem pro rozdělení první a druhé části je zavedení nového systému obchodování WARSET (Warsaw Stock Exchange Trading System) 17. listopadu 2000. Nový systém měl vliv na technickou efektivnost a tržní mikrostrukturu. Kvůli pozorování vlivu finanční krize bylo zvoleno rozdělení období v červnu 2007. Krize finanční a následně i hospodářská v mezinárodním měřítku způsobila krizi důvěry na kapitálových trzích, což má za následek snížení jejich efektivity.

3.3.2 Test podmíněného CAPM

Z celkového počtu 163 měsíců byla tržní prémie kladná pouze v 82 měsících. Ve zbylých měsících se zápornou tržní premií je porušen předpoklad rizikově averzního chování investorů, protože bezriziková úroková míra byla vyšší než výnos tržního portfolia. Právě kvůli porušení předpokladů teoretického modelu CAPM v těchto obdobích byl vedle tradičního FMB testu použit zároveň podmíněný CAPM, který představil Pettengill et al. (1995).

V předběžné analýze byly zkoumány periody s nejvyšší a nejnižší tržní premií. Souhrnně pro pět období s nejvyšší (resp. nejnižší) tržní premií byly odhadnuty parametry regresní rovnice 3.6, kde proměnné β byly měřeny stejně jako v prvním FMB testu pro jednotlivé akcie. Výsledky potvrdily parametr $\hat{\gamma}_1$ kladný (resp. záporný). Kompletní výsledky předběžné analýzy podmíněného CAPM jsou uvedeny v příloze A.

Na základě zjištění předběžné analýzy byl proveden odhad parametrů modelu

$$r_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} * \delta * \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} * (1 - \delta) * \beta_i + \epsilon_t, \quad (3.11)$$

kde $\delta = 1$ když $(R_{mt} - R_{ft}) > 0$ ("up-market")

a $\delta = 0$ když $(R_{mt} - R_{ft}) < 0$ ("down-market").

Parametry β_i byly měřeny stejně jako u FMB testu, tedy individuálně pro každou akcii pro období předchozích 24 měsíců z rovnice 3.5. Výsledné odhady $\bar{\gamma}_0$, $\bar{\gamma}_1$, $\bar{\gamma}_2$ byly vypočítány jako průměry odhadnutých parametrů a testovány na základě stejných testových statistik shodných s FMB metodou.

Pro platnost modelu by svědčil parametr $\bar{\gamma}_0$ roven nule, $\bar{\gamma}_1$ větší než nula a $\bar{\gamma}_2$ menší než nula na dané hladině významnosti.

3.4 Výsledky

3.4.1 Fama & MacBeth test

Z celkového počtu 374 obchodovaných firem nesplnilo kritérium prvního testu 107 firem. Souhrnné statistiky odhadu modelu jsou uvedené v tabulce 3.4. Průměrná hodnota koeficientu β_i je 0,853, v průměru byly tedy obchodované akcie defenzivní. 1466 odhadnutých koeficientů bylo záporných, naprostá většina (10 867) koeficientů leží v intervalu $(0, 1)$, 5 474 je z intervalu $(1, 2)$ a 1 162 silně ofenzivní s $\beta_i > 2$. 14 hodnot odhadnutých koeficientů překročilo hodnotu 10. Tato odlehlá pozorování mohou výrazně ovlivňovat výsledný model, proto je jednou z možností analýzy využití některé robustní metody.⁵

Tabulka 3.4: Výsledky: Odhady β_i jednotlivých akcií.

Faktor rizika β_i byl odhadnut pomocí rovnice

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \epsilon_t$$

β_i byly odhadnuty pro všechny firmy, které splnily kritérium minimálního počtu obchodovaných měsíců vždy na základě 24 po sobě jdoucích měsíců. V tabulce jsou uvedeny souhrnné statistiky pro parametry α_i , β_i a ukazatele R^2 .

Období říjen 1995 - únor 2009

Koeficient	Pozorování	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Min	Max
α_i	18969	0.0084171	0.0436132	-0.1579635	0.7921252
β_i	18969	0.853052	0.8458789	-4.43453	12.8737
R^2	18969	0.197598	0.176389	5.52e ⁻⁰⁹	0.8540388

Výsledky druhého kroku jsou uvedené v tabulce 3.5. Model pro celou periodu od října 1997 do března 2009 vyšel v porovnání s testy pro 3 rozdělené periody nejvíce ve prospěch platnosti klasického modelu CAPM. U parametru $\hat{\gamma}_0$ nelze vyvrátit nulovou hypotézu $H_0 : \gamma_0 = 0$ a to s velmi vysokou p-hodnotou 0,956.

Nicméně odhad $\hat{\gamma}_1$ svědčí pro kladnou rizikovou prémii jen velmi slabě. Hodnota odhadu je sice kladná, ale velmi nízká (0,0068909) a nulovou hypotézu $H_0 : \gamma_1 = 0$ lze zamítnout až na hladině významnosti $\alpha = 0,15$.

Pro všechny 3 dílčí periody naopak vyšel koeficient γ_0 signifikantně odlišný od nuly a naopak γ_1 nulový při hladině významnosti $\alpha = 0,05$. V podstatě čím pozdější perioda, tím více odhady svědčily v neprospěch CAPM.

⁵Robustní ekonometrické metody identifikují a eliminují vliv odlehlých pozorování, která zkreslují výsledky klasických metod.

Tabulka 3.5: Výsledky: Fama & MacBeth test CAPM.

CAPM model byl odhadnut FMB metodou s využitím regresních rovnic

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \epsilon_t$$

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + v_t$$

V prvním kroku byly odhadnuty koeficienty $\hat{\beta}_i$ z první regresní rovnice pro každou firmu i na základě periody 24 měsíc. Tyto odhady byly poté použity v druhém kroku jako nezávislé proměnné druhé regresní rovnice pro 25. měsíc napříč všemi firmami. Tento postup byl opakován pro každý měsíc. Průměrné hodnoty odhadů $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$ byly testovány pro ověření hypotéz: $E(\hat{\gamma}_0) = 0$ (nulová chyba ocenění) a $E(\hat{\gamma}_1) > 0$ (pozitivní riziková prémie).

Období říjen 1997 - březen 2009

Koeficient	Odhad	Směrodatná odchylka	t-statistika	$P > t $
γ_0	0.0003794	0.0068855	0.06	0.956
γ_1	0.0068909	0.0046401	1.49	0.140

Signif. kódy: 0' ***' 0.001' **' 0.01' *' 0.05' . 0.1''1 $\bar{R}_2 = 0.030$
 počet pozorování = 18705 $Prob > F = 0.139$

Období říjen 1997 - listopad 2000

Koeficient	Odhad	Směrodatná odchylka	t-statistika	$P > t $
γ_0	-0.028531	0.0145592	-1.96	0.058
γ_1	0.0222138	0.0139712	1.59	0.120

Signif. kódy: 0' ***' 0.001' **' 0.01' *' 0.05' . 0.1''1 $\bar{R}_2 = 0.049$
 počet pozorování = 2288 $Prob > F = 0.120$

Období prosinec 2000 - červen 2007

Koeficient	Odhad	Směrodatná odchylka	t-statistika	$P > t $
γ_0	0.0273647	0.0078838	3.47	0.001 ***
γ_1	0.0033791	0.003835	0.88	0.381

Signif. kódy: 0' ***' 0.001' **' 0.01' *' 0.05' . 0.1''1 $\bar{R}_2 = 0.019$
 počet pozorování = 11721 $Prob > F = 0.381$

Období červenec 2007 - březen 2009

Koeficient	Odhad	Směrodatná odchylka	t-statistika	$P > t $
γ_0	-0.0541189	0.014587	-3.71	0.001 ***
γ_1	0.0005107	0.0055845	0.09	0.928

Signif. kódy: 0' ***' 0.001' **' 0.01' *' 0.05' . 0.1''1 $\bar{R}_2 = 0.012$
 počet pozorování = 4696 $Prob > F = 0.928$

3.4.1.1 Fama & MacBeth test s využitím β_p portfolií

Test založený na odhadu parametru β_p pro portfolia místo jednotlivých akcií byl použit především kvůli snížení chyb v měření β_i a tím snížení vychýlení odhadu $\hat{\gamma}_0$, $\hat{\gamma}_1$. Nicméně zatímco původní test svědčil pro velmi slabou platnost CAPM, test s využitím portfolií platnost CAPM nepodporuje téměř vůbec. Koeficient γ_0 sice vyšel signifikantně nulový, ale stejně tak i koeficient γ_1 .

Při hlubším zkoumání se ukázalo, že hlavní příčinou tak rozdílných výsledků je především nestabilita koeficientu β_i v čase. Období potřebné k odhadu koeficientu beta se oproti prvnímu testu zdvojnásobil. Portfolia sestavená na základě β_i odhadnutých v prvních 24 měsících obsahovala často akcie, které by na konci období pro odhad β_p patřila do jiných portfolií na základě aktuálních β_i . Důsledkem toho bylo výrazné vyhlazení parametrů β_p , které mnohem méně reflektují rozdíly v rizikivosti akcií.

Pouze 8 firem má shodné maximální a minimální pořadí portfolia a průměrný rozdíl mezi maximálním a minimálním portfoliem je 4. Užití β_p sice snížilo odlehlé hodnoty β_i , ale zároveň vyrovnalo i ostatní hodnoty tak, že β_p vypovídá jen velmi málo o faktoru rizika jednotlivých akcií.⁶

Podmínky testu (minimální počet obchodovaných měsíců 49) splnilo 193 firem, 74 tedy bylo vyřazeno.

3.4.2 Test podmíněného CAPM

Poslední test ověřoval platnost podmíněného modelu CAPM a ze všech testů měl nejlepší výsledky. V souladu s předpoklady jsme obdrželi parametry $E(\hat{\gamma}_0) = 0$, $E(\hat{\gamma}_1) > 0$ a $E(\hat{\gamma}_2) < 0$ na hladině významnosti $\alpha = 0,05$. V periodách, kdy byl splněn předpoklad vyšších výnosů tržního portfolia než bezrizikových výnosů, je koeficient $\hat{\gamma}_1$ signifikantně kladný a jeho hodnota (přestože stále relativně nízká) je vyšší než v prvním FMB testu (0,0137094).

Hodnota statistiky souhrnného F-testu (0,000) také potvrdila významnost modelu jako celku, regresory modelu jsou schopné vysvětlit změny vysvětlované proměnné. Závěry testu jsou konzistentní se zjištěním Pettengill et al. (1995)

Kritéria testu byla stejná jako u prvního FMB testu založeném na β_i akcií, tedy i počet zahrnutých firem byl stejný (267). Výsledky jsou shrnuté v tabulce 3.7.

⁶Podrobnější informace o rozdílech β_i a β_p jsou uvedeny v druhé příloze.

Tabulka 3.6: Výsledky: Fama & MacBeth test CAPM s využitím β_p portfolií.

CAPM model byl odhadnut FMB metodou s využitím regresních rovnic

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \epsilon_t$$

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + \epsilon_t$$

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + v_t$$

V prvním kroku byly odhadnuty koeficienty $\hat{\beta}_i$ z první regresní rovnice pro každou firmu i na základě periody 24 měsíc. Na základě těchto koeficientů β_p byly akcie shluknuty do 10 portfolií, pro která byly odhadnuty koeficienty β_p pro průměrné výnosy portfolia v následujících 24 měsících. Tyto odhady byly poté použity ve třetím kroku jako nezávislé proměnné druhé regresní rovnice pro 49. měsíc napříč všemi firmami. Tento postup byl opakován pro každý měsíc. Průměrné hodnoty odhadů $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$ byly testovány pro ověření hypotéz: $E(\hat{\gamma}_0) = 0$ (nulová chyba ocenění) a $E(\hat{\gamma}_1) > 0$ (pozitivní riziková prémie).

Koeficient	Odhad	Směrodatná odchylka	t-statistika	$P > t $
γ_0	0.0055094	0.0099548	0.55	0.581
γ_1	0.0016758	0.0095767	0.17	0.861

Signif. kódy: 0' ***' 0.001' **' 0.01' *' 0.05' .0.1''1 $\bar{R}_2 = 0.017$

počet pozorování = 13609

$Prob > F = 0.861$

Tabulka 3.7: Výsledky: Test podmíněného CAPM.

Podmíněný model CAPM byl odhadnut s využitím regresních rovnic

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \epsilon_t$$

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1\delta\beta_i + \gamma_2(1 - \delta)\beta_i + v_t$$

kde $\delta = 1$ když $(R_{mt} - R_{ft}) > 0$ ("up-market") a $\delta = 0$ když $(R_{mt} - R_{ft}) < 0$ ("down-market")

V prvním kroku byly odhadnuty koeficienty $\hat{\beta}_i$ z první regresní rovnice pro každou firmu i na základě periody 24 měsíc. Tyto odhady byly poté použity v druhém kroku jako nezávislé proměnné druhé regresní rovnice pro 25. měsíc napříč všemi firmami. Tento postup byl opakován pro každý měsíc. Průměrné hodnoty odhadů $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$ byly testovány pro ověření hypotéz: $E(\hat{\gamma}_0) = 0$ (nulová chyba ocenění), $E(\hat{\gamma}_1) > 0$ (pozitivní riziková prémie) a $E(\hat{\gamma}_2) < 0$.

Koeficient	Odhad	Směrodatná odchylka	t-statistika	$P > t $
γ_0	0.0003794	0.0068855	0.06	0.956
γ_1	0.0137094	0.0033589	4.08	0.000 ***
γ_2	-0.0068184	0.0029805	-2.29	0.024 *

Signif. kódy: 0' ***' 0.001' **' 0.01' *' 0.05' .0.1''1 $\bar{R}_2 = 0.030$

počet pozorování = 18705

$Prob > F = 0.000$

Závěr

Práce se zabývá otázkou oceňování rizikových aktiv jak po teoretické tak praktické stránce. V první polovině jsou předložena teoretická východiska modelu CAPM a nejdůležitější studie, které přispěly do dlouholetého sporu o validitu modelu. Dva z představených empirických testů (Fama & MacBeth test CAPM - FMB a podmíněný test CAPM) byly poté replikovány na datech z polského kapitálového trhu.

K ověření modelu oceňování kapitálových aktiv byly použity informace o akcích obchodovaných na Warsaw Stock Exchange v období říjen 1995 až březen 2009, polských státních dluhopisech a burzovního indexu WIG. Výsledky empirické analýzy ukázaly na několik faktů, které zásadně ovlivnily odhadnuté modely:

Klasický test FMB založený na β_i jednotlivých akcií nedokáže spolehlivě potvrdit platnost modelu CAPM. V souladu s předpoklady modelu byl pouze odhad $\gamma_0 = 0$, u koeficientu γ_1 nelze na hladině významnosti 10% zamítnout $H_0 : \gamma_0 = 0$ a tedy pozitivní rizikovou prémii se nepodařilo empiricky ověřit.

Zvolená perioda testu významnou mírou ovlivňuje výsledky. Rozdělení celkové periody říjen 1995 až březen 2009 na 3 části nepomohlo k ověření platnosti CAPM v rozdělených obdobích. V poslední periodě ovlivněné světovou finanční krizí byla vypovídací schopnost modelu nejnižší, což je v souladu s předpokladem nižší efektivity kapitálového trhu v důsledku propadu důvěry.

Faktory rizika β_i jsou nestabilní v čase. Odhadnuté koeficienty β_i jsou velmi nestabilní v čase, což může vést k vychýlení odhadu modelu, protože je použita metoda odhadu modelu ve dvou krocích a $\hat{\beta}_i$ jsou dále použité jako nezávislé proměnné.

FMB test založený na β_p portfolií snížil vypovídající schopnost regresorů vysvětlit změny vysvětlované proměnné - individuální rizikové prémie. Test založený na β_p portfolií místo β_i jednotlivých akcií měl snížit vliv odlehlých pozorování na vychýlení odhadu. Důsledkem nestabilních koeficientů β_i byly odhadnuté β_p velmi vyrovnané a méně vypovídaly o odlišnostech v rizikovosti akcií. Tento fakt má za následek nedostatečnou vypovídající schopnost modelu vysvětlit ocenění rizikových aktiv.

Podmíněný model CAPM je schopný vypovídat o oceňování rizikových aktiv, přestože vypovídající schopnost je relativně nízká - odhad koeficientu $\hat{\gamma}_1 = 0,0137094$. V souladu s předpoklady modelu jsou oba odhady $\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2$ signifikantní a konstantní člen $\hat{\gamma}_0$ nesignifikantní.

Empirická analýza tedy ukázala, že zvolená metodologie i perioda má vliv na validitu modelu. Vzhledem k výskytu odlehlých pozorování bych pro další analýzu doporučila použití některé z robustních ekonometrických metod. Další možností výzkumu je testování multifaktorových modelů v souladu s teorií arbitrážního oceňování.

Jiným úskalím ověřování validity modelu je fakt, že se jedná o testování sdružených hypotéz. Jednou hypotézou je efektivní chování trhů (tedy ceny plně reflektující všechny dostupné informace) a druhé CAPM jako model vysvětlující chování investorů. Hypotéza efektivních trhů není testovatelná samostatně, ale vždy s využitím nějakého modelu investorova chování - v našem případě CAPM. Pokud je sdružená hypotéza zamítnuta, nejsme schopni rozhodnout, zda byl zvolen špatný model investorova chování nebo jsou trhy neefektivní.

Seznam použitých zdrojů

- Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18.
- Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance*, 32(3), 663–682.
- Bhandari, L. C. (1980). Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *Journal of Finance*, 43(2), 507–528.
- Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Michael C. Jensen: Studies in the Theory of Capital Markets*.
- Chae, J. & Yang, C. W. (17.3.2008). Failure of Asset Pricing Models: Transaction Cost, Irrationality, or Missing Factors. *Dostupné na SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1089744>*.
- Chen, N.-F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59(3), 383–403.
- Eurostat. Eurostat - Stock market capitalisation - End of period; Milliard EUR (NSA). [online]. [cit. 2009-04-15]. Dostupné na <http://matthewcpollard.googlepages.com/meanvariance.pdf>.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, (47), 427–465.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
- Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, (81), 607–636.

- French, K. R. (1980). Stock Returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55–69.
- FTSE. FTSE Global Equity Index Series Country Classification. [online]. [cit. 2009-04-8]. Dostupné na http://ftse.com/Indices/Country_Classification.
- Goetzmann, W. N. & Kumar, A. (12.3.2008). Equity Portfolio Diversification. Dostupné na SSRN: <http://ssrn.com/abstract=627321>.
- Harvey, C. R. (1995). Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, 8(3), 773–816.
- Jagannathan, R. & Wang, Z. (1993). The Capm Is Alive And Well. *Federal Reserve Bank of Minneapolis (Working Paper 517)*.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, (47), 13–37.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91.
- Novák, J. (2007). Is CAPM Beta Dead or Alive? Depends on How you Measure It. *Uppsala University, Sweden (nepublikováno)*.
- Pajuste, A., Kepitis, G., & Högfeltd, P. (2000). Risk Factors and Predictability of Stock Returns in Central and Eastern Europe. *Emerging Markets Quarterly*, 4(2), 7–24.
- Pettengill, G. N., Sundaram, S., & Mathur, I. (1995). The Conditional Relation between Beta and Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), 101–116.
- Reinganum, M. R. (1983). The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effect. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89–104.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129–176.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, (19), 425–442.

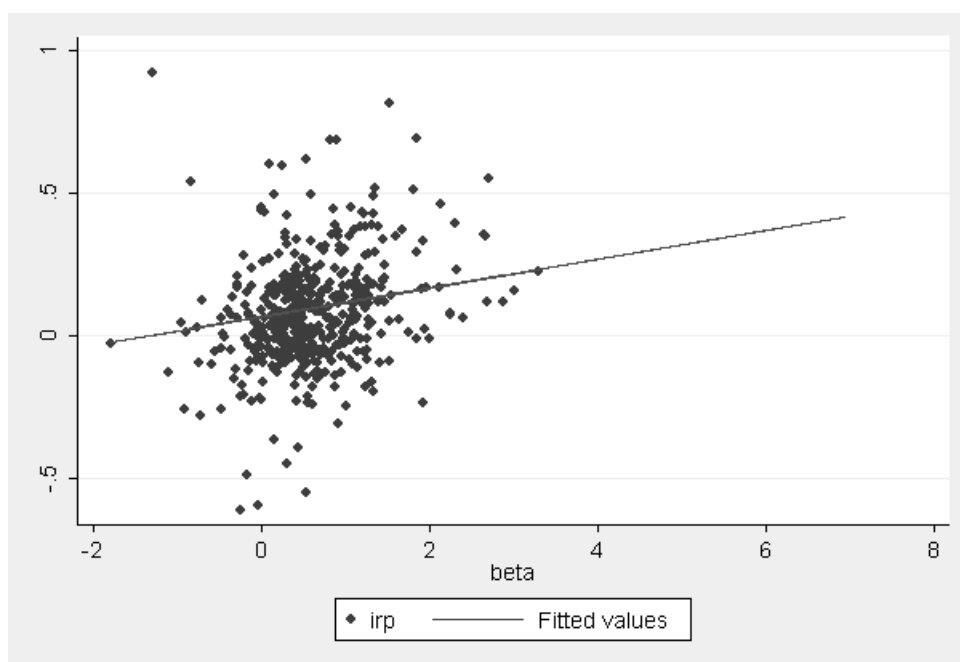
Stattman, D. (1980). Book Value and Stock Returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25–45.

World Federation of Exchanges. WFE - YTD Monthly. [online]. [cit. 2009-04-15]. Dostupné na <http://www.world-exchanges.org/statistics/ytd-monthly>.

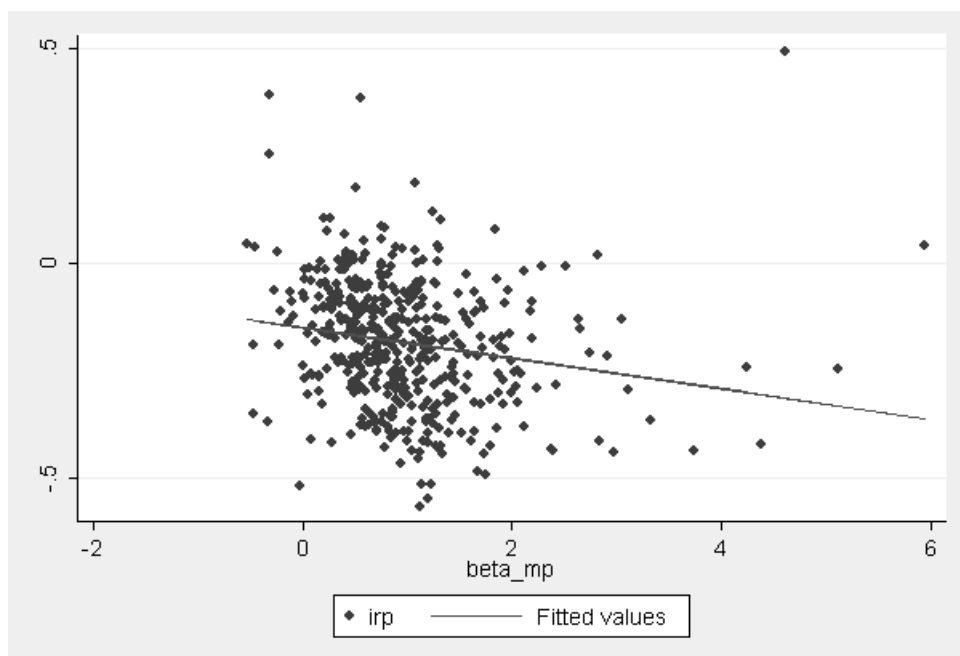
Příloha A

Předběžná analýza podmíněného CAPM

Před provedením empirického testu podmíněného modelu CAPM bylo ověřeno chování akcií v pěti periodách s nejvyšší tržní premií a naopak pěti periodách s nejnižší tržní premií. Pro těchto pět period byla provedena regrese dle rovnice 3.10 a její výsledky potvrdily kladný vztah mezi individuální rizikovou premií a β_i v periodách s kladnou tržní premií a naopak negativní vztah v periodách s tržním výnosem nižším než bezrizikovým výnosem. Výsledky jsou uvedeny v grafech A.1 a A.2.



Graf A.1: Odhad CAPM pro 5 period s nejvyšší tržní prémieí



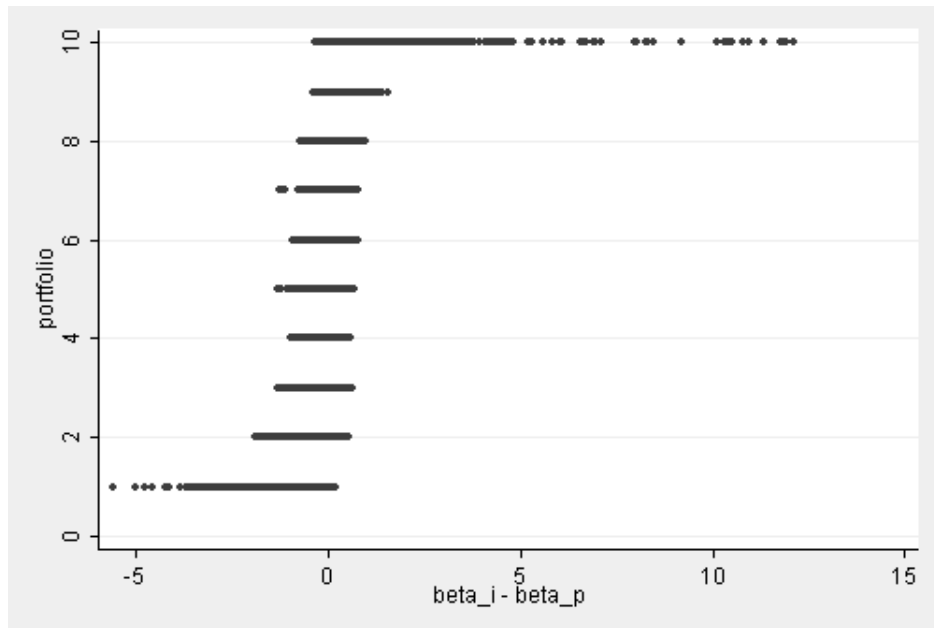
Graf A.2: Odhad CAPM pro 5 period s nejnižší tržní prémieí

Příloha B

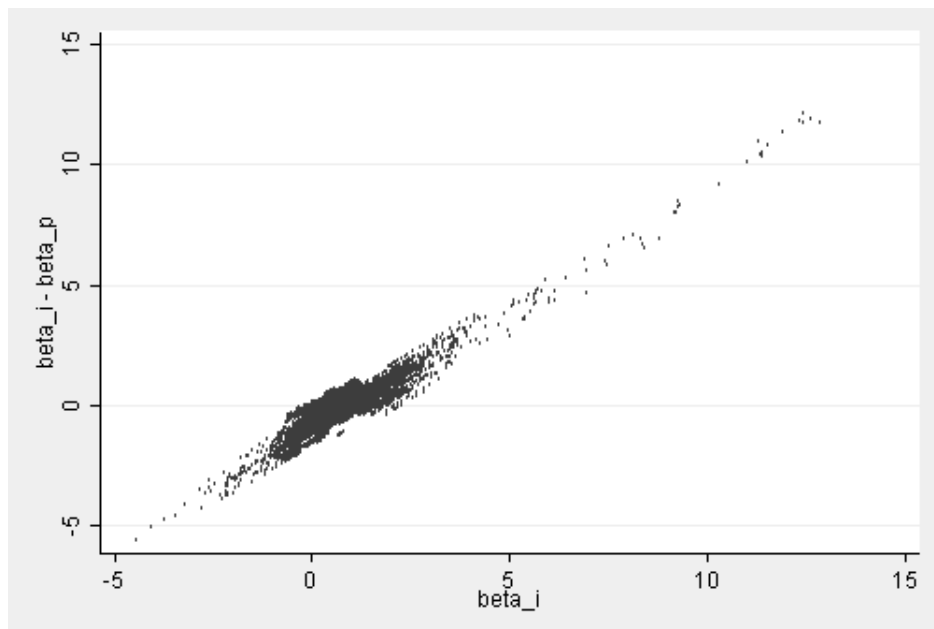
Analýza rozdílů mezi odhady β_i a β_p

Značné rozdíly mezi odhady β_i a β_p jsou příčinou odlišných výsledů FMB testu založeném na měření faktoru rizika β po jednotlivé akcie a pro portfolia. Graf B.1 ukazuje, že pro portfolio 1 a 10 došlo ke snížení vlivu odlehlých pozorování s příliš vysokým či nízkým koeficientem β_i . Zároveň je vidět, že jsou značné rozdíly mezi β_i a β_p i pro portfolia 2-9.

Z druhého grafu je vidět, že rozdíl mezi $\beta_i - \beta_p$ je téměř přímo úměrný velikosti β_i , což dokládá, že β_p mnohem méně vypovídá o odlišné rizikovosti jednotlivých akcií.



Graf B.1: Rozdíl $\beta_i - \beta_p$ podle čísla portfolia



Graf B.2: Rozdíl $\beta_i - \beta_p$ proti β_i