

Vydává Ministerstvo financí České republiky ve spolupráci s Českou národní bankou ve vydavatelství *Economia, a. s.*, Praha

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49
120 74 Praha 2

Telefon: 253 018 nebo: 24 21 00 25, l. 6141

Fax: 253 728

Šéfredaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

OBSAH

- Stanislava JANÁČKOVÁ: K některým specifickým měnové politiky v ČR 445
- Jiří KINKOR: Měření daňové progresivity 455
- Karel JANDA: Modelování rizika akciového portfolia 463

Rozpočtová politika — jaká byla, je a bude — 4. část

- Milena HORČICOVÁ—Drahomíra VAŠKOVÁ: Mimorozpočtové fondy a jejich postavení v systému veřejných rozpočtů . . . 473
- Bibiana JÍLKOVÁ—Olga NOVOSADOVÁ: K některým souvislostem vládního dluhu v ČR 483
- Miroslav HAVEL: Státní rozpočet v roce 1993 a 1994 a střednědobá strategie rozpočtové politiky do roku 2000 488

Recenze

- Aleš BULÍŘ: Jak měřit fiskální deficit? (ed.: M. I. Blejer—A. Cheasty) 500

Finance a úvěr v zahraničí

- Jana MARKOVÁ: Měnové účinky euroměnového trhu a možnosti jejich eliminace . . . 504

Přehled — Survey

- Czech Republic: General Government Fiscal Operations, 1993 (table) 514

Publishers: Ministry of Finance of the Czech Republic in Cooperation with Czech National Bank in Publishing House *Economia, Prague*

© Ministry of Finance of the Czech Republic

Editor's Office: Vinohradská 49
120 74 Prague 2
Czech Republic

Editor in Chief: Ivan Kočárník

CONTENTS

- Stanislava JANÁČKOVÁ: Specific Issues of Monetary Policy in the Czech Republic . . 445
- Jiří KINKOR: Measurement of Tax Progressivity 455
- Karel JANDA: Modelling Risks of Share Portfolio 463

Budgetary Policy — Past, Present and Future — 4th Part

- Milena HORČICOVÁ—Drahomíra VAŠKOVÁ: Extrabudgetary Funds and Their Role in General Government Sub-Sector . . . 473
- Bibiana JÍLKOVÁ—Olga NOVOSADOVÁ: Some Government Debt Implications in the Czech Republic 483
- Miroslav HAVEL: The State Budget in 1993 and 1994 and the Medium-Term Fiscal Policy Strategy to 2000 488

Book-Review

- Aleš BULÍŘ: How to Measure the Fiscal Deficit? (Eds.: M. I. Blejer—A. Cheasty) . . 500

Finance and Credit Abroad

- Jana MARKOVÁ: Monetary Impacts of Euro-Currency Market and Possibilities of Their Elimination 504

Survey

- Czech Republic: General Government Fiscal Operations, 1993 (table) 514

Modelování rizika akciového portfolia

Karel JANDA*

1. Úvod

Tato studie se zabývá teoretickými a empirickými otázkami analýzy rizika portfolia. Empirická část je založena na analýze akciového portfolia Podpůrného a garančního rolnického a lesnického fondu (dále jen Garančního fondu) a navazuje jednak na práci [Bečvářová et al. 1993], ve které byly popsány vazby mezi kuponovou privatizací a trhem potravinářských a zemědělských akcií a byl proveden základní odhad hodnoty těchto akcií a jejího vývoje, a jednak na výzkumnou studii [Janda 1994].

Záměrem teoretické části této práce je prezentace teoretických základů, na nichž spočívá empirická část předložené studie. Jedná se o maximálně zjednodušené a technicky nenáročné uvedení problematiky, které by však přesto mělo postačovat pro základní zhodnocení výsledků empirické části z hlediska moderní finanční teorie rizika. Obsažný a technicky náročnější výklad lze nalézt v [Markowitz 1990, 1991].

2. Výnos cenného papíru a jeho riziko

2.1. Systematické a nesystematické riziko

Celkové riziko cenného papíru lze statisticky rozdělit na dvě části, na riziko systematické a nesystematické.

Nesystematické riziko plyne z nesystematických změn. Je to ta část celkového rizika, která je jedinečná pro podnik nebo obor. Jedná se o změny způsobené stávkami, chybami managementu, objevy a vynálezy, zavedením nových technologií atd. Jelikož nesystematické změny ovlivňují pouze jeden podnik nebo jen skupinu podniků, musejí být předvídaný odděleně pro jednotlivé podniky.

Protože nesystematické pohyby cen cenných papírů jsou statisticky navzájem nezávislé, mohou být redukovány prostřednictvím diverzifikace, která je definována jako kombinované držení cenných papírů s nedokonalé korelovanými mírami výnosů. Nesystematické riziko je proto označováno také jako riziko diverzifikovatelné.

Systematické riziko odráží systematickou variabilitu míry výnosů a je způsobeno faktory, které současně ovlivňují cenu všech obchodovaných cenných papírů

* Ing. Karel Janda, Národohospodářský ústav AV ČR a CERGE Praha
Redakce příspěvek obdržela 8. 6. 1994.

rů. Zdrojem systematického rizika jsou změny v ekonomickém, politickém a sociálním prostředí. Příkladem je míra růstu HDP, míra inflace, úrokové míry, války, revoluce.

Systematické riziko je označováno také jako tržní nebo nediverzifikovatelné riziko.

Poměr mezi systematickou a nesystematickou složkou celkové variability výnosů cenných papírů je pro různé podniky proměnlivý. Společnostmi s vysokým podílem nesystematického rizika jsou například Coca-Cola nebo U. S. Tobacco.

2.2. Kvantifikace složek rizika

Systematické riziko cenného papíru může být kvantifikováno prostřednictvím rozdělení míry výnosu cenného papíru na dvě části — část závislou (dokonale korelovanou) na tržní míře výnosu a část nezávislou (nekorelovanou) na tržní míře výnosu.

Míra výnosu cenného papíru je definována vztahem:

$$R_t = \frac{p_t - p_{t-1} + d_t}{p_{t-1}} \quad (1)$$

kde: p_t = tržní cena (kurz) cenného papíru v čase t ,

d_t = dividenda z cenného papíru připadající na období t .

Výše uvedené dvě části celkové míry výnosu jsou obvykle označovány jako systematická a nesystematická míra výnosu. Platí tedy:

$$\text{míra výnosu} = \text{systematická míra} + \text{nesystematická míra výnosu} \quad (2)$$

Tržní míra výnosu může být chápána jako míra výnosu portfolia obsahujícího v proporcionální míře všechny cenné papíry obchodované na trhu.

Podle definice je systematická míra výnosu daného cenného papíru dokonale korelována s tržní mírou výnosu, a proto může být vyjádřena jako součin konstanty β a tržní míry výnosu R_m . Konstanta β se tak stává ukazatelem tržní citlivosti, který indikuje citlivost míry výnosu cenného papíru na změny trhu.

Nesystematická míra výnosu, která je nezávislá na tržním výnosu, je označena jako ε' .

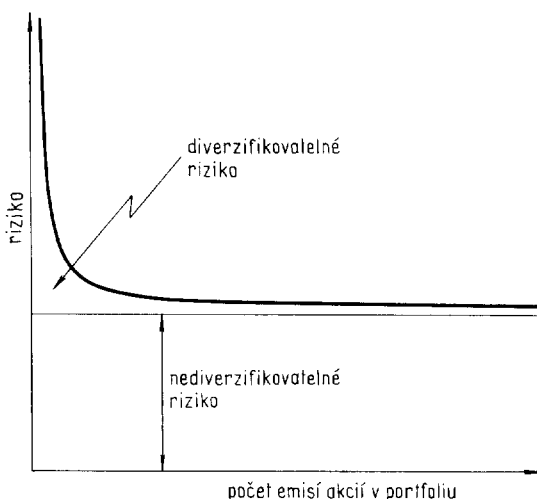
Míra výnosu cenného papíru v období t je tak vyjádřena jako

$$R_t = \beta R_{mt} + \varepsilon'_t \quad (3a)$$

Nesystematickou míru výnosu ε' lze rozložit na $\varepsilon'_t = \alpha + \varepsilon_t$, kde očekávaná hodnota reziduálního členu ε_t je nulová, $E(\varepsilon_t) = 0$. Rovnici (3a) je potom možné zapsat ve tvaru klasického normálního lineárního regresního modelu:

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t \quad (3b)$$

Regresní koeficient β je finančními analytiky označován jako „beta“ dané akcie. Beta je považována za velmi významnou charakteristiku akcie a bety společností obchodovaných na světových akciových burzách jsou pravidelně uveřejňovány na čelných místech odborných finančních publikací, jako je Value Line nebo Meryll Lynch.



Celková míra rizika vyjádřená variancí výnosů je statisticky rozložitelná na systematickou a nesystematickou část:

$$\text{var}(R) = \text{var}(\alpha + \beta R_m + \varepsilon) = \beta^2 \text{var}(R_m) + \text{var}(\varepsilon) \quad (4)$$

Systematické riziko je zachyceno členem $\beta^2 \text{var}(R_m)$. Nesystematické riziko je rovno reziduální varianci $\text{var}(\varepsilon)$

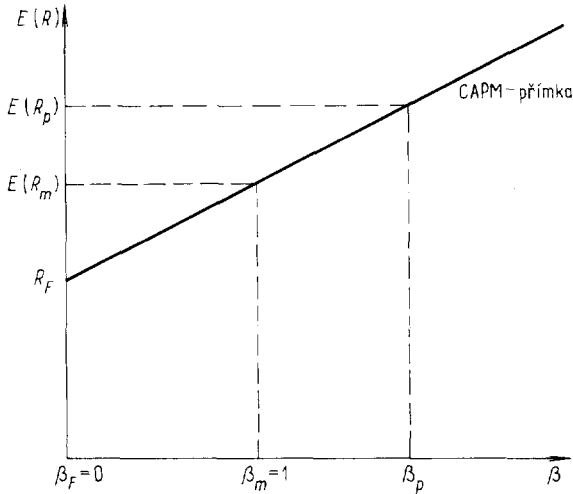
Podíl systematického rizika na celkovém riziku je vyjádřen koeficientem determinace R^2 , který je v případě jednoduché lineární regrese roven druhé mocnině korelačního koeficientu mezi mírou výnosu trhu a mírou výnosu analyzovaného cenného papíru

$$R^2 = \rho^2 = \frac{\text{cov}^2(R, R_m)}{\text{var}(R) \text{var}(R_m)} \quad (5)$$

Jako příklad lze jmenovat [Francis 1979], kde se uvádí, že pro stovku náhodně vybraných akcií burzy v New Yorku je průměrný korelační koeficient ρ přibližně rovný 0,5. To znamená, že přibližně 25 % celkové variability míry výnosů průměrných akcií obchodovaných na burze v New Yorku je vysvětleno vlivy vztahujícími se k trhu jako celku. Z toho plyne, že 75 % celkového rizika jednotlivé akcie je odstranitelných vhodně provedenou diverzifikací.

3. Snížení rizika diverzifikací

Vztah mezi celkovým rizikem portfolia a počtem různých aktiv zahrnutých do portfolia je zachycen na grafu č. 1. Intuitivně je zřejmé, že s růstem počtu různých akcií zahrnutých do portfolia se nesystematické riziko asymptoticky blíží k nule. Z mnoha empirických studií prováděných v podmínkách fungujících tržních ekonomik (klasickou referencí je [Wagner — Lau 1971]) plyne, že tempo konvergence nesystematického rizika portfolia k nule je překvapivě rychlé. Udá-



vaný počet různých akcií nutných pro odstranění nesystematického rizika se pohybuje mezi osmi až patnácti náhodně vybranými akciemi.

Pro obecné portfolio složené z n navzájem různých aktiv je očekávaná míra výnosu definována jako lineární kombinace očekávaných měř výnosů jednotlivých akcií takto:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n x_i E(R_i) \quad (6a)$$

kde x_i je váha akcie i v portfoliu, která je definována jako část celkové hodnoty portfolia investovaná do i -tého aktiva. Samozřejmě platí, že

$$\sum_{i=1}^n x_i = 1$$

Celkové riziko portfolia měřené variancí míry výnosu je definováno jako

$$var(R_p) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j cov(R_i, R_j) \quad (6b)$$

β -faktor charakterizující portfolio je vyjádřen jako lineární kombinace bet jednotlivých aktiv tvořících portfolio s použitím stejných vah jako při výpočtu očekávané míry výnosu

$$\beta_p = \sum_{j=1}^n x_j \beta_j \quad (6c)$$

Ekvivalentně lze určit β_p analogicky k výpočtu bety jednotlivých cenných papírů s použitím regresního modelu (3b). Historické míry výnosu cenného papíru R_{it} ovšem musejí být nahrazeny historickými mírami výnosu portfolia R_{pt} vypočítanými v souladu se vztahem (6a).

Vztah mezi rizikem a mírou výnosu cenného papíru je zachycen modelem oce-

ňování akcií CAPM (Capital Assets Pricing Model), který byl uveden do finanční analýzy v práci [Sharpe 1964]. Základní tvar modelu je:

$$E(R_p) = R_F + \beta_p[E(R_m) - R_F] \quad (7)$$

kde: $E(R_p)$ = očekávaná míra výnosu portfolia,

R_F = bezriziková míra výnosu,

$E(R_m)$ = očekávaná míra výnosu trhu,

β_p = beta portfolia.

Rovnice (7), označovaná finančními analytiky jako CAPM, říká, že očekávaná míra výnosu portfolia by měla přesáhnout bezrizikovou míru výnosu o částku přímo úměrnou betě portfolia. Podle CAPM tedy existuje lineární vztah mezi mírou výnosu a rizikem, který je zachycen na *grafu č. 2*. V rovnovážné situaci každý bod na *grafu č. 2* o souřadnicích β , $E(R)$ leží na přímce CAPM.

Po zjištění bety dané akcie a při známé rizikové prémii tržního portfolia [$E(R_m) - R_F$] lze tak pomocí CAPM odhadnout očekávanou míru výnosu portfolia (případně jednotlivého aktiva chápaného jako portfolio o jednom cenném papíru).

4. Empirická analýza

4.1. Vymezení zkoumaných objektů

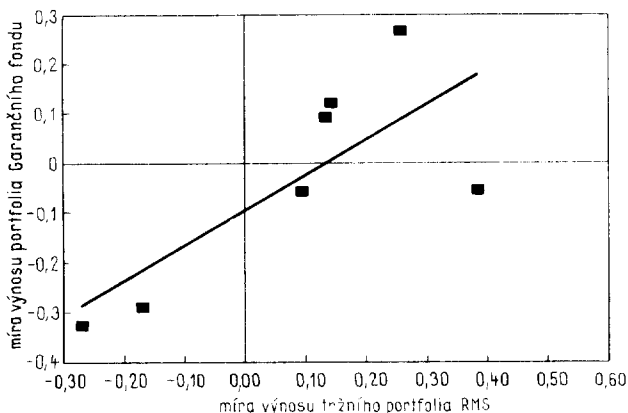
V obecném pojetí lze chápat tržní portfolio jako souhrn všech možných aktiv, do nichž lze investovat. Takto definovaná základní množina zahrnuje nejen akcie, dluhopisy, spotřební zboží dlouhodobé i krátkodobé povahy, ale i další aktiva ve velmi širokém smyslu chápání, jako jsou například investice do lidského kapitálu chápaného v souladu s [Taubman — Wachter 1986] jako schopnost člověka produkovat hodnoty a přinášet výnosy.

Takto široce chápané tržní portfolio by nebylo možné jednoduše kvantifikovat. Pro účely ekonometrického modelování je proto nutné používat více či méně rozsáhlé podmnožiny obecného teoretického tržního portfolia. Otázkou potom je, jak rozsáhlé tržní portfolio je ještě dostatečně reprezentativní pro empirické aplikace teorie portfolia. Provedené analýzy citlivosti modelu CAPM vzhledem ke specifikaci tržního portfolia, např. [Stambough 1982], však naštěstí nasvědčují tomu, že výsledky empirických odhadů se příliš při rozšiřování a sužování uvažovaného kvantifikovatelného portfolia nemění.

Základním odhadem chování tržního portfolia používaným v praxi finanční analýzy v USA je S&P index. V podmínkách českého finančního trhu zatím žádný takový obecně přijímaný indikátor stavu tržního portfolia neexistuje. Vzhledem k paralelní existenci dvou českých kapitálových trhů — Burzy cenných papírů Praha (BCPP) a RM-systému (RMS) — jsou v této studii stanovena dvě tržní portfolia a β -koeficienty jsou následně odhadovány odděleně pro BCPP a RMS.

Pro oba trhy byly vypočítány historické míry výnosů podle rovnic (1) a (6a) s vyloučením faktoru dividendy d_t . Při výpočtu průměrných cen akcií v jednotlivých obdobích byly jako váhy použity podíly jednotlivých emisí akcií na celkovém počtu emitovaných akcií uvažovaných pro výpočet tržního indexu.

Stejně tak nebyly uvažovány dividendy při výpočtu měr výnosu jednotlivých akcií použitých jako závisle proměnné v regresním modelu (3b). Podle [Haugen 1990] tento přístup odpovídá metodice používané při výpočtu β -koeficientů v investičních přehledech Value Line. Vzhledem k tomu, že variabilita míry výnosu



je způsobena z rozhodující míry změnou kurzu cenného papíru, nedochází zanedbáním dividendy k závažnému zkreslení odhadů koeficientů β .

4. 2. Výsledky odhadů β -koeficientů

Ekonometrický odhad β -koeficientů byl proveden pro 101 akcií patřících do portfolia Garančního fondu v době jeho ustavení počátkem roku 1994. Zkoumané období zahrnuje v případě RMS všech osm kol periodické aukce v roce 1993. V případě BCPP bylo uvažováno pouze 29 posledních burzovních dnů roku 1993. Jedná se tedy o období od 13. července do 16. prosince 1993. Toto omezení bylo zvoleno vzhledem k tomu, že v období před 13. červencem bylo na burze BCPP obchodováno limitované množství emisí cenných papírů. Výsledky burzovních transakcí z tohoto počátečního období by nebylo možné považovat za souměřitelné se stavem trhu v druhé polovině roku 1993. I přes toto očištění výchozích údajů jsou veškeré dále prezentované výsledky do značné míry podmíněny neopakovatelným charakterem období utváření akciového trhu a jejich vypovídací schopnost pro období stabilizovanějšího kontinuálního finančního trhu tím může být výrazně ovlivněna.

Výsledky regresních odhadů bet získaných z údajů generovaných RMS jsou uvedeny spolu s doprovodnými statistikami v *tabulce č. 1* pro 26 emisí akcií, pro které byly odhady statisticky významné na 10% hladině významnosti. V naprosté většině svědčí kladné hodnoty β -koeficientů o souhlasném pohybu míry výnosů tržního portfolia a míry výnosů akcií v Garančním fondu. Hodnoty bet u devíti uvedených podniků přesahující jednotkovou betu tržního portfolia signalizují vyšší míru rizika daných akcií. V souladu s CAPM lze u těchto podniků očekávat vyšší než průměrnou míru výnosů.

Z průměrných hodnot měr výnosů portfolia Garančního fondu a průměrných tržních měr výnosů RMS, které jsou zachyceny v *grafu č. 3*, byl pro portfolio Garančního fondu jako celek odhadnut regresní model podle rovnice (3b) ve tvaru:

$$R_p = -0,094 + 0,708 R_m$$

(0,060) (0,259)

TABULKA č. 1 Statisticky významné β -koeficienty v RM-systému

název emitenta	β -koeficient	t-statistika	hladina významnosti	koeficient determinace	počet pozorování
Středočeské chovatelské sdružení, a. s.	-0,373	-3,849	0,012	0,748	7
Benešovská mlékárna, a. s.	0,410	2,057	0,095	0,458	7
Cukrovar Dřevohostice, a. s.	0,514	3,022	0,029	0,646	7
ZZN v Nymburce, a. s.	0,529	4,255	0,008	0,784	7
ZZN, a. s., Děčín	0,572	2,148	0,084	0,480	7
Radlická mlékárna, a. s.	0,664	2,602	0,048	0,575	7
Drůbežářský závod Příšov, a. s.	0,767	2,858	0,035	0,620	7
ZZN Šumperk, a. s.	0,813	3,422	0,019	0,701	7
ZZN v Hradci Králové, a. s.	0,839	2,979	0,031	0,640	7
Mlékárna Kunín, a. s.	0,841	5,483	0,003	0,857	7
Cukrovar Hrušovany n. J., a. s.	0,842	5,193	0,003	0,844	7
Masokombinát Klatovy, a. s.	0,865	2,921	0,033	0,631	7
ZZN v Uh. Hradišti	0,907	2,195	0,080	0,491	7
ZZN v Praze, a. s.	0,933	10,243	0,000	0,955	7
Milko, a. s.	0,948	2,169	0,082	0,485	7
ZZN v Příbrami, a. s.	0,976	2,296	0,070	0,513	7
Masna Studená, a. s.	0,986	3,735	0,014	0,736	7
Masozávod Krahulčí, a. s.	1,012	4,197	0,009	0,779	7
Oseva UNI, a. s., Choceň	1,024	2,827	0,037	0,615	7
Mlýny Olomouc, a. s.	1,043	2,604	0,048	0,576	7
Avicom, a. s., Jánská Masokombinát	1,047	3,092	0,027	0,657	7
Roudnice, a. s.	1,098	2,168	0,082	0,485	7
Obchodní sladovny, a. s.	1,202	4,032	0,010	0,765	7
Union Cukr, a. s.	1,281	3,684	0,014	0,731	7
Jatky Plzeň, a. s.	1,285	2,922	0,033	0,631	7
Ústecká řeznickouzenářská, a. s.	1,298	3,880	0,012	0,751	7

pramen: vlastní výpočty podle databáze RM-systému

kde čísla v závorkách udávají standardní odchylky odhadovaných koeficientů. Hodnota t -statistiky pro β -koeficient $t = 2,736$ znamená, že odhadnutou betu lze označit za statisticky významnou na 5% hladině významnosti.

Hodnota koeficientu determinace $R^2 = 0,600$ udává šedesátiprocentní podíl systematického rizika na celkovém riziku Garančního fondu. Z hodnoty bety $\beta = 0,708$ plyne, že portfolio Garančního fondu je méně variabilní, méně rizikové než tržní portfolio celého RMS. Podle CAPM by proto očekávaná míra výnosu

TABULKA č. 2 Statisticky významné β -koeficienty na Burze cenných papírů Praha

název emitenta	β -koeficient	t -statistika	hladina významnosti	koeficient determinace	počet pozorování
Milko, a. s. Masokombinát	-1,284	-1,949	0,087	0,322	10
Polička, a. s. Plzeňské pivovary, a. s. Sladovna	-1,083	-1,796	0,100	0,227	13
Hodonice, a. s. Radlická mlékárna, a. s.	-0,932	-2,009	0,075	0,310	11
ZZN v Chrudimi, a. s. Michelské pekárny, a. s.	-0,898	-3,075	0,028	0,654	7
Xaverov, a. s. Masospol, a. s., Praha-Pisnice Drůbežářský podnik	-0,807	-3,141	0,014	0,552	10
Libuš, a. s. Obchodní sladovny, a. s.	-0,581	-2,023	0,083	0,369	9
Hanácké drůbežářské závodny, a. s.	0,760	1,999	0,062	0,190	19
	0,997	1,927	0,087	0,144	24
	1,000	2,319	0,032	0,221	21
	1,361	2,306	0,033	0,228	20
	1,444	2,401	0,024	0,187	27
	3,450	3,040	0,056	0,755	5

pramen: vlastní výpočty podle databáze Burzy cenných papírů Praha

portfolia Garančního fondu měla být nižší než očekávaná míra výnosu tržního portfolia RMS.

Z údajů vygenerovaných obchodováním na Burze cenných papírů Praha bylo možné odhadnout regresní model pouze pro 59 podniků v portfoliu Garančního fondu. Zbývajících 42 akciových společností v portfoliu Garančního fondu buď nebylo na BCPP kótováno vůbec (26 emisí), nebo počet kótací byl příliš nízký a neposkytl dostatečný počet stupňů volnosti pro výpočet lineárního regresního modelu.

Výsledky regresních odhadů bet vypočítané na základě výsledků obchodování na BCPP jsou spolu s doprovodnými statistikami uvedeny v tabulce č. 2 pro 12 akciových společností, pro které byly odhady beta regresních koeficientů statisticky významné na 10% hladině významnosti. Z rozmezí hodnot β -koeficientů uvedených v tabulce č. 2, pohybujících se od $\beta = -1,284$ do $\beta = 3,450$, které je výrazně širší než u bet stanovených na základě RMS, je zřejmý odlišný charakter závislosti mezi tržní mírou výnosu a mírou výnosu individuální akcie na BCPP a v RMS. Vysoký podíl emisí se zápornou betou signalizuje odchylku od obvyklého stavu na zavedených tradičních burzách.

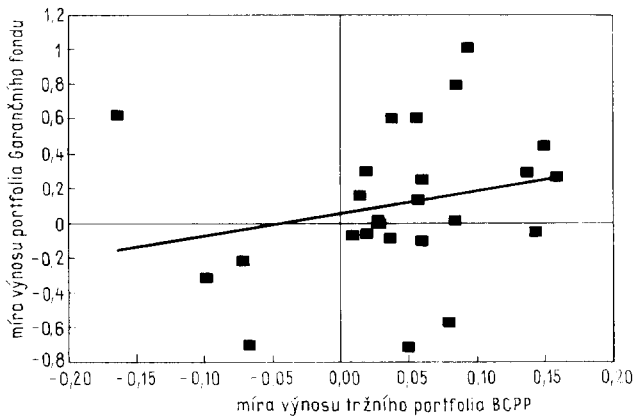
Vztah mezi průměrnou tržní mírou výnosů na BCPP a průměrnou tržní mírou výnosu portfolia Garančního fondu oceňovaného v cenách BCPP je zachycen v grafu č. 4. Regresní přímka byla odhadnuta ve tvaru

$$R_p = 0,052 + 1,295 R_m$$

(0,088) (1,085)

Vzhledem k hodnotě t -statistiky odhadu β -koeficientu $t = 1,194$ nelze prohlásit zjištěnou betu za statisticky významnou na žádné z konvenčních hladin vý-

GRAF č. 4 Trh BCPP: regresní přímka Garančního fondu



znamnosti. O neprůkaznosti modelu vypovídá i nízká hodnota koeficientu determinace $R^2 = 0,052$, podle níž by variabilita míry výnosů portfolia Garančního fondu byla pouze z pěti procent vysvětlitelná mírou výnosů tržního portfolia BCPP.

5. Závěr

Výsledky této studie potvrzují, že přes značná omezení, daná nevyspělostí českého finančního a obzvláště burzovního trhu, lze již nyní s postupným rozvojem trhu začít s aplikacemi ekonometrických modelů trhů cenných papírů. Ekonometrický model pro stanovení rizika portfolia specifikovaný v teoretické části práce byl v části empirické aplikován na portfolio Podpůrného a garančního rolnického a lesnického fondu (Garanční fond).

Ze statistického testování výsledků lineárních regresí plyne, že ze dvou zkoumaných trhů pouze model založený na RMS je statisticky významný. Tento závěr je v souladu s výsledky porovnání odhadnutých hodnot β -koeficientů a koeficientů determinace s výsledky dosahovanými v empirických analýzách standardních trhů cenných papírů, jako je burza v New Yorku.

Portfolio Garančního fondu lze proto na vysoké úrovni obecnosti souhrnně charakterizovat podle výšky β -koeficientu odhadnutého z výsledků obchodů RMS $\beta = 0,708$ jako portfolio kladně korelované s tržním portfoliem, tj. jako portfolio procyklické. Zároveň se ovšem jedná o portfolio defenzivní definované jako portfolio s nižší než průměrnou mírou rizika. Podíl systematického rizika odhadnutý prostřednictvím koeficientu determinace R^2 činí přibližně 60 % z celkového rizika portfolia Garančního fondu. Portfolio Garančního fondu tak nelze označit za plně diverzifikované ve smyslu odstranění nesystematického prvku rizika.

Zjištěné β -koeficienty portfolia Garančního fondu a jednotlivých akciových společností lze použít k modelování očekávaného výnosu cenných papírů na základě finančních modelů, jako je například model CAPM, který byl stručně uveden v této studii.

BEČVÁŘOVÁ, V. et al: Teoretická analýza finančního trhu, včetně potřeb a specifík úvěrování a zajišťování provozu a investic v zemědělství a přelévání kapitálu v marketingovém řetězci. [Výzkumná studie.] Praha, VÚZE 1993.

BLUME, M.: Betas and Their Regression Tendencies. *Journal of Finance*, June 1975, s. 785—795.

FABOZZI, F. J.—FRANCIS, J. C.: The Effects of Changing Macroeconomic Conditions on Alphas, Betas, and the Single Index Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1979.

FRANCIS, J. C.: Statistical Analysis of Risk Surrogates for NYSE Stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, December 1979.

HAUGEN, R. A.: *Modern Investment Theory*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New York 1990.

JANDA, K.: Ekonometrické modelování rizika s aplikací na Podpůrný a garanční rolnický a lesnický fond. [Výzkumná studie.] Praha, VÚZE 1994.

MARKOWITZ, H. M.: *Portfolio Selection*. Basil Blackwell, Cambridge, Massachusetts 1991.

MARKOWITZ, H. M.: *Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets*. Basil Blackwell, Cambridge, Massachusetts 1990.

SHARPE, W. F.: Capital Asset Prices; A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, September 1964.

STAMBOUGH, R. F.: On the Exclusion of Assets from Tests of the Two Parameter Model: A Sensitivity Analysis. *Journal of Financial Economics*, č. 10, listopad 1982, s. 237—268.

TAUBMAN, P.—WACHTER, M. L.: Segmented Labor Markets. In: *Handbook of Labor Economics*. Elsevier Science Publishers, Amsterdam, 1986.

WAGNER, W. H. — LAU, S.: The Effect of Diversification on Risk. *Financial Analysts Journal*, November—December 1971, s. 48—53.

SUMMARY

Modelling Risks of Share Portfolio

Karel JANDA, CERGE — Economic Institute, Prague

This article deals with theoretical and empirical issues of modelling risks and analyzing a portfolio. The example used in this case is the portfolio of the „Podpůrný a garanční rolnický a lesnický fond“ — Guaranty Fund. The overall risk of a security paper is divided into systematic and non-systematic parts. A coefficient β , calculated from the linear regression of a rate of return of an analysed security paper with regard to a market rate of return, is defined as an indicator of the systematic risk. Besides determining a β -coefficient of individual shares, a β -coefficient of portfolio is derived. The use of β -coefficient is shown of the base of a CAPM model. The empirical estimates for the β -coefficient are made here for 101 shares which belong to the portfolio of the Guaranty Fund at the time of its foundation in the beginning of 1994.

In this article, two market portfolios are given due the parallel existence of two Czech capital markets and then the β -coefficients are estimated separately for the Prague Stock Exchange and RM-System. The statistically significant results of estimates for individual companies are given in tables 1 and 2. The statistically significant β -coefficient of portfolio of Guaranty Fund was estimated at 0.708 (a standard deviation — 0.259) for RMS. The same calculation made for the Prague Stock exchange was not statistically significant.